



HAL
open science

Activités non agricoles et financement de l'exploitation agricole

Stéphane Krebs

► **To cite this version:**

Stéphane Krebs. Activités non agricoles et financement de l'exploitation agricole. Sciences de l'Homme et Société. Université Nancy 2, 2004. Français. NNT: . tel-02827145

HAL Id: tel-02827145

<https://hal.inrae.fr/tel-02827145>

Submitted on 7 Jun 2020

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

UNIVERSITE NANCY II
UFR DROIT, SCIENCES ECONOMIQUES ET GESTION

THESE

pour obtenir le grade de

DOCTEUR DE L'UNIVERSITE NANCY II

Discipline : Sciences Economiques

Ecole doctorale des Sciences Juridiques, Politiques, Economiques et de Gestion

présentée et soutenue publiquement

par

M. Stéphane KREBS

le 31 mars 2004

**ACTIVITES NON AGRICOLES
ET FINANCEMENT
DE L'EXPLOITATION AGRICOLE**

Jury :

- M. Eric BROUSSEAU (Professeur de Sciences Economiques, Université Paris X), Rapporteur
- M. Jean-Pierre BUTAULT (Directeur de Recherche, INRA-ESR Paris)
- M. Bruno DEFFAINS (Professeur de Sciences Economiques, Université Nancy II), Directeur de thèse
- Mme Caroline HALFEN (Caisse Nationale de Crédit Agricole)
- M. Thierry MAGNAC (Directeur de Recherche, INRA-ESR Paris), Rapporteur
- M. Jean-Claude RAY (Professeur de Sciences Economiques, Université Nancy II)

*A la mémoire de Dominique Normandin,
Ingénieur de Recherche à l'INRA,
Directeur-adjoint du Laboratoire d'Economie Forestière,
décédé le 24 juillet 2002*

REMERCIEMENTS

J'ai bénéficié pour la réalisation de cette thèse du soutien financier de la Caisse Nationale de Crédit Agricole et de l'Institut National de la Recherche Agronomique, organismes auxquels j'exprime ma plus vive gratitude. Mes remerciements s'adressent en particulier à M. Michel Clavé, Directeur de l'Agriculture et des Collectivités Locales à la CNCA, ainsi qu'à M. Hervé Guyomard, Chef du Département d'Economie et Sociologie Rurales de l'INRA, pour l'intérêt qu'ils ont porté à mes recherches en acceptant de les financer. Je remercie également Mmes Caroline Halfen (CNCA) et Catherine Benjamin (INRA-Rennes), ainsi que M. Thierry Magnac (INRA-Paris), qui ont très aimablement accepté de suivre régulièrement mes travaux pour le compte de ces organismes et m'ont prodigué de bien utiles conseils et encouragements.

Je suis également redevable à MM. Philippe Brion et Jean-Pierre Berthier, qui se sont succédés à la tête de la Division Agriculture de l'Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques, de m'avoir régulièrement associés à certains de leurs travaux et permis d'accéder aux bases de données employées dans la présente étude. Une mention particulière pour Nathalie Delame (INRA-INSEE), qui a géré au quotidien avec un

grand dévouement mon accès aux données et m'a aidé à surmonter nombre de difficultés.

Je remercie les membres de l'Unité *Economie et Politique Agricoles et Forestières* de l'INRA, devenue *Laboratoire d'Economie Forestière* (Unité Mixte de Recherche ENGREF-INRA), qui ont eu la gentillesse de m'accueillir et m'ont permis de réaliser ma thèse dans d'excellentes conditions matérielles. Je remercie en particulier Ahmed Barkaoui, avec qui j'ai eu la joie de partager un bureau durant ces années, ainsi que Jean-Marc Rousselle, pour sa grande disponibilité et dont l'aide et les conseils m'ont été particulièrement précieux.

J'adresse des remerciements particuliers à MM. Jean-Pierre Butault, Directeur de Recherche à l'INRA (UMR *Economie Publique* INAPG-INRA), et Bruno Deffains, Professeur de Sciences Economiques à l'Université Nancy 2, qui ont accepté d'assurer conjointement l'encadrement de cette thèse.

Ma gratitude va enfin à mon épouse Laetitia, ainsi qu'à mes proches, pour leur aide et leur soutien, tout au long de ce travail.

« Quand quelqu'un entreprend un essai de quarante pages sur quoi que ce soit, il part de certaines affirmations préalables et il en reste prisonnier. Une certaine idée de la probité l'oblige à aller jusqu'au bout en les respectant, à ne pas se contredire ; cependant, tandis qu'il progresse, le texte lui présente d'autres tentations, qu'il lui faut rejeter, parce qu'elles s'écartent de la voie tracée. On est enfermé dans un cercle que l'on a soi-même tracé. C'est ainsi qu'en se voulant probe, on tombe dans la fausseté, et dans ce manque de véracité. Si cela se produit dans un essai de quarante pages, que ne se passera-t-il pas dans un système ! Là est le drame de toute réflexion structurée : ne pas permettre la contradiction. C'est ainsi que l'on tombe dans le faux, que l'on se ment pour sauvegarder la cohérence. En revanche, si l'on produit des fragments, on peut, en une même journée, dire une chose et son contraire. Pourquoi ? Parce que chaque fragment est issu d'une expérience différente, et que ces expériences sont, elles, vraies : elles sont l'essentiel. On dira que c'est être irresponsable, mais si tel est le cas, ce le sera au sens même où la vie est irresponsable. Une pensée fragmentaire reflète tous les aspects de votre expérience, une pensée systématique n'en reflète qu'un aspect, l'aspect contrôlé, et par là même appauvri. [...] Dans le système, seul parle le contrôleur, le chef. Le système est toujours la voie du chef : c'est pour cela que tout système est totalitaire, alors que la pensée fragmentaire demeure libre ».

E.M. Cioran

Entretiens

Gallimard, 1985

*La faculté n'entend donner aucune approbation
ni improbation aux opinions émises dans cette thèse.*

*Ces opinions doivent être considérées
comme propres à leur auteur*

SOMMAIRE

REMERCIEMENTS	3
SOMMAIRE	7
INTRODUCTION GENERALE	11
PREMIERE PARTIE	
CHAPITRE 1 : CONSTRUCTION DU CADRE D'ANALYSE	18
SECTION 1.- LE MODELE STATIQUE DU MENAGE AGRICOLE : UNE REVUE DE LA LITTERATURE	20
A.- PRESENTATION DU MODELE	23
B.- RESOLUTION DU MODELE	25
C.- APPLICATIONS EMPIRIQUES : UNE REVUE DE LA LITTERATURE	32
SECTION 2.- LE MODELE DYNAMIQUE DU MENAGE AGRICOLE	46
A.- UN MODELE DYNAMIQUE DU MENAGE AGRICOLE	49
B.- LE MODELE DE PHIMISTER (1993)	58
C.- CONSTRUCTION DU MODELE DE « BASE »	65
CHAPITRE 2 : PRISE EN COMPTE DES IMPERFECTIONS DU MARCHE DU CREDIT	71
SECTION 1.- PARADIGME DE L'INFORMATION IMPARFAITE ET IMPLICATIONS EN MATIERE DE FINANCEMENT DE L'EXPLOITATION	74
A.- PARADIGME DE L'INFORMATION IMPARFAITE	75
B.- IMPLICATIONS EN MATIERE DE FINANCEMENT DE L'ACTIVITE AGRICOLE	82
SECTION 2.- MODELISATION DES DECISIONS D'INVESTISSEMENT ET DE FINANCEMENT	98
A. RESTRICTIONS QUANTITATIVES EN MATIERE D'EMPRUNT	99
B.- COUTS D'AGENCE	112

SECONDE PARTIE

CHAPITRE 3 : DONNEES ET STATISTIQUES DESCRIPTIVES

119

SECTION 1.- UN APERÇU DES SOURCES STATISTIQUES TRADITIONNELLEMENT EMPLOYEES DANS LES ETUDES FRANÇAISES RELATIVES A LA PLURIACTIVITE DES FAMILLES D'AGRICULTEURS	122
A.- PRESENTATION GENERALE DE CES SOURCES	122
B.- AMPLEUR ET EVOLUTION DE LA PLURIACTIVITE DANS L'AGRICULTURE FRANÇAISE AU COURS DE LA DECENNIE 1990	126
SECTION 2.- LES APPARIEMENTS RICA–SOURCE FISCALE DE 1991 ET 1997	134
A.- LA SOURCE FISCALE	136
B.- LA SOURCE COMPTABLE	138
C.- LES OPERATIONS D'APPARIEMENT	139
D.- IMPORTANCE DE LA PLURIACTIVITE ET PRINCIPALES CARACTERISTIQUES DES EXPLOITATIONS	146
SECTION 3.- CONSTRUCTION DU PANEL RICA-SOURCE FISCALE 1991-1997	156
A.- CONSTRUCTION DU PANEL	156
B.- IMPORTANCE DE LA PLURIACTIVITE	159
SECTION 4.- DESCRIPTIF DU PANEL RICA SOURCE FISCALE 1991-1997	161
A.- CARACTERISTIQUES ECONOMIQUES ET STRUCTURELLES DES EXPLOITATIONS	161
B.- CARACTERISTIQUES FINANCIERES DES EXPLOITATIONS	172
C.- PLURIACTIVITE ET DIFFICULTES FINANCIERES DES EXPLOITATIONS	185

CHAPITRE 4 : APPLICATIONS EMPIRIQUES

199

SECTION 1.- PLURIACTIVITE ET FINANCEMENT INTERNE DE L'EXPLOITATION	202
A.- REVUE DE LA LITTERATURE	203
B.- UNE ANALYSE DU PARTAGE DU REVENU AGRICOLE	215
C.- SPECIFICATION EMPIRIQUE, STRATEGIE D'ESTIMATION ET RESULTATS	225
SECTION 2.- PLURIACTIVITE ET FINANCEMENT EXTERNE DE L'EXPLOITATION	240
A.- REVUE DE LITTERATURE	241
B.- METHODOLOGIE	248
C.- STRATEGIE D'ESTIMATION ET RESULTATS	251
SECTION 3.- PLURIACTIVITE ET COMPORTEMENTS D'INVESTISSEMENT DES FOYERS D'AGRICULTEURS	259
A.- LE MODELE	259
B.- STRATÉGIE D'ESTIMATION	270
C. RESULTATS	272

CONCLUSION GENERALE	280
BIBLIOGRAPHIE	294
ANNEXES	
ANNEXE I : CARACTERISTIQUES GENERALES DE L'EXPLOITATION	317
ANNEXE II : ELEMENTS DU BILAN	321
ANNEXE III : TABLEAU DE FINANCEMENT	327
ANNEXE IV : SOLDES INTERMEDIAIRES DE GESTION	333
ANNEXE V : EQUATIONS DE PRELEVEMENTS	343
ANNEXE VI : EQUATIONS D'ENDETTEMENT	393
ANNEXE VII : EQUATIONS D'EULER DE L'INVESTISSEMENT	419
TABLE DES MATIERES	468

INTRODUCTION GENERALE

L'agriculture française a connu, depuis la fin de la Seconde Guerre Mondiale, un profond mouvement de concentration, conséquence de la forte diminution du nombre d'exploitations et du net recul de la population active agricole. L'accroissement de la dimension moyenne des exploitations et les efforts importants consentis par ces dernières en terme de modernisation ont donné lieu à un formidable développement de l'investissement productif, qui a eu pour corollaire une généralisation du recours au crédit bancaire, encouragée par les pouvoirs publics au moyen de prêts bonifiés. Au cours de la dernière décennie, le recul de la bonification et la concurrence accrue au sein du secteur bancaire ont conduit à rapprocher les conditions de financement des exploitations de celles des firmes non agricoles et à redéfinir les relations liant l'exploitant et son banquier. Les changements récents intervenus dans l'environnement des exploitations (réforme de la Politique Agricole Commune, difficultés propres à certaines catégories de producteurs, etc.) tendent à fragiliser la position économique et financière de certaines exploitations et à compromettre leur capacité de remboursement, ce qui rend difficile l'appréciation du risque bancaire et peut amener ces exploitations à rencontrer des difficultés d'accès au crédit.

Ce mouvement de concentration et de modernisation coïncide avec un développement de la pluriactivité des familles d'agriculteurs. Longtemps considéré avec circonspection par les divers acteurs du monde rural, soucieux de voir émerger un modèle universel d'exploitation à deux actifs familiaux dégagant un revenu suffisant

pour assurer un niveau de vie décent à l'agriculteur et à sa famille, le champ de la pluriactivité s'est considérablement élargi, dépassant le cadre de l'agriculture de complément – où elle était originellement cantonnée – pour gagner peu à peu le champ de l'agriculture professionnelle. La persistance et l'essor de la pluriactivité ont progressivement conduit les organisations professionnelles agricoles et les pouvoirs publics à réviser leur perception du phénomène, pour placer même la diversification des sources d'activités et de revenus au cœur des débats actuels de politiques agricoles et de développement rural. A l'image misérabiliste longtemps véhiculée par la pluriactivité s'est désormais substituée une vision plus positive, dans un contexte de réduction programmée des concours publics à l'agriculture et de reconnaissance du caractère multifonctionnel de cette dernière.

Le développement de la pluriactivité des familles d'agriculteurs a donné lieu à une abondante littérature théorique et empirique, principalement axée sur l'identification des déterminants de la décision de participation à une activité extérieure. Les études entreprises dans cette perspective ont permis de souligner le rôle joué dans ces décisions par les caractéristiques individuelles et familiales et par les caractéristiques structurelles de l'exploitation et sa localisation, mais n'ont accordé qu'une faible attention aux facteurs financiers. Des premiers travaux empiriques visant à intégrer la dimension financière dans les analyses de la pluriactivité, entrepris sur données françaises en coupe instantanée, nous ont pourtant permis de mettre en évidence une capitalisation plus intense des exploitations concernées par la pluriactivité, renvoyant dans les faits à un recours plus massif à l'endettement et à l'autofinancement (Butault *et al.*, 1999).

Ce constat empirique, qui bouleverse les approches traditionnelles du phénomène, peut faire l'objet de deux interprétations contradictoires, mais reposant pour une large part sur des mécanismes communs. Une première lecture consiste à considérer l'entrée en pluriactivité comme une nécessité. Les exploitations agricoles doivent en effet faire face, lors de certaines phases de leur cycle de vie – en phase d'installation et de modernisation notamment –, à d'importants besoins en capitaux, qui ne peuvent être

financés à partir des seules ressources financières internes dégagées par l'exploitation. Ces dernières se voient contraintes de s'endetter massivement, donnant lieu à des annuités d'emprunts conséquentes, qui entrent en concurrence avec le financement des besoins familiaux lors du partage du revenu agricole. L'agriculteur peut alors être contraint de rechercher un complément de ressources hors de l'exploitation, afin de lui permettre d'honorer plus facilement ses obligations financières, tout en préservant le niveau de vie familial. La seconde interprétation possible consiste à voir dans la décision de pluriactivité un choix librement consenti. Les revenus d'activité extérieure peuvent – comme précédemment – agir sur le financement interne des investissements, en permettant aux ménages agricoles concernés à financer une part plus ou moins importante de leurs besoins familiaux directement à partir de ces ressources, libérant des fonds qui peuvent être réinvestis sur l'exploitation sous forme de remboursements d'emprunts, ou même contribuer plus directement au financement de l'activité courante et des investissements de l'exploitation. Dans ces deux cas de figure, le rôle dévolu aux revenus d'activité extérieure peut être renforcé lorsque l'exploitation rencontre des difficultés d'accès à la ressource financière. La perception de tels revenus est en effet de nature à agir sur les conditions d'accès au financement externe en contribuant à réduire le risque de revenu, les revenus extérieurs – salariaux notamment – étant caractérisés par une faible variabilité comparativement aux revenus agricoles, ce qui réduit le risque d'impayés pour la banque. Les revenus d'activité extérieure peuvent également constituer pour cette dernière une garantie supplémentaire de remboursement des prêts octroyés, ce qui est également de nature à faciliter l'accès au crédit des exploitations concernées.

La présente thèse entend ainsi contribuer au renouvellement des approches de la pluriactivité en cherchant à mettre en relation les décisions de travail des familles d'agriculteurs et les décisions d'investissement et de financement de leurs exploitations. La prise en compte d'éléments financiers implique de renoncer au cadre d'analyse statique, privilégié dans la plupart des études consacrées à la pluriactivité, au profit d'une approche dynamique, ce qui est rendu possible par la disponibilité de données de

panel. Il nous a en effet été possible de construire un panel de 1 700 exploitations agricoles françaises, observées sur la période 1991-1997, à partir des données du Réseau d'Information Comptable Agricole (RICA) et des données de deux enquêtes, réalisées par l'Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques, mettant en relation les observations du RICA et des déclarations fiscales d'agriculteurs présents dans cette source. Notre objectif consiste ainsi en la construction et la validation empirique d'un modèle dynamique du ménage agricole, producteur et consommateur, permettant de prendre en compte l'interdépendance potentielle des décisions de travail, d'investissement, et de financement, dans un contexte de marchés financiers imparfaits.

La **première partie** de la thèse, consacrée à la construction du cadre d'analyse, s'articule autour de deux chapitres.

Le **premier chapitre** synthétise les principaux développements de l'analyse économique relatifs à la pluriactivité des ménages agricoles, qui ont pour l'essentiel vu le jour autour du modèle statique du ménage agricole. Nous accorderons alors une attention particulière à la présentation du modèle statique et à ses extensions, en mettant l'accent sur les principaux résultats empiriques. L'intérêt du modèle statique demeure toutefois limité pour notre propos, puisqu'il ne permet pas de prendre en compte de manière satisfaisante les décisions d'investissement et de financement. C'est ce qui justifie la construction d'un modèle dynamique du ménage agricole, bénéficiant en cela des développements récents de la littérature relative aux décisions d'investissement des ménages agricoles.

La construction du cadre d'analyse se poursuit dans le **second chapitre**, qui vise à prendre en compte l'existence d'imperfections des marchés de capitaux. Après une brève revue de la littérature théorique consacrée aux problèmes d'asymétries d'information et à ses implications sur la relation de prêt, nous nous proposons de dresser un aperçu du dispositif français de prêts à l'agriculture et des pratiques bancaires en matière de gestion du risque d'impayés. La grande variété et la complexité des instruments mis en

œuvre nous ont conduit à modéliser ces contraintes de manière simple. Nous avons opté pour l'introduction dans le modèle de deux types de contraintes, destinées à rendre compte de l'impact des imperfections du marché du crédit sur le coût et la disponibilité de la ressource financière externe. La résolution du modèle permet alors de dériver des spécifications de l'équation d'Euler de l'investissement, permettant de tester empiriquement l'hypothèse de perfection des marchés de capitaux et d'identifier la nature des imperfections.

La **seconde partie** de la thèse revêt une plus forte dimension empirique puisqu'elle se propose de procéder à l'estimation économétrique de ces équations d'Euler de l'investissement sur données de panel.

Le **troisième chapitre** détaille pas à pas la construction du panel d'exploitations individuelles françaises employé dans cette étude, en cherchant à positionner la source retenue par rapport aux autres sources existantes. Cette présentation est complétée par une description détaillée des principales caractéristiques structurelles, économiques et financières selon leur statut en matière d'emploi.

Le **quatrième et dernier chapitre** est enfin consacré à la validation empirique du modèle théorique, par l'estimation économétrique des équations d'Euler de l'investissement. Il détaille la stratégie d'estimation et présente les principaux résultats obtenus. Nous l'avons toutefois fait précéder d'une exploration empirique des relations susceptibles de lier les décisions de travail des familles d'agriculteurs et le financement interne de l'exploitation d'une part, les décisions de travail et le financement externe d'autre part.

PREMIERE PARTIE

Chapitre 1 :

Construction du cadre d'analyse

La période récente est caractérisée par l'emploi généralisé de modèles formalisés, afin d'illustrer les débats de politique économique et de politique agricole. L'intérêt de recourir à de tels modèles réside dans le fait qu'ils permettent d'identifier de manière fine les divers mécanismes économiques à l'œuvre, de prendre en compte leurs éventuelles interactions, de rassembler et d'organiser les données disponibles dans un cadre cohérent et d'évaluer de manière rigoureuse les résultats finaux associés à une modification de l'environnement socio-économique. Dans le contexte agricole, deux grandes familles de modèles ont été privilégiées. Il s'agit en premier lieu de modèles d'inspiration macro-économiques ; qualifiés de sectoriels ou de multi-sectoriels, dont la vocation est d'analyser les comportements à un niveau agrégé (régional, voire national). Il s'agit en second lieu de modèles d'essence micro-économique, qui répondent à une volonté d'analyser les comportements individuels des agents économiques au niveau décentralisé.

Dans les modèles micro-économiques de comportements individuels, qui retiennent plus particulièrement notre attention dans le cadre de la présente étude, les prix sont, à la différence des modèles sectoriels, supposés exogènes et ne sont en aucun cas

influencés par les choix des agriculteurs et de leur famille. L'hypothèse constitutive de ces modèles est celle de rationalité des comportements, en ce sens que les agents poursuivent un objectif et l'optimisent, en tenant compte des contraintes auxquelles ils doivent faire face. Cette hypothèse permet de déterminer une solution unique au problème d'optimisation, vue par le modélisateur comme le comportement attendu de l'agent, et par extension d'un groupe d'agents, voire même du secteur agricole considéré dans sa globalité. Sous cette hypothèse, les agents définissent leurs comportements dans un contexte donné, et reconsidèrent leurs choix en cas de modification de leur environnement, afin de se conformer toujours au programme d'optimisation de leurs objectifs.

Le présent chapitre s'articule autour de deux sections. La première section est consacrée à la présentation du modèle statique du ménage agricole, qui constitue le cadre d'analyse privilégié des décisions de pluriactivité des ménages agricoles. Ce modèle statique a bénéficié au cours des trois dernières décennies d'intéressants développements, qui se doivent d'être synthétisés. Il ne permet toutefois pas de prendre en compte de manière satisfaisante les décisions de financement des exploitations, en particulier les effets d'éventuelles difficultés d'accès à la ressource financière et qui peuvent avoir des répercussions importantes sur les choix des agents. C'est ce qui justifie la transposition du modèle du ménage agricole dans une perspective dynamique, intervenue plus récemment à la suite des nombreux développements micro- et macro-économiques relatifs aux comportements de consommation et d'investissement. La présentation générale du modèle dynamique du ménage agricole fait l'objet de la seconde section de ce chapitre. Cette section doit permettre d'aboutir à un modèle de base, destiné à servir de support – dans le prochain chapitre – à la prise en considération du fonctionnement imparfait des marchés de capitaux et des contraintes d'accès à la ressource financière et de leur impact sur les décisions de consommation, de production et de travail des ménages agricoles.

Section 1.- Le modèle statique du ménage agricole : une revue de la littérature

L'analyse économique des comportements des ménages agricoles a bénéficié, au cours des trente dernières années, d'un profond renouvellement. Jusqu'au début des années 1970 en effet, la théorie néoclassique de la firme constituait le cadre d'analyse de référence du fonctionnement des unités de production agricole. Les économistes agricoles, guidés par l'idée d'industrialisation de l'agriculture, appréhendaient l'exploitation agricole comme une simple unité de production, combinant des facteurs de production en vue de réaliser un profit (Schmitt, 1991). Ce type d'approche, qui revient en réalité à nier le caractère éminemment familial de l'activité de production agricole et sa persistance, omet en particulier le fait que les membres du ménage agricole fournissent une grande part des facteurs de production, indispensables au processus productif, qu'il s'agisse du travail familial, du foncier ou encore des capitaux.

La modélisation des comportements à l'aune de la théorie néoclassique de la firme laisse à supposer que les agriculteurs font usage d'un ensemble donné de ressources, afin de produire une certaine quantité d'outputs, en se conformant à une technologie de production donnée. Le problème consiste alors pour l'exploitant à définir un plan de production optimal, de manière à optimiser une fonction objectif sans violer aucune des contraintes auxquelles il doit faire face. L'objectif à maximiser est traditionnellement un revenu au comptant, voire même parfois la production globale de l'exploitation. Le problème peut consister alternativement en la minimisation des coûts, afin d'atteindre un niveau de production donné. Les deux contraintes essentielles dans un contexte agricole sont ainsi la *fonction de production* – dont le degré de complexité est variable selon les modèles –, qui décrit les relations techniques liant les inputs aux outputs, et la *contrainte de temps*, qui stipule que le ménage ne peut allouer plus de temps à l'activité agricole – et le cas échéant à l'exercice d'une activité extérieure – que le temps total qui lui est alloué. La théorie néoclassique du producteur permet ainsi de déterminer un plan de production optimal pour l'exploitation, autrement dit la quantité de ressources

employée et le niveau de production de chaque activité permettant d'atteindre le revenu maximum. Il ne prend toutefois pas en compte la manière par laquelle le ménage détermine ses choix de consommation et emploie ce revenu. L'hypothèse implicite est alors que les choix de production sont déterminés indépendamment des décisions de consommation et que le problème d'optimisation peut faire l'objet d'une résolution séquentielle, le ménage prenant d'abord ses décisions de production, puis ses décisions de consommation.

Les critiques – nombreuses – formulées à l'encontre de ce modèle renvoient pour l'essentiel à l'absence de prise en compte explicite des problèmes liés à la consommation et à l'offre de travail : mauvaise description des stratégies de subsistance – ce qui s'avère particulièrement préjudiciable dans le cas des pays en développement – utilisation quasi-systématique de l'ensemble de la force de travail disponible, etc. Dans le programme de maximisation du revenu, la contrainte de temps est en effet bien souvent liante, l'exploitant travaillant autant qu'il le peut, en dépit de la pénibilité des dernières heures travaillées. Il n'y a par conséquent pas de réel compromis entre travail et loisir dans ce modèle de production. La contrainte de temps peut toutefois être non liante dans certains cas, mais cela renvoie alors pour l'essentiel à la rigidité des relations liant les inputs et outputs et à l'imparfaite substituabilité des facteurs de production. Les travaux se sont dès lors orientés vers une prise en compte des interdépendances susceptibles d'exister entre les comportements de production et de consommation, en développant le modèle du ménage agricole, producteur et consommateur.

Les fondements des analyses modernes menées dans cette perspective peuvent être recherchés dans les travaux de l'économiste agricole russe Chayanov (1925), qui considérait, pour expliquer les comportements des ménages agricoles russes, que « *seul le revenu du travail paysan dans sa globalité a une pertinence économique et que le fonctionnement de l'exploitation paysanne repose sur un équilibre entre pénibilité du travail et consommation* ». La formulation néoclassique du problème, intervenue à la suite des travaux de Becker (1965) sur l'allocation du temps et adaptée dans le contexte

agricole par Nakajima (1986), a ainsi été originellement développée pour mieux comprendre et expliquer les décisions de production, de consommation et d'offre de travail des ménages agricoles de pays en développement. Les divers travaux entrepris dans ce cadre ont surtout insisté sur le fait qu'une part importante des inputs et des outputs sont directement offerts et consommés par le ménage et que les marchés, sont défaillants, voire inexistantes pour un certain nombre de biens produits ou consommés par le ménage. Dès les années 1980, le modèle a également fait l'objet d'applications prenant spécifiquement pour cadre les ménages agricoles des pays développés. Ces recherches ont porté pour l'essentiel sur la question de l'allocation du temps des ménages agricoles entre loisir, travail sur l'exploitation et éventuellement travail hors de l'exploitation.

Le modèle du ménage agricole considère l'exploitant et sa famille non plus comme une simple unité de production, mais également comme une unité de consommation. Cette représentation tend à reconnaître la multiplicité des objectifs poursuivis par le ménage, les interactions potentielles entre ces différents objectifs et l'impact que peuvent avoir ces interdépendances sur la capacité de réponse du ménage aux modifications de son environnement. L'objectif poursuivi par le ménage n'est dès lors plus la maximisation d'un revenu ou d'une production, mais d'une utilité, fonction de la structure de sa consommation.

Dans sa version la plus rudimentaire, le modèle statique du ménage agricole constitue une extension du modèle simple de comportement proposé par Becker (1965), dans lequel le ménage réalise un arbitrage entre consommation et loisir. Il maximise son utilité totale, compte tenu de sa contrainte en temps et de sa contrainte budgétaire. Ce modèle a bénéficié de nombreux perfectionnements, de manière à prendre en compte les diverses activités de production économique du ménage, et en particulier ses activités de production domestique. Dans le modèle de base du ménage agricole, l'activité agricole s'apparente à l'activité domestique du modèle de Becker (1965). Le modèle fait ainsi intervenir une ou plusieurs fonctions de production agricole, destinée à permettre à

l'économiste agricole d'appréhender les décisions relatives aux inputs et outputs agricoles. Il permet ainsi de déterminer **1)** une offre d'outputs agricoles, **2)** une demande d'intrants agricoles, **3)** une demande de biens de consommation, **4)** une demande de loisir des membres du ménage, ainsi que **5)** le volume de main d'œuvre disponible pour travailler hors de l'exploitation. Le temps alloué à l'activité agricole est simplement défini comme la dotation totale en temps, nette du temps alloué au loisir et du temps consacré à l'exercice d'une activité extérieure.

Si le modèle statique du ménage agricole n'est pas directement employé dans le cadre de la présente étude, il est toutefois nécessaire d'en maintenir la présentation à des fins pédagogiques, puisqu'il constitue le point de départ obligé de notre analyse dynamique des choix du ménage agricole et permet de bien cerner l'architecture générale de cette famille de modèles. La présente section est organisée comme suit. Après un premier paragraphe consacré à une présentation générale du modèle statique du ménage agricole, producteur et consommateur, un second paragraphe détaille sa résolution. Le troisième paragraphe a pour vocation de présenter de manière très synthétique les principales applications empiriques du modèle statique du ménage agricole.

A.- Présentation du modèle

L'élaboration et l'enrichissement du modèle du ménage agricole, producteur et consommateur, a donné lieu à une abondante littérature. Dans sa version la plus basique, le ménage agricole détermine ses choix de manière à maximiser une fonction d'utilité familiale, sous contraintes de budget, de disponibilité de la main d'œuvre familiale et de la technologie de production :

$$\max \quad U(C, l) \quad (1.1.1)$$

sous les contraintes :

$$p_c C = C = pY - vX + wLe + V \quad (a)$$

$$T = l + La + Le \quad \text{(b)}$$

$$Y = F(X, La) \quad \text{(c)}$$

$$Le \geq 0 \quad \text{(d)}$$

Le programme d'optimisation **(1.1.1)**, qui postule l'existence de préférences familiales, établit que les membres composant le ménage agricole s'accordent à maximiser sous contraintes une fonction d'utilité $U(.,.)$, dont les arguments sont la consommation agrégée C et le loisir agrégé l des membres du ménage. Cette fonction est supposée continue, deux fois différentiable, non décroissante et quasi-concave par rapport à ses deux arguments.

La première contrainte **(a)** à laquelle doit faire face le ménage est la *contrainte de budget*, qui établit que les dépenses du ménages doivent nécessairement équilibrer ses recettes. L'unique source de dépenses dans ce modèle est la consommation C . Le prix du bien de consommation, noté p_c , et supposé par convention égal à l'unité, fait office de numéraire. Les recettes du ménage se composent du produit de la vente de l'output agricole – où p désigne le prix et Y la quantité de l'output agricole produite –, net des achats d'intrants variables – où v désigne le prix unitaire et X la quantité employée d'intrants variables (hors travail familial) – augmenté du revenu d'activité extérieure – où w désigne le taux de salaire offert hors de l'exploitation et Le le temps alloué à l'exercice d'une activité extérieure – et d'un revenu exogène – noté V .

La seconde contrainte **(b)** est la *contrainte de temps*, qui indique que le ménage dispose d'une dotation totale en temps, à allouer entre le loisir l , le temps de travail sur l'exploitation La et le temps de travail hors de l'exploitation Le .

La contrainte **(c)** est la *fonction de production* de l'exploitation, qui lie le volume de l'output agricole produit Y à la quantité de facteurs de production employée, autrement

dit au temps de travail familial alloué à l'activité agricole et au volume de facteurs de production variables – hors travail familial – employé.

Enfin, la quatrième et dernière contrainte (**d**) est une contrainte de positivité, destinée à s'assurer la stricte positivité ou de la nullité du temps de travail alloué à l'activité extérieure Le .

Dans ce modèle, le ménage évolue dans un univers de concurrence pure et parfaite. Il est *price-taker* en ce sens que les prix de l'output agricole comme des facteurs de production sont supposés donnés. L'hypothèse d'exogénéité des prix trouve sa justification dans le fait que les exploitations agricoles sont suffisamment nombreuses et de dimension suffisamment faible – comparativement à la taille du marché – pour qu'aucune ne soit en mesure d'affecter par ses seuls choix la situation du marché et d'influencer les prix. Ce choix en matière de modélisation est encore renforcé dans le contexte agricole par le fait que les prix demeurent dans une large mesure administrés pour certaines productions agricoles.

B.- Résolution du modèle

La résolution du modèle peut s'opérer en ayant pris au préalable soin de simplifier l'écriture du programme d'optimisation. Le terme Y , défini par la relation (**c**), peut en effet être remplacé dans la contrainte (**a**), tandis que le terme Le peut être éliminé de cette même relation et remplacé par $T - l - L_f$.

Le Lagrangien associé au programme (**1.1.1**) peut alors s'écrire :

$$L = U(C, l) + \lambda [pF(X, La) - vX + w(T - l - La) + V - C] \\ + \mu [T - l - La]$$

où λ désigne le multiplicateur de Lagrange associé à la contrainte de budget (**a**) et μ la variable duale associée à la contrainte de positivité sur le temps alloué à l'activité extérieure (**d**).

Les conditions de Kuhn-Tucker obtenues sont les suivantes :

$$C : \quad \frac{\partial U(\cdot)}{\partial C} - \lambda = 0 \quad (1.1.2)$$

$$l : \quad \frac{\partial U(\cdot)}{\partial l} - \lambda w - \mu = 0 \quad (1.1.3)$$

$$X : \quad \lambda \left(p \frac{\partial F(\cdot)}{\partial X} - v \right) = 0 \quad (1.1.4)$$

$$La : \quad \lambda \left(p \frac{\partial F(\cdot)}{\partial La} - w \right) - \mu = 0 \quad (1.1.5)$$

$$\lambda : \quad pF(X, La) - vX + w(T - l - La) + V - C = 0 \quad (1.1.6)$$

$$\mu : \quad \mu \geq 0 \quad (T - l - La) \geq 0 \quad \mu(T - l - La) = 0 \quad (1.1.7)$$

La condition du premier ordre (1.1.7) nous invite à envisager deux cas de figure – ou régimes de travail – selon la stricte positivité ou la nullité de la variable duale μ associée à la contrainte (**b**). Lorsque cette variable est nulle ($\mu = 0$), le ménage est pluriactif, puisque $Le = T - l - La > 0$. Dans le cas contraire ($\mu > 0$), le ménage demeure monoactif et n'allouera par conséquent pas de temps à l'exercice d'une activité extérieure, puisque $T = l + La$ (d'où $Le = 0$). La résolution de ce modèle dans ces deux cas de figure se doit désormais d'être discutée plus en détail.

1.- Premier cas : le ménage est pluriactif

Lorsque le ménage est pluriactif ($Le > 0$), la variable duale est nulle ($\mu = 0$). Le ménage agricole détermine – d'après la relation (1.1.5) – le volume de travail alloué à

l'activité agricole en égalisant la productivité marginale du travail familial – en valeur – au taux de salaire offert hors de l'exploitation :

$$p \frac{\partial F(\cdot)}{\partial La} = w + \frac{\mu}{\lambda} = w \quad \text{dès lors que} \quad \mu = 0 \quad (1.1.8)$$

La relation (1.1.4), permet quant à elle d'établir que la quantité de facteurs de production variables employée sur l'exploitation – hors travail familial – est obtenue en égalisant leur productivité marginale en valeur au prix d'achat de ces facteurs :

$$p \frac{\partial F(\cdot)}{\partial X} = v \quad (1.1.9)$$

Les relations (1.1.2) et (1.1.3) permettent d'établir que le ménage agricole arbitre entre consommation et loisir en égalisant le taux marginal de substitution de la consommation au loisir au taux de salaire offert hors de l'exploitation w .

$$\frac{\partial U(\cdot)}{\partial l} = w + \frac{\mu}{\lambda} = w \quad \text{dès lors que} \quad \mu = 0 \quad (1.1.10)$$

Dans ce modèle, le volume de travail alloué à l'activité extérieure correspond à la dotation totale en temps, diminuée du temps consacré au loisir et du temps de travail sur l'exploitation agricole. Enfin, l'offre d'output agricole est obtenue en remplaçant dans la fonction de production les volumes optimaux précédemment déterminés de travail familial et des autres facteurs variables.

2.- Second cas : le ménage est monoactif

Lorsque le ménage agricole est monoactif ($Le = 0$), la variable duale μ associée à la contrainte (d) est non nulle (positive). Le ménage n'allouera pas de temps à l'exercice d'une activité extérieure, puisque la productivité marginale du travail familial sur

l'exploitation excède alors la rémunération marginale du travail familial sur l'exploitation. D'après la relation (1.1.5), en effet :

$$p \frac{\partial F(\cdot)}{\partial La} = w + \frac{\mu}{\lambda} > w \quad \text{puisque} \quad \mu > 0$$

Les relations (1.1.2) et (1.1.3) nous enseignent par ailleurs qu'à l'optimum, la relation suivante doit impérativement être vérifiée.

$$\frac{\frac{\partial U(\cdot)}{\partial l}}{\frac{\partial U(\cdot)}{\partial C}} = w + \frac{\mu}{\lambda} \quad \text{avec} \quad \mu > 0$$

L'association de ces deux résultats permet enfin d'établir que le ménage agricole détermine sa demande de biens de consommation et sa demande de loisir par égalisation du taux marginal de substitution de la consommation au loisir à la productivité marginale du travail familial (en valeur) sur l'exploitation. Le prix implicite du travail familial ainsi défini est nécessairement supérieur au taux de salaire offert hors de l'exploitation.

$$p \frac{\partial F(\cdot)}{\partial La} = \frac{\frac{\partial U(\cdot)}{\partial l}}{\frac{\partial U(\cdot)}{\partial C}} = w + \frac{\mu}{\lambda} > w \quad (1.1.11)$$

Comme précédemment, la demande de facteurs de production variables – hors travail familial – formulée par l'exploitation peut être déterminée en égalisant la productivité marginale de ces facteurs en valeur à leurs prix :

$$p \frac{\partial F(\cdot)}{\partial X} = v \quad (1.1.12)$$

L'offre de travail du ménage, intégralement allouée à l'activité agricole, correspond très simplement à la dotation totale en temps, nette du temps consacré au loisir. Enfin,

l'offre d'output agricole est obtenue en remplaçant les niveaux optimaux de travail familial sur l'exploitation et des autres facteurs variables – hors travail familial – dans la fonction de production.

3.- Discussion sur la récursivité du modèle

Une question centrale en matière de modélisation des comportements des ménages agricoles est celle de la séparabilité – ou de la récursivité – des comportements du ménage agricole, producteur et consommateur. Le modèle est qualifié de récursif – ou de séparable – lorsque les choix productifs du ménage sont indépendants de ses décisions de consommation et d'offre de travail. Cette question a des implications importantes en matière de modélisation, puisque si le modèle est pleinement récursif, les comportements de production et comportements de consommation et d'offre de travail peuvent faire l'objet d'analyses séparées et l'approche des comportements productifs agricoles à l'aune de la seule théorie du producteur conserve alors toute sa pertinence.

Dans le modèle développé dans la présente section, la structure récursive est préservée lorsque le ménage est en situation de pluriactivité, puisque tous les prix – y compris la rémunération du travail familial sur l'exploitation – sont déterminés de manière exogène. Les décisions de production et de consommation peuvent dès lors être examinées indépendamment. Cela n'est plus le cas lorsque le ménage agricole est en situation de monoactivité, puisque les décisions de production, de consommation et d'offre de travail sont interdépendantes et que la rémunération du travail familial est définie de manière endogène.

La question de la récursivité a donné lieu à d'abondants travaux théoriques¹. Selon Strauss (1986), la structure récursive du modèle est préservée dès lors **1)** que des **marchés existent** pour tous les biens produits et consommés par le ménage, **2)** que les prix de ces biens sont **exogènes** aux comportements des ménages et **3)** que ces biens sont **homogènes**.

Un domaine privilégié d'application du modèle du ménage agricole, producteur et consommateur, est celui de l'analyse des **décisions de pluriactivité** du ménage agricole. Dans la version la plus basique du modèle, le ménage décide d'allouer son temps entre l'activité agricole et l'activité extérieure par comparaison des rémunérations marginales associées à chacune des deux activités. Une rémunération marginale supérieure dans une activité a pour conséquence un accroissement de la part de cette activité dans l'offre de travail du ménage. Sur un marché du travail parfait, le point de rencontre de l'offre et de la demande de travail agricole se situe au niveau d'un salaire commun, déterminé pour l'ensemble de l'économie. Dans ce contexte, une diminution de la rémunération du travail agricole s'accompagnera d'une modification du niveau de production et de l'utilisation de divers intrants, en particulier du travail familial de l'exploitation. Parallèlement à ces variations de la demande de marché, la baisse de la rémunération du travail agricole fera diminuer le niveau des bénéfices et aura un effet revenu négatif sur l'offre de travail de la part des agriculteurs. Les variations exogènes du revenu des agriculteurs influencent l'offre, mais non la demande de travail. Dans les deux cas de figure, une demande ou une offre excédentaire de travail dans l'agriculture sera absorbée par les autres secteurs, au salaire proposé.

Il est toutefois possible que la rémunération marginale de la main d'œuvre agricole familiale travaillant sur l'exploitation soit inférieure au salaire d'opportunité proposé sur le marché du travail externe. Cet emploi excédentaire de travail peut renvoyer à l'existence de coûts de transaction pour les agriculteurs qui participent au marché du

¹ voir, par exemple, de Janvry, Fafchamps et Sadoulet (1991) Benjamin (1992), Elhorst (1994) ou encore Lambert et

travail. Ces coûts génèrent un écart entre la dépense supportée par l'agriculteur, qui fait appel à de la main d'œuvre salariée sur l'exploitation et le salaire effectif perçu par les membres du ménage agricole lorsqu'ils occupent un emploi hors de l'exploitation. En d'autres termes, l'agriculteur estime que le prix d'achat du travail est supérieur au prix de vente.

Plusieurs raisons peuvent ainsi justifier l'existence d'un écart entre le salaire perçu par les travailleurs agricoles sur l'exploitation et le salaire perçu par les membres du ménage agricole en cas d'occupation d'un emploi en dehors de l'agriculture. Parmi ces raisons, il convient de citer :

- **l'existence de coûts de transaction**, liée à la fois à l'embauche de main d'œuvre (surveillance des travailleurs) et aux coûts des trajets quotidiens pour des activités non agricoles. Cette hypothèse relative aux coûts de transaction couvre également le cas des marchés incomplets, lorsque les membres du ménage agricole ont des opportunités d'emploi plutôt limitées dans d'autres secteurs ;
- la **substitution imparfaite de la main d'œuvre salariée et de la main d'œuvre familiale**. Il est en effet possible que leur niveau de productivité ne soit pas identique : le travail de la main d'œuvre familiale peut être plus efficace, dans la mesure où elle dispose d'une plus franche motivation et probablement de compétences particulières, ce qui implique que les salaires d'efficience des salariés agricoles seront plus élevés que les salaires perçus pour des activités non agricoles ;
- la **préférence pour le travail sur l'exploitation**. Il se peut en effet simplement que les agriculteurs préfèrent travailler sur leur propre exploitation plutôt que pour le compte d'un tiers. Cette préférence peut justifier qu'ils travaillent sur leur propre exploitation, en dépit d'une rémunération marginale de leur travail sur l'exploitation inférieure au salaire de marché.

La récursivité du modèle peut ainsi être rompue pour des raisons *objectives*, liées par exemple au fonctionnement imparfait du marché du travail et notamment au fait que l'exercice d'une activité extérieure s'accompagne généralement de coûts de transaction, ou à des éléments plus *subjectifs* comme une préférence pour le travail sur l'exploitation (Corsi, 1993). La structure récursive du modèle peut enfin être rompue dans le cas d'un modèle dynamique, et notamment par la prise en compte des décisions d'emprunts et d'épargne. Les décisions d'épargne de la période présente influencent les décisions d'investissement et par conséquent les décisions de production. Les comportements d'épargne et de consommation sont déterminés par les préférences du ménage.

C.- Applications empiriques : une revue de la littérature

Conformément au résultat mis en évidence dans le précédent paragraphe consacré à la résolution du modèle statique du ménage agricole, les membres du ménage agricole décident de s'engager dans l'exercice d'une activité extérieure lorsque le taux de salaire perçu hors de l'exploitation excède la rémunération marginale du travail familial sur l'exploitation. Le ménage – ou l'individu – se réfère alors, pour asseoir sa décision de pluriactivité, à un taux de salaire, qualifié de salaire de réserve et noté w_r , qui correspond à la valorisation marginale du temps sur l'exploitation lorsque le temps alloué à l'exercice d'une activité extérieure est nul. Il décidera d'allouer du temps à l'exercice d'une activité extérieure tant que le taux de salaire proposé sur le marché du travail externe est supérieur au salaire de réserve ($w > w_r$). *A contrario*, il n'allouera pas de temps à ce type d'activité si le salaire proposé hors de l'exploitation n'excède pas ce salaire de réserve ($w \leq w_r$). Le salaire de réserve est influencé par les préférences individuelles du ménage, mais également par le revenu retiré de l'activité agricole et par les revenus d'origine non agricole – hors revenus d'activité extérieure comme les revenus de placements, etc. Le salaire de marché est pour sa part fonction de la situation du marché du travail local, du capital humain de l'individu (formation, expérience professionnelle) ou encore de son âge.

Ce salaire de réserve est un variable endogène, qui peut être définie à partir d'un jeu de variables exogènes relevant des caractéristiques individuelles et familiales, mais également des caractéristiques de l'exploitation. Les variables qui contribuent à accroître le taux de salaire hors de l'exploitation exercent une influence positive sur la probabilité de participation. Souvent, les variables qui affectent le salaire de réserve affectent simultanément le taux de salaire offert hors de l'exploitation, ce qui rend difficile l'évaluation *a priori* de l'effet final sur la probabilité de participation à une activité extérieure.

Dans ce contexte, les décisions d'offre de travail du ménage agricole peuvent faire l'objet d'une analyse empirique en deux étapes. La première, de nature qualitative, est celle de la décision d'exercer – ou non – une activité extérieure. La seconde étape, d'ordre plus quantitatif – consiste en la détermination du volume de travail alloué à l'exercice d'une activité extérieure lorsque le ménage ou l'individu décide de s'engager en pluriactivité.

En terme de modélisation, le problème de la décision de participation du ménage ou d'un individu au marché du travail externe relève typiquement d'une logique de choix binaire. Il est en effet possible de définir une variable dichotomique, notée par exemple D , égale à l'unité si l'individu ou le ménage est concerné par l'exercice d'une activité extérieure ($D = 1$), à zéro sinon ($D = 0$). L'objectif ne consiste pas en terme de modélisation à déterminer directement la réalisation de l'événement, autrement de savoir si $D = 1$ ou $D = 0$, mais plutôt d'évaluer la proportion dans un échantillon d'observations pour lesquelles l'événement se réalise.

D'après ce qui précède, il est possible d'écrire :

$$\left\{ \begin{array}{lll} D = 1 & \text{si} & w > w_r \\ D = 0 & \text{si} & w \leq w_r \end{array} \right.$$

Le modèle permettant d'estimer économétriquement la probabilité de participation est du type (Benjamin et Guyomard, 1994) :

$$w_r = X'\beta + \varepsilon$$

où β est le vecteur des coefficients estimés, X celui des variables explicatives et où ε désigne le terme d'erreur aléatoire.

Les modèles de participation peuvent alors être modélisés comme suit :

$$\Pr(D = 1) = \Pr(w > w_r) = \Pr(\varepsilon > -x\beta) = f(x\beta)$$

La règle de décision peut désormais s'exprimer en fonction des variables exogènes observables X et du terme d'erreur stochastique ε :

$$\begin{aligned} \Pr[Le > 0] &= \Pr[D = 1] \\ &= \Pr[w_r < w] \\ &= \Pr[X'\beta + \varepsilon < w] \\ &= \Pr[\varepsilon < w - X'\beta] \end{aligned}$$

où $f(x'\beta)$ désigne la fonction de distribution de ε évaluée à $x'\beta$. Lorsque la fonction sous-jacente retenue suit une distribution logistique, le modèle est dit *logit*, lorsqu'elle suit une distribution normale, le modèle est dit *probit*.

Cette première étape est complétée dans un certain nombre de travaux par l'estimation économétrique du temps de travail alloué à l'exercice d'une activité extérieure. La principale difficulté rencontrée consiste alors en la censure des données, puisque certains ménages participent au marché du travail externe alors que d'autres n'y participent pas. La solution retenue consiste alors afin de tenir compte de la censure des données à recourir à des modèles *Tobit*. Par souci de concision, cette seconde étape n'est pas présentée dans le cadre de la présente revue de littérature. Le lecteur intéressé est invité à consulter celle proposée par Lass, Findeis et Hallberg (1991), partiellement réactualisée par OCDE (2001). Nous mettrons pour notre part l'accent dans ce

paragraphe sur l'identification des déterminants de décisions de participation au marché du travail externe.

Les facteurs susceptibles d'affecter ces décisions de participation peuvent être discutés assez classiquement en examinant successivement l'influence sur ces décisions **1)** des caractéristiques individuelles, **2)** des caractéristiques familiales, **3)** des caractéristiques de l'exploitation, et de **4)** la localisation de l'exploitation. Nous nous intéresserons enfin à un champ plus récent de la littérature consacré à l'évaluation empirique de **5)** l'impact des politiques publiques sur les comportements d'emploi.

De manière générale, la littérature synthétisée demeure extrêmement variée, puisque les travaux réalisés ont d'abord porté sur l'allocation du temps du chef d'exploitation², avant de s'intéresser aux interdépendances susceptibles d'exister entre les décisions de travail du chef d'exploitation et de son conjoint³. Nous mettrons l'accent dans ce paragraphe sur les études ayant pris pour cadre les pays développés, en illustrant pour l'essentiel notre propos à partir des résultats obtenus sur données françaises qui ont, pour l'essentiel vu le jour au cours de la dernière décennie, sous l'impulsion de Catherine Benjamin⁴ (INRA-ESR-Rennes).

² Voir, par exemple, Huffman (1980), Sumner (1982), Simpson et Kapitany (1983), Jensen et Salant (1985), Findeis et Lass (1994), Huffman et El-Osta (1997).

³ Voir, par exemple, Huffman et Lange (1989), Jacoby (1993), Benjamin et Guyomard (1994), Benjamin, Corsi et Guyomard (1994), Kimhi (1994), Lass et Gempesaw (1994), Skoufias (1994), Kimhi et Lee (1996), Mishra et Goodwin (1997), Weersink, Nicholson et Weerhewa (1998), ou encore Woldehanna (1999). D'autres travaux ont encore retenu le ménage agricole dans son ensemble, comme Davies et Dalton (1994) ou encore Soudoulet, de Janvry et Benjamin (1996) ou ne se sont intéressés qu'à la seule activité féminine comme Benjamin, Guyomard et Sollogoub (1999).

⁴ Les références sont nombreuses, et reposent toutes sur l'exploitation d'un échantillon au dixième du Recensement Général de l'Agriculture. Voir, par exemple, Benjamin (1996), Benjamin et Guyomard (1994), Benjamin, Corsi et Guyomard (1994, 1996) ou encore Benjamin, Guyomard et Sollogoub (1999).

1.- Influence des caractéristiques individuelles

Plusieurs variables, destinées à tenir compte de l'effet des caractéristiques individuelles sur la probabilité de participation à une activité extérieure, sont traditionnellement introduites dans les travaux empiriques. Il s'agit en premier lieu de l'**âge** du chef d'exploitation et de son carré, qui permettent de prendre en considération l'existence éventuel effet cycle de vie, en second lieu du niveau d'**éducation** atteint et de l'**expérience professionnelle** acquise, qui permettent de tenir compte des effets du capital humain.

L'âge conditionne la disponibilité de la main d'œuvre familiale adulte pour participer au marché du travail externe. Les résultats empiriques – obtenus pour l'essentiel sur données nord-américaines – laissent entrevoir pour l'exploitant et son conjoint un effet cycle de vie marqué, la probabilité de participation à une activité extérieure étant généralement croissante jusqu'à un certain âge, pour décliner ensuite (i.e. le coefficient estimé est positif pour l'âge, négatif pour son carré). Selon les études, l'effet maximal de l'âge sur la probabilité de participation oscille entre 42 et 55 ans.

Les résultats obtenus concernant les effets du capital humain sur la probabilité de pluriactivité, qui peuvent être appréciés à l'aune du niveau d'éducation atteint ou de l'expérience professionnelle acquise, souffrent pour leur part d'une certaine ambiguïté selon que le capital humain est spécifique à l'une ou l'autre des activités. L'accumulation de capital humain spécifique à l'activité agricole (enseignement axé sur l'agriculture et/ou expérience acquise sur l'exploitation) est de nature à accroître l'efficacité du travail sur l'exploitation, impliquant un accroissement du prix implicite du travail familial sur l'exploitation et par ce biais une liaison négative sur la probabilité de participation. *A contrario*, un niveau élevé de formation générale induit une meilleure valorisation du travail hors de l'exploitation, ce qui constitue un facteur propice à l'occupation d'un emploi hors de l'exploitation. L'évidence empirique laisse entrevoir une liaison positive entre la probabilité de participation à une activité

extérieure et le niveau d'éducation générale, pour l'exploitant comme pour son conjoint. Ce résultat suggère que l'effet du capital humain non spécifique sur la rémunération du travail familial hors de l'exploitation excède celui sur la rémunération de ce même travail sur l'exploitation. Concernant plus spécifiquement l'effet de l'expérience, il apparaît que l'expérience accumulée sur l'exploitation constitue un frein à l'occupation d'un emploi hors de l'exploitation, tandis que l'expérience acquise hors de l'exploitation constitue un facteur propice à l'occupation d'un tel emploi.

Benjamin et Guyomard (1994) obtiennent des résultats comparables sur données françaises, en s'appuyant sur un échantillon au 1/10^e du *Recensement Général de l'Agriculture* de 1988. Concernant les effets de l'âge, ces auteurs mettent en évidence, pour l'exploitant comme pour son conjoint, une probabilité de participation croissante jusqu'à 45 ans pour les hommes et jusqu'à 42,5 ans pour les femmes, avant de décliner ensuite. Ces auteurs confirment également l'influence du capital humain sur la probabilité de participation (liaison négative entre le capital humain spécifique à l'activité agricole et la probabilité de participation au marché du travail externe, liaison positive entre le capital humain non spécifique et la probabilité de participation).

2.- Influence des caractéristiques familiales

Hormis les caractéristiques propres à chaque individu, les caractéristiques familiales affectent également la probabilité de participation à une activité extérieure. Les variables traditionnellement retenues dans les applications empiriques sont la présence et le nombre d'enfants dépendants, mais d'autres facteurs, de nature à influencer plus spécifiquement la participation du conjoint (épouse) de l'exploitant, sont également parfois introduits.

La **présence** et le **nombre d'enfants** agissent sur la main d'œuvre familiale disponible en influençant le salaire de réserve. De manière générale, la présence d'enfants tend à rendre moins vraisemblable l'exercice d'une activité professionnelle

hors de l'exploitation par l'exploitant et son épouse (Huffman et Lange, 1989 ; Tokle et Huffman, 1991). La présence d'enfants réduit la probabilité de participation à une activité extérieure du conjoint, alors qu'elle tend à accroître la probabilité de participation à une activité extérieure de l'exploitant. Mais l'influence tend toutefois à demeurer non significative. Un certain nombre d'études (Benjamin et Guyomard, 1994 ; Benjamin, Corsi et Guyomard, 1996 ; Corsi et Findeis, 2000) font toutefois remarquer que l'influence de ces variables n'est véritablement significative que dans le cas de l'épouse du chef d'exploitation. L'âge des enfants joue également un rôle déterminant lorsque les enfants ne sont pas en âge d'être scolarisés. Huffman et Lange (1989) mettent en évidence un effet négatif et significatif de la présence d'enfants non scolarisés sur la probabilité de participation à une activité extérieure de l'exploitant et de son épouse. Enfin, concernant la taille du ménage, Woldehanna, Lansink et Peerlings (2000) font remarquer que plus une famille comporte de membres, plus ceux-ci seront nombreux à souhaiter exercer un emploi hors de l'exploitation.

Les résultats obtenus sur données françaises (Benjamin, Corsi et Guyomard, 1996 ; Benjamin, Guyomard et Sollogoub, 1999) sont conformes à ceux mis en évidence sur données nord-américaines. On n'observe pas d'effet des caractéristiques familiales sur la probabilité de participation à une activité extérieure du chef d'exploitation. En revanche, la présence d'enfants atténue significativement la probabilité de pluriactivité de l'épouse, quel que soit l'âge des enfants. La présence de jeunes enfants semble constituer un frein à l'occupation d'un emploi hors de l'exploitation (du fait de l'accroissement du temps de travail domestique de la mère), mais tend toutefois à s'estomper à mesure que les enfants vieillissent car la présence d'enfants plus âgés induit des dépenses supplémentaires, d'où un effet positif sur la probabilité de participation à une activité extérieure. L'effet négatif, qui domine, tend toutefois à s'estomper sur données françaises. La taille du ménage semble par contre exercer une influence positive sur la probabilité de participation au marché du travail externe de l'exploitant et de son conjoint, conformément au résultat obtenu par Woldehanna, Lansink et Peerlings (2000).

Une caractéristique au moins du conjoint est traditionnellement introduite dans les modèles de participation. Des résultats conformes ont été obtenus pour des variables mesurant l'emploi extérieur de l'épouse et l'expérience acquise sur l'exploitation de l'exploitant. Pour les hommes comme pour les femmes, l'exercice d'un emploi extérieur par le conjoint s'accompagne d'une probabilité accrue de devenir pluriactif. Une expérience accrue acquise par l'exploitant sur l'exploitation a pour corollaire une probabilité plus faible de pluriactivité du conjoint féminin. Huffman (1980) trouve que le niveau d'éducation de l'épouse agit négativement sur la participation à une activité extérieure du mari. Furtan, Van Kooten et Thompson (1985) obtiennent un résultat similaire pour l'épouse, mais mettent en évidence un effet opposé pour le mari.

3.- Influence des caractéristiques de l'exploitation

La première caractéristique de l'exploitation agricole à prendre en considération dans les analyses empiriques est assez logiquement la **taille** de l'exploitation. La pluriactivité étant plus fortement répandue sur les exploitations de faible dimension et de moyenne dimension, il semblerait logique que la probabilité de participation à une activité extérieure de l'exploitant et de son conjoint soit inversement liée à la dimension de l'exploitation. Selon les études, la dimension de l'exploitation est alternativement appréciée à l'aune de critères monétaires comme le revenu agricole – brut (Huffman et Lange, 1989) ou net (Woldehanna, Lansink et Peerlings, 2000) – la valeur de l'output agricole (Huffman, 1980) ou encore l'importance du stock de capital de l'exploitation (Simpson et Kapitany, 1983), ou de critères physiques, comme la Superficie Agricole Utile (SAU) exploitée. Quel que soit l'indicateur de dimension retenu, les coefficients estimés associés aux indicateurs de dimension sont généralement affublés d'un signe négatif, induisant une probabilité significativement plus faible de participation à une activité extérieure à mesure que la dimension de l'exploitation croît.

Les revenus retirés par le ménage agricole d'autres sources – hors revenus d'activité extérieure –, qui contribuent à sécuriser la position financière du ménage agricole, atténuent également la probabilité de participation. Les études réalisées indiquent que si ces revenus d'origine non agricole s'accroissent, la probabilité de participation à une activité extérieure se réduit pour l'exploitant et son conjoint.

La décision d'entrée en pluriactivité semble toutefois freinée pour les exploitants faisant un usage intensif en main d'œuvre. Sumner (1982) conditionne ainsi la probabilité de participation à une activité extérieure à la spécialisation productive de l'exploitation et met en évidence le fait que la probabilité de pluriactivité est réduite en production granivore ou en bovins lait. Il n'est toutefois possible de disposer que de peu d'éléments permettant de déterminer dans quelle mesure l'activité de production agricole influe sur les décisions de pluriactivité et dans quelle mesure ces dernières affectent la conduite et l'organisation de l'exploitation. La recherche empirique montre également que la tendance à occuper un emploi hors de l'exploitation est conditionnée par la spécialisation productive de l'exploitation. La probabilité est réduite dans le cas des exploitations dont la spécialisation s'accompagne d'importants besoins en main d'œuvre bien répartis au cours de l'année, ce qui s'avère peu compatible avec l'occupation d'un emploi hors de l'exploitation, à titre saisonnier ou permanent (Corsi et Findeis, 2000).

Les résultats obtenus par Catherine Benjamin sur données françaises confortent les résultats précédemment énoncés. Il convient ainsi de noter une influence négative et très significative de la taille de l'exploitation (appréciée à l'aune de la SAU cultivée) sur la probabilité de participation au marché du travail externe, pour l'exploitant comme pour son conjoint. La prise en compte de la spécialisation productive de l'exploitation (par le biais de variables dichotomiques) fait apparaître une probabilité de participation accrue sur les exploitations spécialisées en *grandes cultures* (et plus généralement en production végétale) et non spécialisées (*polyculture, polyélevage*), à la différence des exploitations spécialisées en production laitière, en horticulture ou en production

porcine, dont la spécialisation s'accompagne de besoins en main d'œuvre importants et régulièrement répartis au cours de l'année. Les décisions d'emploi des ménages agricoles semblent également sensibles à la forme juridique de l'exploitation, l'organisation de l'exploitation sous forme sociétaire constituant un facteur propice à l'occupation d'un emploi hors de l'exploitation par le conjoint (cette influence n'est pas déterminante dans le cas du chef de foyer). Enfin, les activités de diversification entreprises sur l'exploitation tendent également à constituer un frein à l'exercice d'une activité extérieure par le conjoint (contrairement au chef d'exploitation). L'effet de l'agritourisme demeure toutefois ambigu, dans la mesure où l'effet mis en évidence demeure positif et significatif pour les deux conjoints. Cela peut résulter du fait qu'il s'agit d'activités exercées à temps partiel ou d'activités revêtant un fort caractère saisonnier, qui ne peuvent par conséquent être exercées tout au long de l'année.

4.- Influence de la localisation de l'exploitation

La décision d'entrée en pluriactivité n'est pas uniquement liée à la seule volonté des membres composant le ménage agricole et à leur capacité d'offre de travail. Elle dépend aussi et surtout de la situation du marché du travail hors de l'exploitation. Afin de prendre en compte de l'accessibilité et de la disponibilité d'opportunités d'emplois hors de l'exploitation, différents indicateurs ont été expérimentés dans les applications empiriques. Parmi les indicateurs retenus, citons la distance séparant l'exploitation de l'agglomération la plus proche (Lass et Gempesaw, 1992), la densité de la population (Benjamin et Guyomard, 1994), le taux de chômage local (Benjamin et Guyomard, 1994 ; Weiss, 1997) ou encore le taux de croissance de l'emploi du bassin d'emploi (Tokle et Huffman, 1991). Les résultats obtenus sont plutôt aléatoires, même s'ils font apparaître que la probabilité de travailler hors de l'exploitation est d'autant plus faible que les emplois sont distants de l'exploitation et qu'une densité élevée de population est généralement associée à une probabilité accrue d'occuper un emploi hors de l'exploitation.

Corsi et Findeis (2000) insistent sur le fait que la structure de l'emploi local entre également en ligne de compte. L'existence d'emplois bien rémunérés dans le secteur tertiaire tend, par exemple, à favoriser l'occupation d'un emploi hors de l'exploitation, tandis qu'une proportion élevée d'emplois plus faiblement rémunérés dans ce même secteur la dissuade. Pour Corsi et Findeis (2000), les variables caractérisant le marché du travail (comme la part du tertiaire dans l'emploi, la part des emplois tertiaires faiblement ou fortement rémunérés, la part des emplois industriels ou encore le taux de chômage) ne peuvent être négligés dans l'analyse des décisions de pluriactivité de l'exploitant et/ou de son conjoint.

Une dernière solution a consisté en l'introduction dans les modèles empiriques de variables binaires, destinées à prendre en compte les effets de certaines variables qualitatives comme l'appartenance régionale. L'intérêt d'une telle approche demeure toutefois à relativiser au regard de la pauvreté des résultats obtenus, ce qui s'explique assez aisément par le fait que l'appartenance régionale reflète autant les opportunités réelles d'emploi hors de l'exploitation que les spécialisations régionales des exploitations. Des indicateurs de disponibilité et d'accessibilité des emplois par bassin constituent à cet égard des critères plus pertinents.

Sur données françaises, deux indicateurs principaux ont été particulièrement employés dans les analyses empiriques (Benjamin et Guyomard, 1994). Il s'agit de la densité de la population (au niveau départemental) d'une part, et du taux de chômage local d'autre part. Les résultats obtenus confirment assez logiquement qu'une densité élevée de la population – souvent corrélée à la croissance économique – s'accompagne d'intéressantes opportunités d'emploi hors de l'exploitation et accroît le caractère vraisemblable de la participation à une activité extérieure des deux conjoints. *A contrario*, un taux de chômage élevé réduit pour sa part cette probabilité de participation au marché du travail externe des deux conjoints.

5.- Influence des politiques publiques

Enfin, les politiques publiques sont de nature à exercer une influence potentiellement importante sur les décisions de travail des ménages agricoles. Leur prise en compte dans la littérature empirique est relativement récente, ce qui justifie le caractère embryonnaire des travaux s'inscrivant dans cette perspective. L'essentiel des études entreprises a été réalisé sur données américaines et canadiennes (Tokle et Huffman, 1991 ; Mishra et Goodwin, 1997 ; Weersink, Nicholson et Weerhewa, 1998), l'unique étude menée dans le contexte européen recensée à ce jour étant celle réalisée sur données néerlandaise par Woldehanna, Lansink et Peerlings (2000).

Ces divers travaux se sont intéressés aux effets de l'abandon du système par les prix pour un système de paiement direct sur la décision d'occuper – ou non – un emploi hors de l'exploitation. La renonciation au soutien direct par les prix, synonyme de baisse des prix des produits agricoles, tend à entraîner un développement de la pluriactivité, pour l'exploitant comme pour son conjoint (Tokle et Huffman, 1991). Mishra et Goodwin (1997) considèrent la question en l'appréhendant sous l'angle du risque de revenu, ces auteurs considérant qu'une variabilité élevée du revenu global perçu par le ménage constitue un facteur propice à l'occupation d'un emploi hors de l'exploitation. Pour Weersink, Nicholson et Weerhewa (1998) l'exercice d'une activité extérieure constitue un moyen d'améliorer et de stabiliser les revenus des ménages agricoles. L'abandon des mécanismes de soutien par les prix tend à entraîner un accroissement du risque de revenu, du fait d'une variabilité accrue du revenu agricole. Une telle politique devrait vraisemblablement accroître la probabilité de participation de la pluriactivité. La mise en place d'un soutien direct des revenus, autrement dit d'un système de paiements directs, tend pour sa part à atténuer les fluctuations du revenu global, rendant moins vraisemblable la probabilité de participation à une activité extérieure.

L'étude sur données néerlandaise de Woldehanna, Lansink et Peerlings (2000) confirme le rôle dissuasif d'une politique de soutien par les prix dans la décision

d'occuper un emploi hors de l'exploitation, contrairement au système de paiement direct. Selon ces auteurs, les réformes récentes de la Politique Agricole Commune (réforme de 1992, Agenda 2000) constituent un facteur propice au développement de la pluriactivité, mais ces auteurs font cependant remarquer que les ménages agricoles néerlandais demeurent réticents à travailler en dehors de l'exploitation, certaines catégories d'exploitations ne tissant pas de liens avec le marché du travail externe, en dépit des encouragements à le faire qui leur sont prodigués. Les auteurs préconisent à court terme de mieux informer les agriculteurs sur les opportunités d'emplois extérieurs, et à plus long terme, de renforcer la capacité des ménages à occuper un emploi extérieur en assurant la promotion de l'éducation.

*

* *

Les principaux résultats théoriques et empiriques présentés, qui ont presque exclusivement été obtenus à l'issue de raisonnement en coupe instantanée, laissent entrevoir une liaison positive entre le taux de salaire anticipé offert hors de l'exploitation et la probabilité de participation au marché du travail. Il est alors d'inférer qu'un exploitant entrera en pluriactivité lorsque son salaire de marché s'accroît suffisamment, *ceteris paribus*. En adoptant cette approche, qui revient à transposer des résultats d'un modèle statique dans une perspective dynamique, l'économiste suppose implicitement un comportement d'ajustement parfaitement symétrique et réversible, en ce sens que les facteurs qui influencent la participation à la force de travail a des effets similaires mais de sens opposé sur la probabilité de non participation. La manière dont cette hypothèse peut être justifiée dépend de manière cruciale de la probabilité de participation une année donnée est indépendante du statut antérieur en matière d'emploi (dépendance d'état). Comme l'ont souligné Gould et Saupe (1989) et plus récemment encore Weiss (1997), les comportements des ménages agricoles seraient alors pleinement réversibles et symétriques, puisque les décisions présentes de travail sont indépendantes des décisions de travail passées. Il apparaît toutefois un consensus

croissant dans la littérature selon lequel les modèles standards de comportements d'offre de travail en coupe instantanée ne permettent pas d'appréhender de manière satisfaisante les comportements d'emploi au cours du temps car ils échouent dans la prise en compte des décisions de participation des individus à différents points du temps. Cette dépendance d'état peut être la conséquence de coûts de recherche d'emploi.

De plus, la prise en compte de la dimension financière et de l'existence d'éventuelles contraintes de liquidité ne peut se faire que de manière très rudimentaire dans un cadre statique. Cette solution n'est pas des plus satisfaisantes, puisque les décisions d'investissement et leur mode de financement ne sont pas modélisées explicitement. Il est dès lors plus raisonnable de privilégier une approche dynamique, qui autorise cette prise en compte et permet de faire apparaître explicitement les déterminants financiers.

Section 2.- Le modèle dynamique du ménage agricole

Les travaux empiriques relatifs à la pluriactivité s'inscrivant dans la perspective de cycle de vie laissent entrevoir une propension particulièrement marquée à l'inertie des comportements de pluriactivité. Un résultat important de cette littérature d'une dépendance d'état, le statut courant en matière de pluriactivité étant assez nettement influencé par le statut passé. Cette dépendance d'état renvoie, selon Weiss (1997), à l'existence de coûts de la recherche d'emploi, supportés par le ménage agricole, et de coûts d'embauche, supportés par l'employeur. Ahituv et Kimhi (1998) justifient pour leur part cette dépendance d'état par le fait que la pluriactivité constitue un investissement en capital humain : l'offre de travail hors de l'exploitation accroît le capital humain spécifique à l'emploi occupé hors de l'exploitation, d'où des perspectives de meilleures rémunérations à l'avenir. Mais l'originalité du travail de Ahituv et Kimhi (2000) réside probablement dans leur explication de la pluriactivité et de son caractère persistant par la prise en compte explicite de ses effets sur le fonctionnement de l'exploitation agricole. Ils proposent ainsi un modèle empirique, dans lequel le ménage décide simultanément de participer – ou non – au marché du travail hors de l'exploitation et ajuste en conséquence son stock de capital. Leur travail économétrique fait apparaître une liaison *a priori* négative entre le volume de travail alloué à une activité extérieure et l'importance du stock de capital de l'exploitation. Autrement dit, l'exercice d'une activité extérieure tendrait à constituer un frein à la capitalisation de l'exploitation.

Le problème de la capitalisation des exploitations agricoles en situation de pluriactivité est à rapprocher de celui des déterminants financiers des décisions de pluriactivité. Schmitt (1989) souligne ainsi qu'une question importante – mais non encore solutionnée – est celle de savoir dans quelle mesure le revenu d'activité extérieure peut contribuer au financement de la dépense d'investissement des exploitations. La pluriactivité peut ainsi permettre aux exploitations, en phase

d'installation notamment, d'acquérir le capital nécessaire pour assurer la viabilité des exploitations (Simpson et Kapitany, 1983). La contribution des revenus d'activité extérieure au financement de l'investissement est ainsi susceptible d'expliquer l'ampleur et la persistance du phénomène de l'agriculture à temps partiel dans les pays développés (Schmitt, 1989).

La question des effets de la pluriactivité sur le fonctionnement de l'exploitation et son financement est ainsi intéressante à double titre, puisqu'elle permet d'apporter un éclairage inédit sur les déterminants financiers de la décision de pluriactivité d'une part, d'expliquer les mutations présentes et passées du secteur agricole d'autre part. Elle revêt également une forte dimension prospective, dans la mesure où les réformes de la Politique Agricole Commune de 1992 et de 1999 et la nouvelle loi d'orientation agricole de 1999 entendent promouvoir une certaine diversification des activités et des sources de revenus des familles d'agriculteurs.

La finalité de cette section est la construction, dans la perspective du cycle de vie, d'un modèle dynamique du ménage agricole, producteur et consommateur. Qualifié ci-après de modèle « de base », ce modèle doit servir de support à une analyse plus fine des comportements du ménage agricole autorisant la prise en compte – dans le cadre du prochain chapitre – de l'existence d'imperfections des marchés de capitaux. La littérature économique relative aux décisions de production et de consommation du ménage agricole s'inscrivant dans l'optique du cycle de vie est relativement récente et demeure, à bien des égards, embryonnaire. Elle a bénéficié pour l'essentiel des travaux de Phimister (1993), dont le champ d'application privilégié a été l'analyse de l'impact des contraintes financières sur les comportements de consommation d'une part (voir, par exemple, Phimister, 1993 et 1995c), de production et notamment d'investissement d'autre part (voir, par exemple, Phimister, 1995a et 1995b ; Benjamin et Phimister, 1997).

Cette section se propose d'étendre dans une perspective dynamique le modèle statique du ménage agricole présenté dans la précédente section, par l'introduction dans la modélisation d'une contrainte d'accumulation, destinée à rendre compte de l'évolution dans le temps du stock de capital, et par la prise en compte explicite des décisions d'endettement. Afin de clarifier l'exposé, nous supposerons dans cette section que les marchés de capitaux sont parfaits, autrement dit que le ménage agricole a la possibilité de prêter ou d'emprunter autant de fonds qu'il le souhaite au taux d'intérêt du marché. Le modèle demeure dans ce cas récursif et les décisions de consommation – et d'offre de travail – et les décisions de production peuvent être examinées séparément.

Le premier paragraphe de cette section développe et présente un tel modèle. La résolution du modèle ne soulève pas de difficultés particulières dans un contexte de perfection du marché du crédit. Elle demeure toutefois malaisée lorsqu'on relâche cette hypothèse – comme cela sera le cas dans le prochain chapitre – en particulier lorsque ces contraintes sont modélisées de manière endogène. La séparabilité du modèle est alors rompue et les décisions de production, de consommation et d'offre de travail sont alors interdépendantes. C'est ce qui explique que les auteurs ayant travaillé sur les décisions d'investissement et de consommation dans la perspective du cycle de vie aient préféré à ce modèle une version simplifiée. On se heurte alors à des difficultés liées à la totale interdépendance des décisions de production, de consommation et d'offre de travail.

Un second paragraphe est consacré à la présentation de la solution adoptée par Phimister (1993), qui consiste à écarter purement et simplement de la modélisation les décisions de travail, en supposant que l'unique argument de la fonction d'utilité est la consommation et que le capital est l'unique argument de la fonction de production. Cette solution, pour intéressante qu'elle soit, n'est toutefois pas pertinente pour notre propos, dans la mesure où elle interdit toute prise en compte des décisions de pluriactivité des ménages agricoles.

Nous lui préférons par conséquent une troisième version du modèle, inspirée de celle originellement proposée dans la littérature par Ahituv et Kimhi (2002), qui fait l'objet d'un troisième paragraphe. Cette approche, qui est celle du compromis, modélise de manière très simple les décisions de travail. Elle autorise par conséquent la prise en compte de l'interdépendance des décisions de travail du ménage et des décisions d'investissement de l'exploitation. La contrepartie est une modélisation frustrée des décisions de pluriactivité. L'argument ayant au final pesé en faveur de ce dernier type de modélisation est d'ordre empirique, puisque – comme nous le verrons dans la seconde partie de la thèse – les données disponibles n'incluent pas d'informations relatives aux décisions de consommation et de travail sur l'ensemble de la période étudiée (*cf. chapitre 3*).

A.- Un modèle dynamique du ménage agricole

L'objectif de ce paragraphe est de proposer une transposition dans la perspective du cycle de vie du modèle statique du ménage agricole, producteur et consommateur, développé dans le cadre de la section précédente. Afin de clarifier l'exposé et se conformer dès à présent à la nature particulière des données disponibles pour l'analyse empirique, l'unité d'analyse retenue dans cette étude est le ménage agricole, appréhendé comme précédemment dans sa globalité, même si le modèle du cycle de vie a originellement été développé au niveau individuel. Nous ne nous intéresserons par conséquent pas, à la différence de Ayouz (2000), au processus intrafamilial de prise de décision, et notamment aux décisions individuelles de travail de l'exploitant et de son conjoint.

1.- Ecriture du modèle

Le ménage agricole cherche ainsi à maximiser son utilité sur un horizon de planification fini – noté T –, sous un certain nombre de contraintes :

$$\max E_t \left[\sum_{\tau=t}^T \beta_{\tau-t} u(C_\tau, l_\tau) \right] \quad (1.2.1)$$

sous les contraintes :

$$C_\tau = \pi_\tau(K_\tau, La_\tau, I_\tau) + w_\tau Le_\tau + (B_\tau - B_{\tau-1}) - i_{\tau-1} B_{\tau-1} + V_\tau \quad (\mathbf{a})$$

$$K_\tau = (1 - \delta)K_{\tau-1} + I_\tau \quad (\mathbf{b})$$

$$L = l_\tau + La_\tau + Le_\tau \quad (\mathbf{c})$$

$$Le_\tau \geq 0 \quad (\mathbf{d})$$

$$B_T \leq 0 \quad (\mathbf{e})$$

avec B_{t-1} et K_{t-1} donnés

La contrainte **(a)** est une relation comptable, qui définit la dépense de consommation du ménage à chaque période t comme le profit net de l'exploitation, noté π_t – lui-même fonction du stock de capital de l'exploitation K_t , du travail familial sur l'exploitation La_t et de la dépense d'investissement I_t – augmenté du revenu d'activité extérieure – où w_t désigne le taux de salaire hors de l'exploitation et Le_t le volume de travail alloué à l'exercice d'une activité extérieure –, de la variation de la dette notée $(B_t - B_{t-1})$ et diminuée du paiement des intérêts sur la dette antérieurement contractée $i_{t-1}B_{t-1}$.

La contrainte **(b)** est une équation d'accumulation décrivant les évolutions du stock de capital. Cette relation établit que les mouvements du stock de capital sont imputables à la dépréciation du stock de capital d'une part, au processus d'investissement d'autre part. Le taux de dépréciation du stock de capital, noté δ , est supposé constant (en posant $0 \leq \delta \leq 1$). L'investissement brut décidé à la période courante est supposé immédiatement productif (Bond et Meghir, 1994).

La contrainte **(c)** est la contrainte de temps, qui établit que le ménage dispose d'une dotation totale en temps, à allouer entre travail sur l'exploitation La_t , travail hors de l'exploitation Le_t et loisir l .

La contrainte **(d)** est une contrainte de positivité associée au volume de travail alloué à l'activité extérieure. La contrainte **(e)** est une condition de solvabilité reflétant le fait que le ménage agricole ne peut s'endetter indéfiniment et qu'il devra nécessairement avoir procédé au remboursement de l'intégralité de sa dette à la fin de l'horizon de planification.

2.- Résolution du modèle

Afin de procéder à la résolution proprement dite du modèle, il convient encore de simplifier au préalable l'écriture du programme d'optimisation. La première simplification consiste à faire disparaître – comme dans le modèle statique du ménage agricole – le terme Le_t de la contrainte **(a)**, en le définissant comme suit à partir de la contrainte **(c)** :

$$Le_t = L - La_t - l_t$$

La relation **(a)** ainsi transformée devient alors :

$$\pi_t(K_t, La_t, I_t) + w_t(L - l_t - La_t) + (B_t - B_{t-1}) - i_{t-1}B_{t-1} - C_t = 0 \quad (\mathbf{a}')$$

tandis que la relation **(d)** s'écrit désormais :

$$L - l_t - La_t \geq 0 \quad (\mathbf{d}')$$

Le programme d'optimisation consiste désormais à maximiser la relation **(1.2.1)** sous les contraintes **(a')**, **(b)**, **(d')** et **(e)**. La résolution du modèle peut s'opérer en construisant le Lagrangien associé à ce programme d'optimisation, en définissant λ_t et μ_t comme les multiplicateurs de Lagrange respectivement associés aux contraintes **(a')** et **(b)** et en notant ν_t la variable duale associée à la contrainte **(d')**. Les conditions de Kuhn-Tucker alors obtenues sont les suivantes :

$$C_t : \quad \frac{\partial u(C_t, l_t)}{\partial C_t} - \lambda_t = 0 \quad (\mathbf{1.2.2})$$

$$l_t : \quad \frac{\partial u(C_t, l_t)}{\partial l_t} - \lambda_t w_t - v_t = 0 \quad (1.2.3)$$

$$K_t : \quad \lambda_t \frac{\partial \pi_t}{\partial K_t} - \mu_t + \beta_t(1 - \delta)E_t[\mu_{t+1}] = 0 \quad (1.2.4)$$

$$I_t : \quad \lambda_t \frac{\partial \pi_t}{\partial I_t} + \mu_t = 0 \quad (1.2.5)$$

$$La_t : \quad \lambda_t \frac{\partial \pi_t}{\partial La_t} - \lambda_t w_t - v_t = 0 \quad (1.2.6)$$

$$B_t : \quad \lambda_t - \beta_t(1 + i_t)E_t[\lambda_{t+1}] = 0 \quad (1.2.7)$$

$$\lambda_t : \quad \pi_t(K_t, La_t, I_t) + w_t(L - l_t - La_t) + (B_t - B_{t-1}) - i_{t-1}B_{t-1} - C_t = 0 \quad (1.2.8)$$

$$\mu_t : \quad (1 - \delta)K_{t-1} + I_t - K_t = 0 \quad (1.2.9)$$

$$v_t : \quad v_t(L - l_t - La_t) = 0 \quad v_t \geq 0 \quad (L - l_t - La_t) \geq 0 \quad (1.2.10)$$

Ces conditions du premier ordre peuvent désormais être discutées en s'intéressant successivement aux décisions de travail du ménage agricole, à ses décisions de consommation et à ses décisions de production.

A l'instar du modèle statique du ménage agricole, la condition du premier ordre (1.2.10) conduit à envisager deux régimes de travail, selon la stricte positivité ou la nullité de la variable duale v_t . En effet, lorsque $v_t = 0$, le ménage agricole est **pluriactif** à la période t (puisque $La_t + l_t < L$, d'où $Le_t > 0$). Dans le cas contraire, lorsque la variable duale v_t est strictement positive, le ménage agricole demeure **monoactif** à la période t (puisque $La_t + l_t = L$, autrement dit $Le_t = 0$).

La condition du premier ordre relative à la consommation (1.2.2) permet encore de définir le multiplicateur de Lagrange λ_t ainsi :

$$\lambda_t = \frac{\partial u(C_t, l_t)}{\partial C_t}$$

L'introduction de ce dernier terme dans la relation (1.2.3) permet alors d'écrire :

$$\frac{\frac{\partial u(C_t, l_t)}{\partial l_t}}{\frac{\partial u(C_t, l_t)}{\partial C_t}} = w_t + \frac{v_t}{\lambda_t} \quad (1.2.11)$$

La condition du premier ordre (1.2.6) relative au travail familial sur l'exploitation permet pour sa part d'établir qu'à l'optimum, la relation suivante doit nécessairement être vérifiée :

$$\frac{\partial \pi_t}{\partial La_t} = w_t + \frac{v_t}{\lambda_t} \quad (1.2.12)$$

Les relations (1.3.11) et (1.3.12) permettent d'établir de manière générale que :

$$\frac{\frac{\partial u(C_t, l_t)}{\partial l_t}}{\frac{\partial u(C_t, l_t)}{\partial C_t}} = \frac{\partial \pi_t}{\partial La_t} = w_t + \frac{v_t}{\lambda_t} \quad (1.2.13)$$

Ainsi, lorsque le ménage agricole est en situation de pluriactivité ($v_t = 0$), le ménage agricole détermine le volume de travail alloué à l'activité agricole en égalisant le gain marginal retiré de l'activité agricole au taux de salaire offert hors de l'exploitation. Il opère également un arbitrage entre consommation et loisir en égalisant le taux marginal de substitution entre consommation et loisir au taux de salaire associé à l'activité extérieure :

$$\frac{\frac{\partial u(C_t, l_t)}{\partial l_t}}{\frac{\partial u(C_t, l_t)}{\partial C_t}} = \frac{\partial \pi_t}{\partial La_t} = w_t \quad (1.2.14)$$

Lorsque le ménage est en situation de monoactivité à la période t , il arbitre entre consommation et loisir – et définit par conséquent une offre de travail intégralement

dédiée à l'activité agricole – par égalisation du taux marginal de substitution de la consommation au loisir au gain marginal retiré de l'activité agricole :

$$\frac{\frac{\partial u(C_t, l_t)}{\partial l_t}}{\frac{\partial u(C_t, l_t)}{\partial C_t}} = \frac{\partial \pi_t}{\partial La_t} > w_t \quad (1.2.15)$$

Dans ce cas de figure, le gain net retiré de l'activité agricole excède nécessairement le taux de salaire offert hors de l'exploitation.

L'équation d'Euler de la consommation, qui décrit les évolutions optimales de la consommation du ménage agricole, est obtenue en remplaçant le terme λ_t dans la condition du premier ordre relative à la dette (1.2.7). A l'optimum, la relation suivante doit impérativement être vérifiée :

$$\beta_t (1 + i_t) E_t \left[\frac{\partial u(C_{t+1}, l_{t+1})}{\partial C_{t+1}} \right] = \frac{\partial u(C_t, l_t)}{\partial C_t}$$

Sous l'hypothèse d'anticipations rationnelles, le terme anticipé $E_t[.]$ peut être remplacé par sa valeur réalisée, augmentée d'un terme d'erreur ε_{t+1} vérifiant $E[\varepsilon_{t+1}] = 0$. Ce terme est supposé non corrélé avec l'information connue à la date t , et par conséquent avec toutes les variables connues à la date t ou auparavant. La relation suivante est alors obtenue :

$$\beta_t (1 + i_t) \frac{\partial u(C_{t+1}, l_{t+1})}{\partial C_{t+1}} = \frac{\partial u(C_t, l_t)}{\partial C_t} + \varepsilon_{t+1} \quad (1.2.16)$$

La relation (1.2.5) permet de définir le terme μ_t comme suit :

$$\mu_t = -\lambda_t \frac{\partial \pi_t}{\partial I_t}$$

et, par extension,

$$E_t[\mu_{t+1}] = -E_t \left[\lambda_{t+1} \frac{\partial \pi_{t+1}}{\partial I_{t+1}} \right]$$

Le remplacement de ces deux derniers termes dans la condition du premier ordre relative au capital (1.2.4) permet alors de redéfinir cette dernière comme suit :

$$-\beta_t (1 - \delta) E_t \left[\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \frac{\partial \pi_{t+1}}{\partial I_{t+1}} \right] = -\frac{\partial \pi_t}{\partial K_t} - \frac{\partial \pi_t}{\partial I_t}$$

Dans un contexte de marchés financiers parfaits, le terme $E_t[\lambda_{t+1}/\lambda_t]$ peut encore être éliminé de la relation précédente, dès lors que la condition du premier ordre relative à la dette (1.2.7) permet d'établir qu'à l'optimum :

$$E_t \left[\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \right] = \frac{1}{\beta_t (1 + i_t)}$$

La condition du premier ordre relative au capital peut enfin se réécrire comme suit :

$$-(1 - \delta) E_t \left[\frac{\partial \pi_{t+1}}{\partial I_{t+1}} \right] = -(1 + i_t) \frac{\partial \pi_t}{\partial K_t} - (1 + i_t) \frac{\partial \pi_t}{\partial I_t}$$

Le terme $E_t[\partial \pi_{t+1}/\partial I_{t+1}]$ peut alors être remplacé sous l'hypothèse d'anticipations rationnelles par sa valeur observée, augmentée d'un terme d'erreur ε_{t+1} vérifiant $E[\varepsilon_{t+1}] = 0$. Comme précédemment, ce terme est supposé non corrélé avec l'information disponibles à la date t , autrement dit avec toutes les variables connues à la date t ou antérieurement. L'équation d'Euler de l'investissement, qui décrit les évolutions optimales du stock de capital, devient finalement :

$$-(1 - \delta) \frac{\partial \pi_{t+1}}{\partial I_{t+1}} = -(1 + i_t) \frac{\partial \pi_t}{\partial K_t} - (1 + i_t) \frac{\partial \pi_t}{\partial I_t} + \varepsilon_{t+1} \quad (1.2.17)$$

En l'absence d'imperfections des marchés de capitaux, la relation (1.2.17) doit nécessairement être vérifiée. Afin d'obtenir une équation testable empiriquement, il est encore nécessaire de spécifier la fonction de profit net de l'exploitation.

En l'absence de coûts d'ajustement la fonction de profit net correspond simplement au produit de la vente de l'output agricole, diminué de la dépense courante d'investissement :

$$\pi_t = p_t F(K_t, La_t) - q_t I_t$$

Les termes $\partial \pi_t / \partial K_t$ et $\partial \pi_t / \partial I_t$, qui sont alors définis comme suit :

$$\frac{\partial \pi_t}{\partial K_t} = p_t \frac{\partial F(K_t, La_t)}{\partial K_t} \quad \text{et} \quad \frac{\partial \pi_t}{\partial I_t} = -q_t$$

peuvent alors être ensuite remplacés dans la relation (1.2.17). Le résultat traditionnel, selon lequel le ménage agricole détermine son stock optimal de capital de manière à égaliser la productivité marginale du capital sur l'exploitation au coût d'usage du capital est alors obtenu :

$$p_t \frac{\partial F(K_t, La_t)}{\partial K_t} = q_t \left(1 - \frac{1 - \delta}{1 + i_t} \frac{q_{t+1}}{q_t} \right) + \varepsilon_{t+1}$$

Une seconde possibilité consiste à tenir compte, lors de la définition de la fonction de profit net de l'exploitation, de la présence **de coûts d'ajustement** :

$$\pi_t = p_t F(K_t, La_t) - p_t G(K_t, I_t) - q_t I_t$$

Le résultat traditionnel selon lequel le ménage agricole détermine la quantité demandée de capital en égalisant la productivité marginale du capital à son coût est alors retrouvé. Ce coût revêt dorénavant une double dimension, la première liée – comme précédemment – au coût d'usage du capital, la seconde liée à l'existence de coûts d'ajustement :

$$\begin{aligned} \frac{\partial F(K_t, L_t)}{\partial K_t} &= \frac{q_t}{p_t} \left(1 - \frac{1-\delta}{1+i_t} \frac{q_{t+1}}{q_t} \right) \\ &+ \left[\frac{\partial G(I_t, K_t)}{\partial K_t} + \frac{\partial G(I_t, K_t)}{\partial I_t} - \frac{p_{t+1}}{p_t} \frac{1-\delta}{1+i_t} \frac{\partial G(I_{t+1}, K_{t+1})}{\partial I_{t+1}} \right] + \varepsilon_{t+1} \end{aligned} \quad (1.2.18)$$

L'intérêt d'un tel modèle est avant tout d'ordre empirique, puisque cette dernière relation permet de dériver une équation d'Euler de l'investissement, satisfaisante du point de vue théorique et testable du point de vue empirique.

Deux grandes pistes de recherches ont particulièrement fait l'objet d'investigations. Il s'agit en premier lieu d'équations d'Euler de la consommation. Il s'agit en second lieu d'équations d'Euler de l'investissement. Nous mettons particulièrement l'accent dans le cadre du présent paragraphe sur cette dernière famille d'équations. L'intérêt de recourir aux équations d'Euler est d'autoriser un test rigoureux de l'existence d'imperfections de marchés de capitaux (*cf.* chapitre suivant) puis d'identifier – le cas échéant – la nature de ces imperfections.

En spécifiant les fonctions de production⁵ et de coûts d'ajustement :

$$\begin{aligned} F(K_t, L_t) &= dK_t^\gamma L_t^{1-\gamma} \\ G(K_t, I_t) &= \frac{1}{2} b K_t \left[\left(\frac{I}{K} \right)_t - c \right]^2. \end{aligned}$$

et en posant $Y_t = F(.,.) - G(.,.)$, les termes $\partial \pi_t / \partial K_t$ et $\partial \pi_t / \partial I_t$ peuvent alors être définis comme suit :

$$\frac{\partial \pi_t}{\partial K_t} = \gamma p_t \left(\frac{Y}{K} \right)_t + (1+\gamma) p_t \frac{b}{2} \left(\frac{I}{K} \right)_t^2 - \gamma p_t b c \left(\frac{I}{K} \right)_t + (\gamma-1) p_t \frac{bc^2}{2}$$

⁵ Cette solution, également adoptée par Benjamin et Phimister (2000), a été préférée à celle proposée par Bond et Meghir (1994), qui ne définissent pas explicitement de fonction de production. Ces derniers auteurs postulent que la fonction Y_t est linéaire et homogène de degré 1 et exploitent l'identité d'Euler, font alors intervenir dans l'équation d'Euler la rémunération du travail de l'exploitant, dont l'évaluation est hasardeuse, compte tenu des données disponibles et employées dans cette étude.

$$\frac{\partial \pi_t}{\partial I_t} = -p_t b \left(\frac{I}{K} \right)_t + p_t b c - q_t$$

En remplaçant ces termes dans la relation (1.3.17), cette dernière s'écrit désormais :

$$\begin{aligned} \left(\frac{I}{K} \right)_{t+1} &= (1 + \gamma c) \frac{p_t}{p_{t+1}} \frac{1+i_t}{1-\delta} \left(\frac{I}{K} \right)_t - \frac{1+\gamma}{2} \frac{p_t}{p_{t+1}} \frac{1+i_t}{1-\delta} \left(\frac{I}{K} \right)_t^2 - \frac{\gamma}{b} \frac{p_t}{p_{t+1}} \frac{1+i_t}{1-\delta} \left(\frac{Y}{K} \right)_t \\ &+ \frac{1}{b} \frac{1+i_t}{1-\delta} \frac{q_t}{p_{t+1}} - \frac{1}{b} \frac{q_{t+1}}{p_{t+1}} + c - \frac{p_t}{p_{t+1}} \frac{1+i_t}{1-\delta} c - \frac{\gamma-1}{2} \frac{p_t}{p_{t+1}} \frac{1+i_t}{1-\delta} c^2 + \varepsilon_{t+1} \end{aligned}$$

En définissant encore $\phi_{t+1} = \frac{p_t}{p_{t+1}} \frac{1+i_t}{1-\delta}$ et en notant $Q_t = \frac{q_t}{p_t} \left[1 - \frac{1-\delta}{1+i_t} \frac{q_{t+1}}{q_t} \right]$ le coût

d'usage du capital, l'écriture de la relation précédente se simplifie :

$$\begin{aligned} \left(\frac{I}{K} \right)_{t+1} &= (1 + \gamma c) \phi_{t+1} \left(\frac{I}{K} \right)_t - \frac{1+\gamma}{2} \phi_{t+1} \left(\frac{I}{K} \right)_t^2 - \frac{\gamma}{b} \phi_{t+1} \left(\frac{Y}{K} \right)_t \\ &+ \frac{\phi_{t+1}}{b} Q_t + c \left(1 - \phi_{t+1} - \frac{\gamma-1}{2} \phi_{t+1} c \right) + \varepsilon_{t+1} \end{aligned} \quad (1.2.19)$$

B.- Le modèle de Phimister (1993)

Une solution alternative au problème proposée par Phimister (1993) consiste à s'intéresser aux décisions de production et de consommation d'un ménage agricole, qui planifie ses choix sur un horizon fini (noté T), correspondant à la période durant laquelle la génération à la tête de l'exploitation l'acquiert et la dirige. Au début de la période initiale, le ménage est amené à déterminer ses décisions courantes de production et de consommation, mais également à planifier les décisions qui l'engageront pour toutes les périodes suivantes/au cours des périodes suivantes.

Le ménage agricole détermine ses choix de production et de consommation de manière à maximiser son utilité sur le cycle de vie. Dans ce modèle, l'utilité du ménage est uniquement fonction de la consommation de biens et services. La fonction d'utilité

intertemporelle du ménage agricole est supposée additivement séparable et, pour chaque période du temps, une fonction d'utilité instantanée strictement concave, notée $u(C_t)$, est définie. Les marchés de capitaux sont de plus supposés parfaits, ce qui implique la possibilité pour le ménage de prêter ou d'emprunter autant qu'il le souhaite au taux d'intérêt du marché. L'endettement du ménage doit cependant, à l'issue de l'horizon de planification, demeurer non positif (contrainte de solvabilité). L'investissement pris en compte dans le modèle est supposé sans friction et immédiatement productif (Bond et Meghir, 1994).

Phimister écarte volontairement de la modélisation les décisions de travail du ménage agricole, puisque l'input *travail familial* n'intervient pas dans la définition de la fonction de production et que le *loisir* n'apparaît pas aux côtés de la consommation dans la fonction d'utilité. Il motive ce choix par le fait que le *travail familial* s'apparente, selon lui, à un facteur de production fixe sur les exploitations familiales et que le ménage agricole ne peut ni employer de la main d'œuvre salariée sur l'exploitation, ni occuper un emploi – salarié – hors de l'exploitation. Cette hypothèse néanmoins forte ne devrait toutefois pas, selon Phimister, affecter fondamentalement la portée des résultats obtenus, dès lors que le marché du travail est supposé parfait et que la consommation et le loisir sont additivement séparables dans la fonction d'utilité.

1.- Ecriture du modèle

Le ménage agricole cherche ainsi à maximiser, compte tenu de sa dotation initiale en capital et de son stock initial de dette, son utilité sur le cycle de vie, sous une séquence de contraintes de budget, de production et de capital, ainsi que sous une contrainte de solvabilité pensant sur le volume d'endettement à la fin de l'horizon de planification. Le programme dynamique d'optimisation s'écrit :

$$\max E_t \left[\sum_{\tau=t}^T \beta_{\tau-t} u(C_\tau) \right] \quad (1.2.20)$$

sous les contraintes :

$$C_\tau = \pi_\tau(K_\tau, I_\tau) + (B_\tau - B_{\tau-1}) - i_{\tau-1}B_{\tau-1} + V_\tau \quad (\mathbf{a})$$

$$K_\tau = (1 - \delta)K_{\tau-1} + I_\tau \quad (\mathbf{b})$$

$$B_T \leq 0 \quad (\mathbf{c})$$

avec B_{t-1} , K_{t-1} donnés.

où $u(\cdot)$ désigne la fonction d'utilité instantanée, $F(\cdot)$ la fonction de production de l'exploitation, C_t la dépense de consommation à la période t , Y_t le volume de l'output agricole, K_t le stock de capital de l'exploitation, I_t la dépense d'investissement, B_t l'endettement de l'exploitation, p_t le prix de l'output agricole, q_t le prix du bien d'investissement, i_t le taux d'intérêt nominal, β_t le facteur d'actualisation et T la longueur de l'horizon de planification. Le prix du bien de consommation, qui n'apparaît pas explicitement dans le modèle, fait fonction de numéraire.

Phimister est encore amené à formuler une hypothèse « technique » concernant la fonction d'utilité instantanée, afin de s'assurer de la positivité du niveau de consommation du ménage agricole. Il postule ainsi que :

$$\lim_{C \rightarrow \infty} \frac{\partial u(C)}{\partial C} = 0$$

2.- Résolution du modèle

Les conditions du premier ordre associées à ce programme d'optimisation peuvent alors être obtenues en procédant à la construction du Lagrangien et en définissant λ_t comme le multiplicateur de Lagrange associé à la contrainte **(a)** et μ_t la variable duale associée à la contrainte **(b)**. Il est alors possible, par application du théorème de Kuhn-Tucker, d'obtenir les relations suivantes :

$$C_t : \quad \frac{\partial u(C_t)}{\partial C_t} - \lambda_t = 0 \quad (\mathbf{1.2.21})$$

$$K_t: \quad \lambda_t \frac{\partial \pi_t}{\partial K_t} - \mu_t + \beta_t (1 - \delta) E_t [\mu_{t+1}] = 0 \quad (1.2.22)$$

$$I_t: \quad \lambda_t \frac{\partial \pi_t}{\partial K_t} + \mu_t = 0 \quad (1.2.23)$$

$$B_t: \quad \lambda_t - \beta_t (1 + i_t) E_t [\lambda_{t+1}] = 0 \quad (1.2.24)$$

$$\lambda_t: \quad p_t F(K_t) + (B_t - B_{t-1}) - i_{t-1} B_{t-1} - q_t [K_t - (1 - \delta) K_{t-1}] - C_t = 0 \quad (1.2.25)$$

$$\mu_t: \quad (1 - \delta) K_{t-1} + I_t - K_t = 0 \quad (1.2.26)$$

L'interprétation de ces conditions du premier ordre est similaire à celle qui peut être menée à partir des théories néoclassiques du producteur et du consommateur.

La condition du premier ordre relative à la dette (1.2.24) permet d'établir que :

$$E_t \left[\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \right] = \frac{1}{\beta_t (1 + i_t)} \quad (1.2.27)$$

La condition du premier ordre relative à l'investissement (1.2.23) permet d'établir que :

$$\mu_t = -\lambda_t \frac{\partial \pi_t}{\partial K_t}$$

et, par extension, que :

$$E_t [\mu_{t+1}] = -E_t \left[\lambda_{t+1} \frac{\partial \pi_{t+1}}{\partial K_{t+1}} \right]$$

L'introduction de ces termes dans la condition du premier ordre relative au capital (1.2.22) permet encore de définir :

$$-\beta_t (1 - \delta) E_t \left[\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \frac{\partial \pi_{t+1}}{\partial K_{t+1}} \right] = -\frac{\partial \pi_t}{\partial K_t} - \frac{\partial \pi_t}{\partial I_t}$$

En employant encore la relation (1.2.27), on obtient finalement :

$$-(1-\delta)E_t \left[\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \frac{\partial \pi_{t+1}}{\partial K_{t+1}} \right] = -(1+i_t) \frac{\partial \pi_t}{\partial K_t} - (1+i_t) \frac{\partial \pi_t}{\partial I_t} \quad (1.2.28)$$

En l'absence de coûts d'ajustement, la fonction de profit net de l'exploitation peut s'écrire :

$$\pi_t = p_t F(K_t) - q_t I_t$$

La fonction de production est quant à elle supposée à rendements d'échelle décroissants. Par souci de simplicité, l'unique argument figurant dans la fonction de production est le stock de capital de l'exploitation.

Les termes $\partial \pi_t / \partial K_t$, $\partial \pi_t / \partial I_t$ et $E_t [\partial \pi_{t+1} / \partial I_{t+1}]$ peuvent dès lors être définis à partir de cette fonction de profit net :

$$\frac{\partial \pi_t}{\partial K_t} = p_t \frac{\partial F(K_t)}{\partial K_t}$$

$$\frac{\partial \pi_t}{\partial I_t} = -q_t \quad \text{et, par extension} \quad E_t \left[\frac{\partial \pi_{t+1}}{\partial I_{t+1}} \right] = -q_{t+1}$$

pour être ensuite remplacés dans la relation (1.2.28). La relation suivante est alors obtenue :

$$\frac{\partial F(K_t)}{\partial K_t} = \frac{q_t}{p_t} \left(1 - \frac{1-\delta}{1+i_t} \frac{q_{t+1}}{q_t} \right) + \varepsilon_{t+1}$$

Le ménage agricole détermine ainsi le volume optimal de capital alloué à l'activité agricole en égalisant la productivité marginal du capital au coût d'usage du capital.

En matière de **comportement de consommation**, la mise en relation des conditions du premier ordre (1.2.21) et (1.2.23) permet d'obtenir la relation suivante :

$$\beta_t(1+i_t)E_t \left[\frac{\partial u(C_{t+1})}{\partial C_{t+1}} \lambda_{t+1} \right] = \frac{\partial u(C_t)}{\partial C_t} + \varepsilon_{t+1} \quad (1.2.29)$$

Le modèle demeure, tel qu'il est formulé, parfaitement récursif et le mécanisme de prise de décision pourrait, à l'instar du modèle statique, faire l'objet d'une décomposition en deux sous-programmes (Phimister, 1993). Le ménage agricole déterminerait alors dans un premier temps ses décisions de production (stock optimal de capital et volume optimal de l'output agricole en résultant), en procédant à la maximisation du profit de l'exploitation, avant de déterminer dans un second temps, compte tenu du flux de revenus retiré de l'activité agricole, son plan optimal de consommation, conformément à la théorie standard du consommateur sur le cycle de vie. Comme le fait remarquer Phimister, cette décomposition du programme d'optimisation en deux étapes demeure toutefois artificielle, dans la mesure où l'ensemble des décisions du ménage agricole sont définies simultanément. Il en résulte cependant que si les décisions de production du ménage sont susceptibles d'affecter ses décisions de consommation, ces dernières demeurent sans conséquence sur le fonctionnement de l'exploitation.

En présence de **coûts d'ajustement**, la fonction de profit net de l'exploitation s'écrit :

$$\pi_t = p_t F(K_t) - p_t G(K_t, I_t) - q_t I_t$$

On retrouve alors le résultat traditionnel selon lequel le ménage agricole détermine la quantité demandée de capital en égalisant la productivité marginale du capital à son coût. Ce dernier revêt dorénavant une double dimension, la première liée comme précédemment au coût d'usage du capital, la seconde à l'existence de coûts d'ajustement :

$$\begin{aligned} \frac{\partial F(K_t, L_t)}{\partial K_t} &= \left[\frac{q_t}{p_t} \left(1 - \frac{1-\delta}{1+i_t} \frac{q_{t+1}}{q_t} \right) \right] \\ &+ \left[\frac{\partial G(K_t, L_t)}{\partial K_t} + \frac{\partial G(I_t, K_t)}{\partial I_t} - \frac{p_{t+1}}{p_t} \frac{1-\delta}{1+i_t} \frac{\partial G(I_{t+1}, K_{t+1})}{\partial I_{t+1}} \right] + \varepsilon_{t+1} \end{aligned} \quad (1.2.30)$$

En définissant encore la fonction de production de l'exploitation $F(K_t, L_t) = dK_t^\gamma$ et en définissant la fonction de coûts d'ajustement $G(K_t, I_t) = \frac{1}{2} b K_t \left[\left(\frac{I}{K} \right)_t - c \right]^2$. On pose enfin $Y_t = F(\cdot, \cdot) - G(\cdot, \cdot)$. Les termes $\partial \pi_t / \partial K_t$ et $\partial \pi_t / \partial I_t$ sont identiques à ceux dérivés dans le paragraphe précédent :

$$\frac{\partial \pi_t}{\partial K_t} = \gamma p_t \left(\frac{Y}{K} \right)_t + (1+\gamma) p_t \frac{b}{2} \left(\frac{I}{K} \right)_t^2 - \gamma p_t b c \left(\frac{I}{K} \right)_t + (\gamma-1) p_t \frac{b c^2}{2}$$

$$\frac{\partial \pi_t}{\partial I_t} = -p_t b \left(\frac{I}{K} \right)_t + p_t b c - q_t$$

ce qui permet d'obtenir la l'équation d'Euler suivante :

$$\begin{aligned} \left(\frac{I}{K} \right)_{t+1} &= (1+\gamma c) \frac{1+i_t}{1-\delta} \frac{p_t}{p_{t+1}} \left(\frac{I}{K} \right)_t - \frac{1+\gamma}{2} \frac{1+i_t}{1-\delta} \frac{p_t}{p_{t+1}} \left(\frac{I}{K} \right)_t^2 - \frac{\gamma}{b} \frac{1+i_t}{1-\delta} \frac{p_t}{p_{t+1}} \left(\frac{Y}{K} \right)_t \\ &+ \frac{1}{b} \frac{1+i_t}{1-\delta} \frac{q_t}{p_{t+1}} - \frac{1}{b} \frac{q_{t+1}}{p_{t+1}} + c - \frac{1+i_t}{1-\delta} \frac{p_t}{p_{t+1}} c - \frac{\gamma-1}{2} \frac{1+i_t}{1-\delta} \frac{p_t}{p_{t+1}} c^2 + \varepsilon_{t+1} \end{aligned}$$

En notant encore $\phi_{t+1} = \frac{1+i_t}{1-\delta} \frac{p_t}{p_{t+1}}$ et $Q_t = \frac{q_t}{p_t} \left[1 - \frac{1-\delta}{1+i_t} \frac{q_{t+1}}{q_t} \right]$ le coût d'usage du

capital, l'écriture de la relation précédente se simplifie pour s'écrire désormais :

$$\begin{aligned} \left(\frac{I}{K} \right)_{t+1} &= (1+\gamma c) \phi_{t+1} \left(\frac{I}{K} \right)_t - \frac{1+\gamma}{2} \phi_{t+1} \left(\frac{I}{K} \right)_t^2 - \frac{\gamma}{b} \phi_{t+1} \left(\frac{Y}{K} \right)_t \\ &+ \frac{\phi_{t+1}}{b} Q_t + c \left(1 - \phi_{t+1} - \frac{\gamma-1}{2} \phi_{t+1} c \right) + \varepsilon_{t+1} \end{aligned} \quad (1.2.31)$$

C.- Construction du modèle de « base »

La solution consistant à écartier purement et simplement de la modélisation les décisions de travail du ménage agricole ne nous apparaît pas pertinente, dans la mesure où elle n'autorise pas une prise en compte, même très simplifiée, des décisions de pluriactivité. Nous avons finalement opté pour une troisième modélisation, inspirée de celle proposée par Ahituv et Kimhi, et qui constitue un compromis entre les deux approches présentées précédemment.

La solution retenue consiste à rendre exogène les décisions d'offre de travail, en considérant avec Ahituv et Kimhi (2001) que le ménage, ramené à un individu unique – l'exploitant agricole –, dispose d'une dotation unitaire en temps de travail, qu'il doit allouer à chaque période entre travail sur l'exploitation (L_t) et – le cas échéant – travail hors de l'exploitation ($1-L_t$).

1.- Ecriture du modèle

L'exploitant cherche ainsi à maximiser, sur un horizon de planification fini T , son flux actualisé et anticipé de revenus, sous un certain nombre de contraintes. Le programme d'optimisation de l'exploitant s'écrit :

$$\max E_t \left[\sum_{\tau=t}^T \beta_{\tau-t} R_{\tau} \right] \quad (1.2.32)$$

sous les contraintes :

$$R_{\tau} = \pi_{\tau}(K_{\tau}, L_{\tau}, I_{\tau}) + w_{\tau}(1 - L_{\tau}) + (B_{\tau} - B_{\tau-1}) - i_{\tau-1}B_{\tau-1} + V_{\tau} \quad (\mathbf{a})$$

$$K_{\tau} = (1 - \delta)K_{\tau-1} + I_{\tau} \quad (\mathbf{b})$$

$$(1 - L_{\tau}) \geq 0 \quad \text{avec} \quad 0 \leq L_{\tau} \leq 1 \quad (\mathbf{c})$$

$$B_T = 0 \quad (\mathbf{d})$$

$$B_{t-1} = \bar{B}_{t-1} \quad (\mathbf{e})$$

$$K_{t-1} = \bar{K}_{t-1} \quad (\mathbf{f})$$

où $E_t [.]$ désigne l'opérateur d'anticipations, conditionnelles à l'information disponible au début de la période t , et β_t le taux d'actualisation.

La contrainte **(a)** est une relation comptable, qui définit le revenu global R_t perçu par l'exploitant à chaque période t (noté), comme le profit net de l'exploitation, noté π_t – lui-même fonction du stock de capital de l'exploitation (K_t) du travail de l'exploitant (L_t) et de la dépense d'investissement (I_t) –, augmenté des gains retirés de l'exercice d'une activité salariée hors de l'exploitation $w_t(1-L_t)$ – où w_t désigne le taux de salaire hors de l'exploitation –, d'un revenu exogène (noté V_t) et de la variation du stock de dette ($B_t - B_{t-1}$) et diminué du paiement des intérêts sur la dette antérieurement contractée $i_{t-1}B_{t-1}$ – où i_{t-1} désigne le taux d'intérêt nominal de la dette et B_{t-1} le stock de dette en début de période.

La contrainte **(b)** est une équation d'accumulation décrivant les évolutions du stock de capital. Cette relation établit très classiquement que les mouvements du stock de capital sont imputables à la dépréciation du stock de capital d'une part, au processus d'investissement d'autre part. Le taux de dépréciation économique du stock de capital, noté δ , est supposé constant (avec $0 \leq \delta \leq 1$). L'investissement brut décidé à la période courante est supposé immédiatement productif (Bond et Meghir, 1994).

La contrainte **(c)** est une contrainte de positivité associée au volume de travail alloué à l'activité extérieure. La contrainte **(d)** est une condition de solvabilité, qui établit que l'exploitant ne peut s'endetter indéfiniment et qu'il devra nécessairement avoir procédé au remboursement de l'intégralité de sa dette à la fin de l'horizon de planification. Enfin, les contraintes **(e)** et **(f)** définissent respectivement la dotation initiale en capital K_{t-1} et le stock de dette initial B_{t-1} .

2.- Résolution du modèle

En notant μ_t le multiplicateur de Lagrange associé à la contrainte d'accumulation **(b)** et v_t la variable duale associée à la contrainte de positivité pesant sur le volume d'activité extérieure **(d)**, il est possible de construire le Lagrangien associé au programme d'optimisation de l'exploitant et d'en dériver les conditions du premier ordre suivantes :

$$K_t: \quad \frac{\partial \pi_t}{\partial K_t} - \mu_t + \beta_t (1 - \delta) E_t [\mu_{t+1}] = 0 \quad (1.2.33)$$

$$I_t: \quad \frac{\partial \pi_t}{\partial I_t} + \mu_t = 0 \quad (1.2.34)$$

$$L_t: \quad \frac{\partial \pi_t}{\partial L_t} - w_t - v_t = 0 \quad (1.2.35)$$

$$B_t: \quad 1 - \beta_t (1 + i_t) = 0 \quad (1.2.36)$$

$$\mu_t: \quad (1 - \delta) K_{t-1} + I_t - K_t = 0 \quad (1.2.37)$$

$$v_t: \quad v_t (1 - L_t) = 0 \quad v_t \geq 0 \quad (1 - L_t) \geq 0 \quad (1.2.38)$$

L'équation d'Euler de l'investissement est obtenue à partir de ces conditions d'optimalité. La relation **(1.2.34)** permet en effet de définir les termes :

$$\mu_t = - \frac{\partial \pi_t}{\partial I_t}$$

et, par extension,

$$E_t [\mu_{t+1}] = - E_t \left[\frac{\partial \pi_{t+1}}{\partial I_{t+1}} \right],$$

qui peuvent ensuite être introduits dans la condition du premier ordre relative au capital **(1.2.33)**, pour définir l'équation d'Euler de l'investissement :

$$-\beta_t (1 - \delta) E_t \left[\frac{\partial \pi_{t+1}}{\partial I_{t+1}} \right] = - \frac{\partial \pi_t}{\partial K_t} - \frac{\partial \pi_t}{\partial I_t} \quad (1.2.39)$$

Sous l'hypothèse d'anticipations rationnelles, le terme anticipé $E_t[\partial\pi_{t+1}/\partial I_{t+1}]$ figurant dans le terme de gauche de la relation (1.3.39) peut comme précédemment être remplacé par sa valeur réalisée, augmentée d'un terme d'erreur ε_{t+1} vérifiant $E_t[\varepsilon_{t+1}] = 0$. L'équation d'Euler de l'investissement s'écrit désormais :

$$-\beta_t(1-\delta)\frac{\partial\pi_{t+1}}{\partial I_{t+1}} = -\frac{\partial\pi_t}{\partial K_t} - \frac{\partial\pi_t}{\partial I_t} + \varepsilon_{t+1} \quad (1.2.40)$$

Notons encore que d'après la condition du premier ordre relative à la dette (1.2.36), le taux d'actualisation doit nécessairement, en l'absence d'imperfections du marché du crédit, vérifier à l'optimum la relation suivante :

$$\beta_t = \frac{1}{(1+i_t)}$$

En remplaçant le facteur d'actualisation dans la relation (1.2.40), on obtient :

$$-\beta_t(1-\delta)\frac{\partial\pi_{t+1}}{\partial I_{t+1}} = -(1+i_t)\frac{\partial\pi_t}{\partial K_t} - (1+i_t)\frac{\partial\pi_t}{\partial I_t} + \varepsilon_{t+1} \quad (1.2.41)$$

La relation (1.2.41), qui compare le bénéfice net d'investir aujourd'hui à celui d'investir demain, constitue le point de départ aux modèles économétriques développés dans cette section. Il convient toutefois de définir encore de manière plus explicite la fonction de profit net de l'exploitation, afin d'obtenir une spécification empiriquement testable de l'équation d'Euler :

$$\pi_t = p_t[F(K_t, L_t) - G(I_t, K_t)] - q_t I_t$$

en posant $Y_t = F(\cdot, \cdot) - G(\cdot, \cdot)$, où Y_t représente la valeur nette observable de l'output, $F(\cdot, \cdot)$ la fonction de production de l'exploitation et $G(\cdot, \cdot)$ la fonction de coûts d'ajustement. Les variables exogènes p_t et q_t désignent respectivement les prix de

l'output agricole et des biens d'investissement⁶. La définition des termes $\partial\pi_t/\partial K_t$, $\partial\pi_t/\partial I_t$ et $\partial\pi_{t+1}/\partial I_{t+1}$ implique encore de définir les formes fonctionnelles de $F(\cdot)$ et $G(\cdot)$. Nous supposons ainsi que la fonction de production $F(\cdot)$ est de type Cobb-Douglas à rendements d'échelles constants $F(K_t, X_t, L_t) = dK_t^\gamma L_t^{1-\gamma}$ (Benjamin et Phimister, 1997) et que la fonction quadratique de coût d'ajustement $G(\cdot, \cdot)$ est de la

$$\text{forme } G(K_t, I_t) = \frac{1}{2} b K_t \left[\left(\frac{I}{K} \right)_t - c \right]^2.$$

La fonction de profit net de l'exploitation fait intervenir des coûts internes d'ajustement du stock de capital. Ces coûts sont supposés convexes ($\partial^2 \pi_t / \partial I_t^2 < 0$) et contribuent – avec le prix des biens d'investissement – à une liaison négative entre l'investissement et le profit net de l'exploitation ($\partial \pi_t / \partial I_t < 0$). On obtient alors :

$$\frac{\partial \pi_t}{\partial K_t} = \gamma p_t \left(\frac{Y}{K} \right)_t + (1 + \gamma) p_t \frac{b}{2} \left(\frac{I}{K} \right)_t^2 - \gamma p_t b c \left(\frac{I}{K} \right)_t + (\gamma - 1) p_t \frac{b c^2}{2}$$

$$\frac{\partial \pi_t}{\partial I_t} = -p_t b \left(\frac{I}{K} \right)_t + p_t b c - q_t$$

et
$$\frac{\partial \pi_{t+1}}{\partial I_{t+1}} = -p_{t+1} b \left(\frac{I}{K} \right)_{t+1} + p_{t+1} b c - q_{t+1}$$

L'introduction de ces différents termes dans la relation (1.2.41) permet d'obtenir la spécification suivante de l'équation d'Euler :

$$\begin{aligned} \left(\frac{I}{K} \right)_{t+1} &= (1 + \gamma c) \frac{1 + i_t}{1 - \delta} \frac{p_t}{p_{t+1}} \left(\frac{I}{K} \right)_t - \frac{1 + \gamma}{2} \frac{1 + i_t}{1 - \delta} \frac{p_t}{p_{t+1}} \left(\frac{I}{K} \right)_t^2 - \frac{\gamma}{b} \frac{1 + i_t}{1 - \delta} \frac{p_t}{p_{t+1}} \left(\frac{Y}{K} \right)_t \\ &+ \frac{1}{b} \frac{1 + i_t}{1 - \delta} \frac{q_t}{p_{t+1}} - \frac{1}{b} \frac{q_{t+1}}{p_{t+1}} + c - \frac{1 + i_t}{1 - \delta} \frac{p_t}{p_{t+1}} c - \frac{\gamma - 1}{2} \frac{1 + i_t}{1 - \delta} \frac{p_t}{p_{t+1}} c^2 + \varepsilon_{t+1} \end{aligned}$$

⁶ Le taux de salaire w_t n'apparaît pas dans la fonction de profit net de l'exploitation puisque le travail familial est caractérisé, dans le contexte agricole, par son absence de prix explicite. Il apparaît toutefois dans la contrainte budgétaire de l'exploitant et agit par conséquent dans le modèle comme un coût d'opportunité.

En notant encore $\phi_{t+1} = \frac{1+i_t}{1-\delta} \frac{p_t}{p_{t+1}}$ et $Q_t = \frac{q_t}{p_t} \left[1 - \frac{1-\delta}{1+i_t} \frac{q_{t+1}}{q_t} \right]$ le coût d'usage du capital, l'équation d'Euler de l'investissement obtenue en l'absence d'imperfections des marchés de capitaux, s'écrit désormais :

$$\begin{aligned} \left(\frac{I}{K} \right)_{t+1} &= (1+\gamma c) \phi_{t+1} \left(\frac{I}{K} \right)_t - \frac{1+\gamma}{2} \phi_{t+1} \left(\frac{I}{K} \right)_t^2 - \frac{\gamma}{b} \phi_{t+1} \left(\frac{Y}{K} \right)_t \\ &+ \frac{\phi_{t+1}}{b} Q_t + c \left(1 - \phi_{t+1} - \frac{\gamma-1}{2} \phi_{t+1} c \right) + \varepsilon_{t+1} \end{aligned} \quad (1.2.42)$$

Il convient de noter que dans ce modèle, l'exploitant agricole détermine très simplement l'importance de sa participation à une activité extérieure en comparant le bénéfice marginal retiré de l'activité agricole au taux de salaire offert hors de l'exploitation. D'après la relation (1.2.33), en effet :

$$\frac{\partial \pi_t}{\partial L_t} = w_t + v_t$$

Deux régimes de travail peuvent alors être définis selon la stricte positivité ou la nullité de la variable duale v_t associée à la contrainte (c). Lorsque celle-ci est nulle ($v_t = 0$), l'exploitant devient pluriactif et définit la quantité de travail allouée à l'activité extérieure de manière à égaliser le bénéfice marginal retiré de l'activité agricole au taux de salaire offert hors de l'exploitation ($\partial \pi_t / \partial L_t = w_t$). Dans le cas contraire ($v_t > 0$), l'exploitant demeure monoactif et alloue intégralement sa dotation unitaire en temps de travail à l'activité agricole. Le bénéfice marginal retiré de l'activité agricole excède le taux de salaire offert hors de l'exploitation ($\partial \pi_t / \partial L_t > w_t$)

Chapitre 2 :

Prise en compte des imperfections du marché du crédit

Les travaux entrepris dans le cadre du présent chapitre consacrent une rupture importante par rapport au modèle « de base » du ménage agricole, dont l'élaboration et la présentation ont fait l'objet du précédent chapitre. Par souci de simplicité, nous avons alors sciemment écarté de l'analyse la question de l'influence des facteurs financiers sur les comportements de production, de consommation et d'offre de travail du ménage agricole. L'unique variable financière présente dans cette première version du modèle est le taux d'intérêt, qui intervient dans les calculs d'actualisation de l'exploitant et constitue un élément déterminant du coût d'usage du capital. L'hypothèse de perfection des marchés de capitaux, sous-jacente dans cette modélisation, a ainsi pour conséquence l'indépendance des choix réels et financiers du ménage agricole d'une part, la séparabilité temporelle de ces différents choix d'autre part.

Par souci de réalisme, l'hypothèse forte – et néanmoins très certainement abusive – de perfection des marchés de capitaux se doit à présent d'être relâchée. Les ménages agricoles sont en effet confrontés au quotidien à la présence d'imperfections des marchés de capitaux, qui rendent difficiles, voire compromettent purement et simplement, leur accès à la ressource financière externe, alors même que les possibilités

réelles de financement interne de l'activité courante et des investissements des exploitations sont limitées par la nécessité d'assurer le financement des activités relevant de la sphère domestique des ménages agricoles. Le modèle se doit ainsi d'être adapté afin de tenir explicitement compte de l'effet potentiel de telles imperfections sur les divers types de comportements du ménage agricole.

Le marché du crédit met en relation des agents économiques, disposés à différer leur consommation, avec d'autres agents, qui souhaitent dans le même temps consommer ou investir et sollicitent à cette fin des prêts à la consommation ou d'investissement. Le fonctionnement « idéal » du marché implique que les prêts soient octroyés de manière concurrentielle et que les taux d'intérêts pratiqués soient déterminés par le libre jeu de l'offre et de la demande. Or, sur le marché du crédit, des transactions ne reposant que sur les prix ne permettent généralement pas d'atteindre un équilibre et d'assurer une allocation efficace des ressources. Le crédit ne constitue en effet pas un bien homogène, puisque sa livraison et son paiement interviennent à des moments éloignés du temps. Le prêteur met des fonds à la disposition immédiate d'un emprunteur, qui s'engage en contrepartie à rembourser ultérieurement le prêt consenti. Le décalage temporel plus ou moins important entre la mise à disposition des fonds et leur remboursement introduit dans la relation de prêt un risque de défaillance – volontaire ou involontaire – de l'emprunteur, apprécié différemment par les parties contractantes, du fait de leur différence d'accès à l'information (asymétrie d'information). L'emprunteur dispose en effet d'un avantage informationnel sur le prêteur, puisqu'il peut évaluer à moindre frais le rendement attendu des projets pour lesquels il sollicite un prêt et le degré de risque qui les caractérise. Ce risque de défaillance incite le prêteur à procéder à un examen minutieux des demandes de prêts et à contrôler, une fois le prêt octroyé, l'utilisation de ces fonds. Ces opérations d'évaluation et de contrôle génèrent des coûts d'agence, qui se répercutent sur le coût du crédit. Le modèle de la concurrence parfaite, dans lequel une multitude d'acheteurs et de vendeurs s'engagent dans une relation commerciale sans avoir à supporter de coûts de transaction, n'est dès lors plus pertinent en matière d'analyse du fonctionnement du marché du crédit.

Ce renouvellement du cadre d'analyse s'inscrit dans le prolongement direct de certains développements récents de l'analyse économique. Ces travaux ont notamment bénéficié de l'élaboration d'un corpus théorique cohérent, autour du paradigme de l'information imparfaite et de l'analyse économique des relations contractuelles. Une frange importante de cette littérature s'est ainsi intéressée, depuis un peu plus d'une décennie, à la question de l'autonomie des sphères réelles et financières, en privilégiant une approche macro-économique, même si la dimension micro-économique demeure omniprésente, tant au niveau de l'inspiration des modèles théoriques qu'au niveau des applications empiriques, qui exploitent outre la dimension temporelle la dimension individuelle (travail sur données de panel). Cette littérature a notamment autorisé un profond renouvellement de deux champs particulièrement importants de la discipline économique, à savoir les analyses de la consommation⁷ et de l'investissement⁸.

Le présent chapitre est organisé comme suit. Une première section est consacrée à un rapide survol de la littérature économique relative aux imperfections du marché du crédit et de leurs implications en matière de financement des exploitations agricoles. La seconde section se propose d'enrichir le modèle « de base », en prenant explicitement en considération dans la modélisation l'existence de telles imperfections. Plusieurs modélisations alternatives ont dès lors été envisagées selon l'existence ou non de coûts d'agence et selon l'existence et la nature des restrictions quantitatives en matière d'emprunt.

⁷ Pour une revue de la littérature, voir par exemple Blundell (1988), Deaton (1992) ou Adda (1995)

⁸ Pour une revue de littérature, voir par exemple Rosenwald (1999) ou Hubbard (1998)

Section 1.- Paradigme de l'information imparfaite et implications en matière de financement de l'exploitation

Un critique forte pouvant être formulée à l'encontre du modèle « de base » du ménage agricole concerne l'hypothèse faiblement réaliste de perfection des marchés de capitaux. Sous cette hypothèse, le ménage agricole a la possibilité de lisser les fluctuations de ses revenus sur le cycle de vie, en ayant recours à l'endettement (Phimister, 1995). Le caractère asymétrique de l'information sur les marchés de capitaux ébranle le cadre d'analyse développé précédemment, comme le font ressortir un certain nombre de travaux théoriques récents, qui mettent l'accent sur le fait que le crédit peut faire l'objet d'un rationnement. L'évidence empirique semble de plus indiquer que les banques concernées par le financement des exploitations agricoles ont également recours à d'autres instruments, ne reposant pas exclusivement sur les prix (comme l'exigence de garanties, la profitabilité de la firme, l'historique de ses remboursements, l'expérience de l'exploitant, etc.) pour asseoir leurs décisions d'octroi de prêts et déterminer les montants de ces derniers.

La présente section, dont la finalité est de donner des fondements théoriques et empiriques à notre modélisation des imperfections du marché du crédit, s'articule autour de deux paragraphes. Le premier paragraphe, est consacré à une rapide présentation de la littérature théorique relative au fonctionnement du marché du crédit. Elle accorde une place de choix aux problèmes d'asymétrie d'information et à ses répercussions dans la relation de prêt (**A.**). Le second paragraphe se propose pour sa part de faire ressortir les spécificités du financement de l'activité agricole dans le contexte français. Il s'attache ainsi à décrire dans ses grandes lignes le dispositif français de prêts à l'agriculture et présente, dans une perspective historique, l'évolution des pratiques bancaires en matière de gestion du risque d'impayés (**B.**).

A.- Paradigme de l'information imparfaite

Le fonctionnement « réel » du marché du crédit s'écarte du fonctionnement « idéal » d'un marché en situation de concurrence pure et parfaite, du fait notamment de la nature imparfaite de l'information et des coûts qui en résultent. Les transactions qui s'opèrent sur ce marché ne portent pas sur des biens conventionnels, puisque le prêteur met des fonds à la disposition immédiate d'un emprunteur, en échange d'une promesse de remboursement et de rémunération futurs du prêt octroyé. L'emprunteur peut être amené – volontairement ou involontairement – à ne pas honorer ses obligations financières et ainsi à rompre cet engagement, ce qui est de nature à inciter le prêteur, placé en situation d'information asymétrique, à procéder au préalable à un examen minutieux des demandes de prêts qui lui sont adressées, pour ne sélectionner ensuite que les candidatures présentant la probabilité la plus élevée de remboursement. Il peut également être amené à contrôler l'emploi des fonds prêtés, afin de s'assurer notamment que l'emprunteur mette en œuvre tous les moyens à sa disposition pour ne pas compromettre la vraisemblance du remboursement.

Certains agents peuvent dès lors ne plus accéder ou ne bénéficier que d'un accès partiel au crédit, en dépit d'une viabilité suffisante des projets pour lesquels ils sollicitent un prêt. Ce rationnement du crédit trouve sa justification dans le fait que l'intermédiaire financier cherche à maximiser son profit anticipé, qui est fonction du taux d'intérêt pratiqué, mais aussi et surtout de la probabilité de défaillance de l'emprunteur. Si un accroissement des taux d'intérêt est de nature à permettre au prêteur d'accroître son profit anticipé, il renforce par ailleurs la probabilité de défaillance de l'emprunteur. Une hausse disproportionnée des taux d'intérêt pratiqués peut ainsi conduire à une réduction drastique du profit escompté par le prêteur, ce qui devrait l'inciter à privilégier un plafonnement des crédits octroyés à un accroissement des taux d'intérêt. L'accroissement des taux d'intérêt pratiqués ne constitue pas une réponse appropriée pour le prêteur, puisqu'en situation d'information asymétrique, l'intermédiaire financier doit alors très classiquement faire face à deux types de

problèmes, à savoir les problèmes d'*antisélection* et d'*aléa moral*. Les problèmes d'*antisélection* (1.) se manifestent *ex ante* lorsque l'emprunteur présente des risques supérieurs à ceux escomptés lors de la négociation du prêt, tandis que les problèmes d'*aléa moral* (2.) surviennent quant à eux *ex post* lorsque l'emprunteur expose l'intermédiaire financier, une fois le prêt octroyé, à des risques supérieurs à ceux initialement escomptés.

1.- Problèmes d'antisélection

Les problèmes d'*antisélection* – ou de *sélection adverse* – surviennent typiquement lorsque l'appréciation des caractéristiques propres à chaque candidat au prêt s'avère particulièrement délicate pour le prêteur et qu'il ne peut en particulier se faire une opinion des préférences de l'emprunteur en matière de propension à entreprendre des projets risqués. Les gains retirés par l'emprunteur de la réalisation de tels projets peuvent alors se révéler insuffisants pour permettre la couverture de ses annuités d'emprunts et exposer le prêteur à la défaillance de l'emprunteur. Si les fonds sont prêtés et rémunérés à leur coût d'opportunité (*i.e.* au prix d'offre payé au déposant), le prêteur subit une perte liée au non remboursement du prêt, ce qui est de nature à l'inciter à charger le taux d'intérêt d'une prime de risque au delà de ce coût d'opportunité.

Cet accroissement du taux d'intérêt n'est cependant pas sans conséquence potentielle pour le prêteur. Si la mission usuelle du taux d'intérêt est d'assurer l'équilibre entre l'offre et la demande de fonds prêtables, il affecte en effet également la qualité moyenne du portefeuille de prêts du prêteur.

Stiglitz et Weiss (1981) prennent ainsi en compte dans leur modèle le cas où tous les projets d'investissement soumis à un prêteur sont caractérisés par un même rendement moyen anticipé, mais diffèrent par la variance des gains escomptés. Tous les emprunteurs sont également supposés neutres vis-à-vis du risque. Le problème

d'antisélection est alors caractérisé par des individus présentant des différences observées de manière privée quant au degré de risque associé à leurs projets. Un accroissement du taux d'intérêt de la part du prêteur, destiné à se prémunir contre des pertes potentielles, implique que ce sont les individus présentant les risques les plus faibles qui cesseront en premier lieu d'emprunter. Ces individus, qui sont également les plus enclins à rembourser leurs prêts, sont par conséquent désincités à contracter de nouveaux emprunts, du fait du niveau prohibitif des taux d'intérêt. Les profits du prêteur vont alors s'amenuiser, dès lors que l'accroissement des taux d'intérêt excède un certain seuil. Il est alors plus judicieux pour le prêteur de rationner purement et simplement l'accès au crédit plutôt que d'accroître ses taux d'intérêt.

Les problèmes d'antisélection incitent également le prêteur à rechercher des instruments permettant de discriminer entre les différents types/groupes d'emprunteurs en fonction de la vraisemblance de leurs remboursements d'emprunts. Un critère permettant de discriminer la qualité des emprunteurs consiste par exemple en l'exigence de garanties. Du fait de ces garanties, les emprunteurs présentant des risques élevés seront moins enclins à souscrire un prêt, dans la mesure où ils encourent la perte de leurs garanties en cas d'échec de leur projet. La portée des garanties est toutefois à relativiser du fait de leur rareté relative et des difficultés de toute nature que peut rencontrer le prêteur s'il souhaite « forcer » le remboursement des prêts (définition des droits de propriété, lourdeurs des procédures, ...).

2.- Problèmes d'aléa moral

Stiglitz et Weiss ont par ailleurs proposé une seconde extension de leur modèle, destinée à tenir compte des problèmes d'*aléa moral*, qui surviennent lorsque le prêteur n'a pas la possibilité d'observer les actions entreprises par les emprunteurs (Stiglitz et Weiss, 1983). Les individus ayant contracté un prêt ont en effet la possibilité, une fois celui-ci octroyé, de relâcher leurs efforts en ne cherchant plus nécessairement à rendre leur projet d'investissement profitable ou en modifiant la nature même du projet qu'ils

vont entreprendre. Or, la décision d'emprunter pour investir dans un projet aboutit à un partage des risques entre le prêteur et l'emprunteur, puisqu'en cas d'échec du projet et de défaillance de l'emprunteur, le prêteur devra alors en supporter seul les conséquences. Du fait de ces problèmes d'aléa moral, l'emprunteur aura ainsi une tendance naturelle à accroître sa prise de risque puisqu'il n'en supportera pas toutes les conséquences, réduisant de ce fait la probabilité de remboursement du prêt.

Stiglitz et Weiss (1983) se proposent de modéliser ces problèmes d'aléa moral en supposant que les projets d'investissement présentent un rendement moyen identique, mais sont caractérisés par des degrés de risques différents. A l'instar du modèle développé pour l'analyse des problèmes d'antisélection, un accroissement des taux d'intérêt tend également à affecter négativement le comportement des emprunteurs, en les dissuadant de se comporter de manière à ne pas compromettre le remboursement des prêts octroyés. En situation de taux d'intérêt élevés, les projets les plus risqués apparaissent également comme les plus attractifs, puisque l'emprunteur privilégiera alors les projets ayant une probabilité plus faible d'être remboursés. Une fois encore, des taux d'intérêt élevés auront un effet contre-productif sur le profit du prêteur, du fait de ses effets sur les incitations de l'emprunteur. Stiglitz et Weiss évoquent là encore la possibilité d'un rationnement du crédit.

*

* *

Les problèmes d'asymétrie d'information évoqués confèrent à la richesse nette de l'exploitant un rôle particulièrement important en ce qui concerne l'ampleur du phénomène d'investissement, mais également en ce qui concerne les instruments contractuels qui vont prévaloir sur le marché (Swinnen et Gow, 1999). Ainsi, en situation d'information complète, l'allocation des fonds en matière d'investissement est indépendante de la distribution de la richesse (théorème de Modigliani-Miller) et de relations contractuelles reposant sur des états contingents à la Arrow-Debreu. En

situation d'information imparfaite et de contrats incomplets, la structure financière est amenée à jouer un rôle important, tout comme d'ailleurs l'étendue des instruments financiers disponibles. Des changements dans les niveaux des ressources financières disponibles peuvent dès lors avoir des répercussions importantes en matière d'efficacité allocative sur l'investissement, en particulier dans des situations où la collecte de l'information est particulièrement coûteuse. Cela résulte du fait que les firmes qui sont disposées à exposer au risque leur propre richesse dans des situations d'asymétrie informationnelle accroissent la confiance dont leur témoigne le prêteur en matière de capacité et d'efforts, ce qui tend à atténuer le coût et le montant du financement externe requis.

Un arrangement contractuel optimal va alors consister en ce qu'un entrepreneur engage l'intégralité de sa richesse dans ses projets d'investissement, ce qui permet au prêteur :

- de maximiser le montant des actifs recouvrables en cas de défaillance ;
- de minimiser les coûts d'agence ;
- de maximiser la qualité de l'ensemble des actifs d'investissement, puisque le prêteur peut se faire une idée de la qualité du projet d'investissement à l'aune de la volonté de l'entrepreneur d'engager sa propre richesse.

Les prêteurs peuvent pour leur part obtenir un tel résultat en offrant des taux d'intérêt plus faibles aux entrepreneurs acceptant de tels arrangements contractuels. Les entrepreneurs ont la possibilité d'engager directement leur richesse sous forme de capital investi, ou indirectement sous forme de garanties qui peuvent être saisies par le prêteur en cas d'échec du projet. Les prêteurs tendent à privilégier un engagement de la richesse de l'emprunteur sous la forme directe du capital investi à des garanties prenant la forme d'actifs liquides, qui sont elles-mêmes préférées aux garanties prenant la forme d'actifs illiquides dès lors que la valeur de liquidation d'un actif décroît à mesure que

l'actif devient moins liquide (*i.e.* à mesure que la spécificité de la firme ou du secteur s'accroît).

Il en résulte que les actifs illiquides ne constituent qu'un substitut imparfait aux capital investi par l'exploitant. Ces garanties ne peuvent ainsi que jouer un rôle de second plan dans la décision d'octroi d'un prêt, puisqu'elles sont destinées à compléter l'engagement de l'entrepreneur sous forme de capital investi et de garanties principales (actifs liquides). Elles conservent cependant un intérêt non négligeable dans le secteur agricole, puisque ces actifs illiquides font l'objet d'une forte valorisation par les exploitants et qu'ils renforcent leur crédibilité vis-à-vis du prêteur en constituant implicitement un engagement de bien se comporter, même si la valeur réelle de ces actifs est réduite pour l'établissement de crédit.

Une autre question importante dans une perspective intertemporelle dans l'analyse du marché du crédit est celle de l'arbitrage entre dette à court terme et dette à long et moyen terme. Les emprunteurs connaissent une tendance naturelle à préférer les prêts à long et moyen terme aux prêts à court terme, du fait de leurs effets en matière de liquidité qu'ils permettent implicitement. Le recours à des prêts à court terme tend à rendre l'emprunteur plus vulnérable aux risques de rationnement du crédit, ainsi qu'aux hausses de taux d'intérêt et autres coûts de transaction. La disposition du prêteur à octroyer des prêts à long terme dépend toutefois directement du caractère durable et convenable des actifs sous-jacents et des garanties. L'octroi de prêts à court terme présente l'avantage pour le prêteur de pouvoir observer l'emprunteur dans la durée, et de limiter de ce fait les problèmes d'antisélection par le biais des renouvellements des contrats de dettes. Les contrats à court terme permettent également à l'emprunteur disposant d'une information privée concernant son projet de « signaler » la « bonne » information au prêteur, alors que dans le même temps ils exposent les emprunteurs caractérisés par une « mauvaise » information en les forçant à révéler leur risque au prêteur. De plus, le recours à l'endettement à court terme accroît la liquidité du prêteur et réduit les problèmes d'agence. En ayant à solliciter continuellement des crédits,

l'emprunteur ne peut se relâcher ou bénéficier par diversion d'un excès de fonds. L'enchaînement continu des prêts et le renouvellement des emprunts force également l'emprunteur à révéler au prêteur une information supplémentaire particulièrement utile, réduisant partiellement les problèmes d'asymétrie d'information discutés précédemment. La structure optimale de maturité de la dette résulte ainsi d'un compromis entre différents facteurs conflictuels et des coûts d'agence, avec même des « bons » emprunteurs qui tendent vers des contrats plus longs du fait de contraintes de liquidité et des coûts de transaction.

Hoff et Stiglitz (1990) soulignent que les incertitudes relatives à la capacité (et/ou la volonté) des emprunteurs à honorer leur programme de remboursement de la dette amènent l'intermédiaire financier à rechercher une solution à trois problèmes essentiels :

- des problèmes de sélection (*screening problems*), qui concernent le choix des emprunteurs. Ces derniers diffèrent par leur risque de défaillance et l'évaluation des risques d'impayés associée à chaque emprunteur peut s'avérer coûteuse pour le prêteur, du fait du caractère asymétrique de l'information ;
- des problèmes d'incitation (*incentives problems*), dans la mesure où le prêteur est amené à supporter des coûts supplémentaires plus ou moins importants, inhérents à la nécessité de s'assurer que l'emprunteur prenne effectivement ses décisions de manière à rendre le remboursement plus vraisemblable ;
- des problèmes d'application (*enforcement problems*) enfin, puisqu'il peut s'avérer difficile pour le prêteur de contraindre l'emprunteur à rembourser le prêt contracté.

B.- Implications en matière de financement de l'activité agricole

Dans une étude récente consacrée aux déterminants de la structure financière des firmes agricoles, Barry, Bierlen et Sotomayor (2000) font remarquer que la littérature financière contemporaine a permis de mettre en évidence un écart en terme de coût entre les ressources financières internes et externes, lié au fonctionnement imparfait des marchés de capitaux, qui influe sur les comportements d'investissement des ménages agricoles et sur leurs préférences concernant le mode de financement de leurs exploitations. Le coût de la dette excède en effet celui des fonds internes dégagés par l'exploitation, du fait des efforts déployés par le prêteur pour résoudre les problèmes d'asymétrie d'information et d'incitation qui surviennent dans la relation de prêt. Ces efforts donnent notamment lieu à des coûts de *screening*, de *monitoring*, d'*enforcement* et autres coûts d'agence, liés aux problèmes d'antisélection et d'aléa moral que le prêteur est généralement amené à faire supporter par l'emprunteur. En réponse, les exploitants agricoles sont incités à recourir prioritairement à des fonds d'origine interne, dont le coût est inférieur à celui des ressources financières externes. Cette hypothèse de *hiérarchie du financement* a donné lieu à une abondante littérature, dans le prolongement des travaux de Myers et Majluf (1984), la finalité première de ces travaux étant de montrer la sensibilité des décisions d'investissement à la disponibilité de fonds internes, dès lors que les exploitants agricoles évoluent dans un univers de marchés financiers imparfaits.

Les fonds internes ne sont toutefois disponibles qu'en quantité limitée. La spécificité des exploitations agricoles réside typiquement, selon *Bierlen et al.* (1998) dans le fait qu'il s'agit d'unités de production de dimension réduite, dont les besoins en capitaux sont importants, comparativement aux niveaux de leurs ventes et de leur capacité réelle d'autofinancement. Les actifs détenus sont dans l'ensemble faiblement diversifiés et peu flexibles puisqu'ils sont constitués d'actifs à vocation purement agricole (foncier, cheptel, etc.). L'endettement tend ainsi à jouer un rôle important dans le financement de l'investissement, mais également dans le financement de l'activité courante de

l'exploitation, puisqu'il peut y avoir un décalage temporel substantiel entre le moment où les dépenses liées à l'acquisition des facteurs de production sont engagées et le moment où les recettes liées à la commercialisation de l'output agricole sont perçus. Les exploitations sont ainsi particulièrement sensibles à la disponibilité de la ressource financière externe, ce qui est d'autant plus vrai que les exploitations ne peuvent, à la différence des firmes industrielles, se financer par émission de titres.

Le financement de l'activité de production agricole présente également certaines particularités, liées au fait que les établissements de crédit engagés dans ce créneau sont confrontés au quotidien à deux types de risques, qui peuvent les amener à rencontrer des retards dans le remboursement des prêts consentis, voire même, en cas de difficultés financières persistantes, à subir la perte pure et simple du capital non encore remboursé. Ces risques revêtent d'abord une dimension *individuelle* lorsqu'ils se manifestent à l'échelle d'une exploitation isolée, mais également collective, lorsqu'ils affectent l'ensemble des exploitations d'une région ou d'un système de production. Les risques collectifs s'avèrent plus difficiles à maîtriser en pratique, puisqu'ils peuvent être la conséquence d'aléas très divers (climatiques, agronomiques, sanitaires, économiques, etc.) et qu'ils ne peuvent au mieux être anticipés dans une certaine mesure que par une bonne connaissance de l'environnement dans lequel évoluent les exploitations. Les risques individuels peuvent pour leur part être plus facilement maintenus dans des limites raisonnables par l'intermédiaire financier, en procédant par exemple à l'examen minutieux des demandes de prêts, en assurant le suivi attentif des remboursements d'emprunts ou en adaptant les garanties exigées à la situation de chaque exploitation (Neveu, 2000).

Nous nous proposons, dans le cadre de ce paragraphe, de présenter brièvement le dispositif français de prêts au secteur agricole (1.). Cette présentation est complétée par un aperçu historique des pratiques du principal partenaire financier des exploitations, le Crédit Agricole, en matière de gestion du risque d'impayés (2.).

1.- Le financement de l'agriculture française

Il convient d'opposer, dans le dispositif français de prêts à l'agriculture, deux catégories principales de prêts. Il s'agit de prêts bonifiés d'une part (**a.**), de prêts non bonifiés d'autre part (**b.**).

a.- Prêts bonifiés

Les risques inhérents à l'activité de production et la volonté de promouvoir la réalisation de certaines catégories d'investissements ont conduit les pouvoirs publics à intervenir dans le secteur agricole, en accordant aux exploitations une bonification d'intérêts. Deux types principaux de prêts ⁹ sont concernés : les prêts d'installation d'une part, les prêts de modernisation d'autre part.

Les *prêts à moyen terme spéciaux d'installation* sont destinés à financer la reprise d'un capital d'exploitation existant (bâtiments, matériel, cheptel, etc., à l'exception du foncier). Ils doivent également permettre à l'exploitant de financer – dans la limite d'un plafond de réalisation – les dépenses de mise en état et d'adaptation de ce capital d'exploitation (construction, extension, aménagement de bâtiments, plantation, amélioration foncière, accroissement du cheptel, achat de matériel nouveau, etc.), et de se constituer un fonds de roulement, lorsque le cycle de production excède la durée du crédit à court terme. Les prêts spéciaux d'installation peuvent enfin permettre d'acquérir des parts de Groupements Agricoles d'Exploitation en Commun, de Groupements Fonciers Agricoles, de groupements forestiers d'Exploitation Agricole à Responsabilité Limitée ou de parts de toute autre société dont 50 % au moins du capital est détenu par des agriculteurs à titre principal.

⁹ S'ajoutent à ces deux catégories principales des prêts plus exceptionnels comme les *prêts calamités*, les *prêts spéciaux calamités*, des prêts à moyen terme spéciaux aux CUMA (Coopératives d'Utilisation de Matériel Agricole) ou encore des prêts bonifiés pour l'hydraulique collective.

La majeure partie des aides allouées par l'Etat aux agriculteurs sous forme de bonification d'intérêts concerne les *prêts de modernisation*. Trois sous-catégories de prêts peuvent être distinguées :

- les *prêts spéciaux de modernisation* (PSM), dont l'objet est de financer des investissements accompagnant la réalisation de Plans d'Amélioration Matérielle (PAM), qui sont la traduction nationale de la réglementation communautaire relative aux structures agricoles. Ces prêts doivent permettre le financement d'investissements mobiliers et immobiliers (hors foncier), le financement d'investissements à vocation touristique ou forestière, ainsi que des investissements concernant l'environnement, qui permettent de maintenir et d'améliorer le revenu agricole par actif agricole ;
- les *prêts spéciaux d'élevage* (PSE), dont l'objet est de financer spécifiquement les investissements consacrés aux productions animales (matériel, bâtiments, cheptel). Ils doivent notamment permettre : **a)** la construction, l'acquisition, l'extension et l'aménagement des bâtiments d'élevage et leurs annexes ; **b)** l'accroissement du cheptel reproducteur, le remplacement des cheptels abattus dans le cadre des mesures de prophylaxie obligatoires, ainsi que l'acquisition des animaux de croûts et d'engraissement ; **c)** l'acquisition de matériels destinés à l'amélioration de la production fourragère ;
- des *prêts aux productions végétales spéciales* (PPVS) enfin, destinés à financer les investissements consacrés aux plantations et aux serres. Il doivent ainsi permettre le financement des investissements de plantation, de replantation et d'adaptation d'arbres fruitiers de vignobles et autres cultures pérennes, ainsi que ceux relatifs à la construction et à la modernisation des serres.

La première caractéristique commune de ces prêts est leur sélectivité. En effet, afin de rendre conforme le champ d'attribution des prêts bonifiés aux objectifs de politique agricole poursuivis et d'en réglementer les conditions d'accès, les pouvoirs publics ont été amenés à énoncer un certain nombre de critères d'éligibilité, fixés par la voie

réglementaire et qui sont parfois la traduction nationale de dispositions communautaires, applicables à tous les Etats. Les principaux critères sont, outre l'objet même des prêts :

- les caractéristiques de l'emprunteur, l'octroi de prêt étant réservé aux agriculteurs exerçant leur activité à titre principal – avec toutefois certaines dérogations en zones de montagne ou en zones défavorisées – ou à des sociétés, des coopératives, voire même à des propriétaires non exploitants dans certains cas. Sont également pris en compte les activités de diversification pour les plans d'amélioration matérielle. Dans le cas des prêts d'installation ou de modernisation, certaines conditions sont également fixées quant au degré de qualification de l'exploitant ;
- les caractéristiques de l'exploitation, au premier rang desquelles sa dimension (surface minimale d'exploitation, taille maximale d'exploitation, en particulier pour les PAM dont sont exclues les exploitations excédant un certain seuil de revenus) ;
- des conditions financières enfin, puisqu'il existe, pour chaque type de prêts, un plafonnement des montants de réalisation et d'encours. L'exploitant doit également se conformer au respect de ratios d'endettement, destinés à s'assurer de la capacité de remboursement de l'emprunteur. Enfin, la perception de revenus extra-agricoles est autorisée, mais est généralement plafonnée.

La distribution de ces prêts incombait, jusqu'au 1^{er} janvier 1990, au seul Crédit Agricole, qui disposait du monopole de la distribution de prêts bonifiés. Depuis cette date, la distribution s'est élargie aux autres réseaux bancaires, sélectionnés à l'issue d'un concours annuel. L'enveloppe des prêts bonifiés – hors prêts calamités – est définie chaque année conjointement par les ministères de l'Agriculture et de l'Economie, après avis du Comité Permanent de Financement de l'Agriculture, instance regroupant des représentants de l'Etat, des organisations professionnelles agricoles et des banques. Les banques habilitées sont choisies sur la base d'un cahier des charges (comprenant

notamment des critères relatifs à l'implantation géographique du réseau), à l'issue d'une mise en concurrence des réseaux bancaires sur des prêts conventionnés, qui sont en réalité des prêts non bonifiés. Seules les banques offrant les taux les plus bas sur ces prêts conventionnés sont habilitées à distribuer des prêts bonifiés. Les enveloppes de prêts ne font l'objet d'aucune allocation de volume *a priori* entre banques.

b.- Prêts non bonifiés

Les prêts non bonifiés peuvent être octroyés par l'ensemble du système bancaire, voire même par certains partenaires de l'exploitation. Il convient d'opposer, au sein de cette catégories de prêts, les prêts à court terme d'une part, les prêts à long et moyen terme d'autre part.

Prêts à court terme

Les crédits de campagne, destinés à financer les approvisionnements, les besoins de financement induits par l'acquisition d'éléments peu importants du capital d'exploitation, ainsi que les besoins liés au financement des stocks sont assurés sous la forme de crédits classiques, reconductibles, dont la durée n'excède pas deux ans. Par ailleurs, les mécanismes de financement des récoltes génèrent un gros volume de prêts à court terme contractés par les coopératives et négociants : depuis la suppression de l'encadrement quantitatif du crédit en janvier 1987, le financement des récoltes ne fait plus l'objet d'un traitement distinct par les autorités monétaires. Ces pratiques peuvent d'ailleurs aboutir à la signature de contrats d'intégration, par lesquels l'exploitant reçoit de son acheteur les avances (semences, plants, traitements, ...) et s'engage en échange à lui livrer sa production. Mais une telle pratique recèle un danger dans la mesure où le producteur peut se transformer en travailleur « à façon » sans garantie de prêts en supportant tous les risques et en étant moins bien protégé qu'un salarié. Ajoutons qu'il existe depuis longtemps dans les régions d'élevage des contrats (en particulier des contrats dits de cheptel) entre agriculteurs et négociants de bestiaux par lesquels ces

derniers confèrent aux éleveurs des animaux destinés à être engraisés, la plus value prise par ces bêtes étant, lors de la vente, partagée dans une proportion déterminée au préalable d'un commun accord.

Prêts à long et moyen terme

Compte tenu de l'évolution des réglementations et des limitations imposées aux enveloppes de prêts bonifiés, le financement des équipements agricoles fait également appel pour une large part à des crédits non bonifiés. Sur le plan non réglementaire, ces prêts n'appellent pas de remarques particulières, mais il convient toutefois de noter que le secteur agricole a la possibilité d'accéder aux Prêts Bancaires aux Entreprises (PBE), dont la durée varie de 5 à 15 ans, et qui sont réalisés à partir de la collecte des livrets CODEVI. Ces prêts permettent le financement de larges catégories d'investissement productifs : bâtiments d'élevage, équipements et travaux hydrauliques, informatique, matériels (neuf et occasion).

Depuis 1990 et la banalisation des prêts bonifiés, l'Etat a créé une catégorie spécifique de prêts non bonifiés : les prêts conventionnés agricoles. Le bénéfice de ces prêts, dont le taux maximum sert de critère dans la sélection des établissements de crédit autorisés à distribuer des prêts bonifiés, est ouvert aux exploitants agricoles à titre individuel, aux sociétés dont l'objet principal est l'exploitation agricole, ainsi qu'aux CUMA. Les prêts conventionnés servent à financer les investissements directement liés à l'activité professionnelle agricole (équipement, foncier), les besoins en fonds de roulement liés à l'activité professionnelle agricole et les acquisitions de parts sociales de sociétés dont l'objet principal est l'exploitation agricole. La durée des prêts conventionnés est au minimum de 4 ans et au maximum de 15 ans (à l'intérieur de cette fourchette, la durée effective des prêts tient compte de la durée d'amortissement des biens financés). Le taux des prêts conventionnés agricoles est déterminé lors du concours de sélection des banques : c'est un taux fixe et maximum mais qui est susceptible de varier en cours d'année en fonction d'un indicateur reflétant l'évolution

du coût des ressources bancaires. Le taux maximum des prêts conventionnés agricoles constitue pour chaque banque le taux à appliquer à la phase non bonifiée des prêts bonifiés qu'elle distribue.

c.- Garanties exigibles de l'emprunteur

En dehors des parents et amis, les partenaires financiers de l'exploitation ne peuvent se contenter d'une simple obligation personnelle de l'emprunteur, qui ne leur confère aucun droit particulier et prioritaire sur les biens de ce dernier. Aussi l'octroi de prêts est-il souvent conditionné à la présentation de garanties, qui peuvent consister soit dans l'intervention d'un tiers solvable (*garanties personnelles*), soit dans la constitution d'un privilège sur certains biens (*garanties réelles*). Par ailleurs, les Caisses Régionales de Crédit Agricole, par le biais de Fonds Régionaux de Garantie et de la Garantie Mutuelle de Modernisation des Exploitants Agricoles (GMMEA) ont adopté ce qu'il convient d'appeler un système – non présenté – de *garanties complémentaires*.

Garanties personnelles

Les garanties personnelles se composent généralement de cautions. La personne dont la *caution* est acceptée par le prêteur s'engage personnellement à l'égard de ce dernier de payer en lieu et place de l'emprunteur en cas de défaillance de sa part. Il ne s'agit en aucun cas d'une sorte d'affirmation morale de l'honnêteté de l'emprunteur, puisque l'individu qui se porte caution est responsable du paiement sur l'ensemble de ses biens, au même titre que l'emprunteur. Afin de se prémunir contre une diminution ou la disparition pure et simple du patrimoine de la caution (qui en conserve la totale disposition), le prêteur peut exiger de la caution qu'il affecte certains biens en garanties (hypothèques, nantissements ou warrants), qui demeurent limités à l'engagement. Mais alors que la caution se fait sans frais, les autres formules donnent lieu à des formalités et des dépenses. Afin de compléter les garanties que peuvent fournir les emprunteurs, les créanciers ont de plus en plus tendance à leur demander de souscrire une police

d'assurance en cas de décès ou d'invalidité permanente. Il y a également quelquefois intervention de sociétés de caution mutuelle, au financement desquelles tous les emprunteurs participent dans le cadre des frais de dossiers ce qui grève le coût de l'opération.

Garanties réelles

Les **garanties réelles** visent à affecter certains biens du débiteur au remboursement prioritaire du prêteur. Suivant qu'il s'agit de biens mobiliers ou immobiliers, les garanties susceptibles d'être exigées sont différentes.

Dans le cas de **garanties mobilières**, on parle de *gages* et de *nantissements*. Un emprunteur peut donner en *gage* tous ses biens mobiliers, à conditions qu'ils puissent être vendus. L'objet gagé peut être saisi à la demande du créancier bénéficiaire du gage, en cas de non remboursement du prêt consenti. Il se voit affecter prioritairement le produit de la vente du bien gagé au paiement des sommes qui lui sont dues. Les gages concernent essentiellement les véhicules immatriculés (voitures et tracteurs) ainsi que d'autres outillages. L'exploitant peut également *nantir* au profit d'un tiers les valeurs mobilières qui ne sont pas strictement indispensables à la bonne marche de son exploitation., ainsi que le produit de ses récoltes lorsque celles-ci sont susceptibles d'être conservées pendant un temps assez long. Par ailleurs des modalités spéciales de gages ont été prévues pour permettre aux agriculteurs et artisans ruraux d'affecter à la garantie de leurs engagements les matériels et animaux dont ils se servent pour l'exercice de leur profession. Aussi longtemps que le débiteur n'a pas remboursé l'intégralité du montant du prêt qu'il a reçu, il ne peut déplacer ni vendre les matériels nantis sans le consentement de son prêteur. Le *warrant agricole*, enfin, permet aux exploitants d'affecter à la garantie de leurs emprunts la totalité des éléments dont ils disposent (cheptel mort ou vif, récoltes en terre). Les inscriptions se font au greffe du tribunal d'instance : une publicité spéciale a été instituée et les peines prévues pour l'abus de confiance s'appliquent en cas de détournement, de destruction ou de

dissipation des cheptels, matériels ou récoltes warrantées. Le débiteur conserve cependant le droit d'utiliser les produits ou objets donnés en gage, mais s'il souhaite les aliéner, il est tenu de rembourser leur valeur au porteur du warrant.

La forme la plus répandue de **garanties immobilières** est l'*hypothèque*, qui consiste en l'affectation d'un immeuble à la garantie d'une dette, sans toutefois que le débiteur soit dessaisi de cet immeuble. Elle confère aux créanciers non payés le droit de saisir l'immeuble en quelques mains qu'il se trouve et de se faire payer sur le prix de vente par préférence aux autres créanciers. L'hypothèque fait l'objet d'une inscription au bureau des hypothèques du lieu. Elles prennent rang à leur date et doivent être renouvelées tous les dix ans. Une inscription hypothécaire est primée par celles qui ont été prises antérieurement sur le même immeuble. Son efficacité dépend donc du rang qu'elle occupe, ce qui conduit souvent les prêteurs à exiger le premier rang.

2.- La gestion du risque d'impayé par le Crédit Agricole : un aperçu historique

Il nous a semblé intéressant de compléter cette rapide présentation du dispositif des prêts à l'agriculture par un aperçu historique de l'évolution des pratiques du Crédit Agricole français en matière de gestion du risque d'impayés, en s'appuyant sur un travail récent de Neveu (2000). L'auteur distingue trois périodes principales.

a.- De 1900 à 1970

Jusqu'aux années 1970, la gestion du risque d'impayés repose sur l'emploi d'instruments simples, destinés à se prémunir contre des risques réduits. Elle repose alors sur une bonne connaissance de l'emprunteur, sur l'application de divers plafonds d'endettement et sur l'exigence de garanties.

La **bonne connaissance de l'emprunteur** est à la base même du fonctionnement du Crédit Agricole. La banque s'appuie en effet sur un réseau dense d'administrateurs locaux, qui disposent de relations privilégiées avec les emprunteurs et dont l'avis est déterminant dans les décisions des comités de prêts des Caisses Régionales. Ces administrateurs sont en mesure d'apprécier sans grande difficulté le degré de sérieux et de compétence de l'emprunteur, la bonne tenue de l'exploitation et le caractère réaliste de sa demande de prêts.

Cette période est également caractérisée par le plafonnement de l'endettement des exploitations. Le Crédit Agricole conditionne l'octroi de prêts à la participation financière de l'emprunteur dans le projet d'investissement, une règle longtemps restée en vigueur consistant à exiger un autofinancement minimum, correspondant généralement à 20 % de la dépense prévue. Il s'ajoute souvent à cet autofinancement minimum un plafond d'endettement, variable selon les systèmes de production et selon le mode de faire-valoir, défini selon certaines caisses par hectare de terres cultivées, par d'autres en fonction des annuités d'emprunts par hectare. D'autres plafonds sont également imposés au plan national par la Caisse Nationale de Crédit Agricole ou par le Code Rural et la réglementation des prêts bonifiés.

Les Caisses Régionales s'entourent enfin des garanties réelles ou personnelles sérieuses. L'hypothèque est privilégiée, afin notamment de sécuriser les prêts destinés à financer des acquisitions foncières. En l'absence d'hypothèque – comme c'est le cas dans les régions de fermage – le Crédit Agricole cherche à s'assurer d'une caution personnelle (voisins, parents). La législation française permet l'application du warrant à l'agriculture, mais la lourdeur des procédures en a limité l'emploi.

Ces différents moyens ont longtemps permis de maîtriser assez facilement le risque d'impayés, d'autant que les agriculteurs français attachaient alors une grande valeur au respect de la parole donnée et se sont toujours efforcés de faire face à leurs engagements financiers. La première alerte sérieuse a résulté du financement au début des années

1960 de l'installation d'un fort contingent d'agriculteurs rapatriés d'Afrique du Nord. Ces agriculteurs, qui avaient souvent tout perdu, s'endettent massivement pour redémarrer une activité de production agricole, et sont largement aidés par l'Etat en cela. Ils rachètent des domaines agricoles en mauvais état de marche, leur gestion est parfois hasardeuse et ils ont l'habitude de vivre confortablement. Un grand nombre d'entre eux se trouve ainsi rapidement dans l'impossibilité de faire face à leurs échéances financières, incitant les responsables des Caisses Régionales à prendre quelques précautions novatrices pour l'époque puisque chaque exploitation de rapatriés fait l'objet d'une étude économique approfondie, afin de déterminer la viabilité du projet et sa capacité à dégager un revenu suffisant pour permettre de faire face à ses échéances futures.

b.- Des années 1970 aux années 1990

L'étude économique approfondie de l'exploitation se généralise à partir des années 1970, concernant d'abord celles présentant un plan de développement communautaire¹⁰, puis à l'ensemble des installations nouvelles, enfin à tous les projets importants de nature à bouleverser l'équilibre économique de l'exploitation.

La méthode retenue s'appuie sur trois principes, à savoir une approche globale de l'exploitation (et non plus prêt par prêt comme par le passé), une approche individuelle (car chaque exploitant, chaque exploitation et chaque projet sont différents), et une approche prévisionnelle (intégrant à la fois les conséquences des nouveaux investissements, des augmentations de productivité ou de rendements acceptables, et surtout une évolution réaliste des prix de vente, compte tenu des tendances observées par le passé et des changements susceptibles d'intervenir dans la réglementation). Une attention particulière est accordée à la capacité de remboursement de l'exploitation, qui

¹⁰ En 1972, une directive communautaire a permis aux Etats-membres de financer à taux réduits des projets visant à améliorer le revenu des agriculteurs ayant fait agréer au préalable un plan de développement de leur exploitation

doit être suffisante pour permettre de couvrir les annuités prévues, tout en préservant un revenu familial suffisant et en laissant si possible à l'exploitant une petite marge de sécurité. Il faut aussi surveiller l'évolution des besoins de trésorerie pendant la période critique de constitution du capital. Enfin, la structure du bilan ne doit pas se dégrader au fil des années, bien au contraire. Tout cela conduit à la remise en cause de la règle de l'autofinancement minimum de 20 % de la dépense prévue. Selon la capacité de remboursement de l'exploitation, cet autofinancement ne sera pas exigé, ou, au contraire, pourra atteindre 40 % voire même 50 %. Le Crédit agricole recommande également à l'exploitant de s'entourer de spécialistes compétents pour l'élaboration de son projet technique et de faire appel à un conseiller de gestion afin d'établir la synthèse économique de l'opération envisagée. Ces études sont analysées attentivement par le technicien du crédit chargé d'établir avec l'exploitant son plan de financement. Le technicien établit alors un rapport présenté au comité régional des prêts lequel, toujours après avoir recueilli l'avis de la caisse locale, prend souverainement sa décision. Le comité fixe également les garanties demandées.

Une fois le prêt accordé, le rôle de la banque n'est pas achevé puisqu'elle doit en assurer le suivi régulier, prévenant le chef d'agence de tout retard de remboursement. Le chef d'agence prend le cas échéant contact avec l'emprunteur dans les meilleurs délais, afin de déterminer au plus vite la gravité de ce retard et d'évaluer l'étendue des difficultés susceptibles de survenir ultérieurement. Il s'agit notamment d'étudier avec l'emprunteur les moyens à mettre en œuvre afin de redresser la situation. Ceux-ci peuvent comporter un réaménagement des prêts, mais ils doivent également envisager les améliorations que l'agriculteur peut apporter à la conduite de son exploitation. En dépit de sa complexité, l'ensemble de cette mécanique ne s'est pas avérée d'une fiabilité absolue. Elle a sans doute été appliquée de manière trop tardive. Peut-être aussi les comités de prêts ont-ils refusé de suivre les recommandations du technicien du crédit, considérées comme trop pessimistes. Quoi qu'il en soit, le nombre d'agriculteurs en difficulté augmente jusque en 1985, avant de diminuer régulièrement depuis lors. Au cours de ces années ces situations difficiles ont régulièrement nécessité de la part des

pouvoirs publics des mesures d'aides « exceptionnelles » et beaucoup de réaménagements de prêts par le Crédit Agricole.

c.- Depuis les années 1990

La banalisation des prêts bonifiés au début des années 1990 et la concurrence accrue qui en a résulté a conduit le Crédit Agricole à redéfinir sa stratégie commerciale, en proposant aux agriculteurs de nouveaux outils de financement, tenant compte de l'importance des prêts sollicités et du potentiel de chaque exploitation. La rapidité de la décision d'octroi d'un prêt constitue, dans le contexte actuel, un élément important du choix de la banque par le client. Les Caisses de Crédit Agricole ont ainsi été amenées à accorder une plus grande latitude aux chargés de clientèle et aux chefs d'agence, les conseils d'administration n'étant plus informés *qu'a posteriori* des décisions de prêts. Des accords ont également été passés avec certains marchands de matériels agricoles, qui ont à leur disposition des imprimés de demandes de prêts qu'ils font remplir par l'acheteur, les Caisses Régionales s'engageant pour leur part à fournir une réponse rapide, après simple contrôle. Enfin, le Crédit Agricole a développé une formule de lignes de crédit pré-autorisées, déjà pratiquée en matière de prêts à court terme et qui a été étendue à certaines catégories de prêts à moyen terme. Le montant de ces lignes de crédit est fixé en tenant compte des besoins « normaux » des exploitations et de son niveau d'endettement préalable. Cette formule permet aux bénéficiaires de réaliser plusieurs prêts successifs au cours de l'année, sans avoir à solliciter au préalable l'accord de la banque. Lorsque le projet envisagé implique un changement important de volume d'activité, une reconversion du système de production pratiqué ou encore d'importants achats fonciers, une étude complète demeure nécessaire. Cette étude constitue une dépense préalable pour l'exploitant et pour la banque, mais elle permet d'éviter certaines erreurs qu'il serait ensuite difficile de rattraper.

La période récente est également caractérisée par la généralisation de l'emploi des techniques de la cotation et du score. La *cotation* permet l'évaluation globale de la

situation financière de l'exploitation. Elle exploite les données comptables relatives à la structure financière de l'exploitation, à sa solvabilité et à sa rentabilité, ainsi que des données bancaires telles que son niveau d'endettement préalable, l'épargne existante et les incidents de paiement constatés par le passé. L'établissement de la cotation fait appel aux techniques modernes d'analyse des données et permet d'attribuer en permanence une note pour chaque exploitation, indépendamment des demandes de prêts de l'agriculteur. Cette note permet d'établir un diagnostic individuel et de classer les exploitations selon son degré de risque financier. Cette technique permet également d'anticiper d'éventuelles difficultés financières futures, parfois même avant que l'exploitant n'en prenne conscience. La banque a alors la possibilité de l'alerter afin qu'il puisse mettre au plus tôt en œuvre les mesures lui permettant de redresser la situation, et de prendre si nécessaire les mesures conservatoires qui s'imposent. La technique du score, qui repose sur des méthodes similaires à celles de la cotation, permet d'évaluer la situation de l'exploitation dans le cadre d'un événement précis – comme une demande de financement ou un incident dans la réalisation du plan de remboursement – en la positionnant en terme de risque par rapport aux exploitations de même type.

Le Crédit Agricole accorde enfin une attention particulière à la situation des agriculteurs en difficulté. Des solutions amiables sont souvent recherchées, afin d'éviter autant que possible les drames humains et la précarité des revenus familiaux qui se prolongent tout au long des procédures judiciaires. La loi de 1988 sur le redressement et la liquidation judiciaires a progressivement modifié cette pratique. Elle assure certes la protection des créanciers, mais elle implique également le respect de diverses dispositions judiciaires telles que la déclaration de cessation de paiement d'un emprunteur défaillant auprès du Tribunal de Grande Instance. Cette loi vise également à protéger l'emprunteur et prévoit une période de conciliation débouchant souvent sur une réduction des taux d'intérêt et sur l'allongement des prêts. L'expérience indique cependant que dans la plupart des cas à l'issue de la procédure, qui demeure longue et coûteuse. Les solutions amiables ne sont pas interdites, mais la procédure judiciaire s'impose pour les exploitations les plus importantes et pour celles organisées sous forme

sociétaire comportant plusieurs associés dont les intérêts sont parfois divergents. Les Caisses multiplient les cellules de pré-contentieux, qui interviennent au plan juridique lorsqu'un exploitant recontre des retards sans le remboursement de ses prêts. Leur intervention ne vise pas à mettre un terme à la relation commerciale qui lie l'exploitant et son agence bancaire, puisqu'il continuera, moyennant quelques précautions, d'avoir accès au crédit, pour financer ses approvisionnements et renouveler son matériel.

La gestion du risque d'impayés en agriculture a ainsi beaucoup évolué au cours du temps. Cette évolution est liée à l'accroissement considérable du volume de l'endettement et à l'amélioration régulière des outils dont disposent les agriculteurs et les banques (comptabilités d'exploitations normalisées, gestion prévisionnelle des exploitations, procédures juridiques banalisées, méthodes scientifiques de cotations, prévisions économiques plus fiables, etc.). Mais l'importance et l'utilisation de ces outils ne réduisent pas le rôle imparti aux hommes qui prennent la décision de financer un nouveau projet. Elles les éclairent et leur permettent de moins faire reposer cette décision sur la confiance et plus sur une information objective. Dans tous les cas, l'intime conviction des décideurs sur les chances de succès des projets continue de jouer un rôle déterminant.

Section 2.- Modélisation des décisions d'investissement et de financement

La littérature économique a connu, au cours de la période récente, un important regain d'intérêt pour l'analyse des relations susceptibles d'exister entre les décisions réelles et financières des agents économiques. Cette thématique, récurrente dans la théorie économique, a bénéficié du renouvellement en profondeur des outils de l'analyse micro-économique, liés à l'élaboration d'un corpus théorique cohérent autour du paradigme de l'information imparfaite, brièvement discuté dans le cadre de la précédente section. Les contributions les plus significatives de ces travaux ont concerné les analyses macro- et micro-économiques de la consommation, de l'investissement et dans une moindre mesure de l'emploi.

L'objectif de la présente section est d'appliquer au modèle dynamique du ménage agricole la méthodologie proposée par ces études, en procédant toutefois à certains aménagements du cadre d'analyse, destinés à se conformer aux spécificités du secteur agricole. Nous serons ainsi amenés à nous intéresser plus particulièrement à l'influence potentielle des conditions financières sur les comportements réels des ménages agricoles. Une telle approche ne constitue toutefois pas à proprement parler une originalité, puisque les travaux ayant pris pour cadre les ménages agricoles et s'inscrivant dans une telle perspective se sont multipliés depuis près d'une décennie. C'est le cas de Feder *et al.* (1990) puis, plus récemment, de Phimister (1993, 1995a, 1995b, 1995c) et de Benjamin et Phimister (1997). Si ces différents travaux ont pour point commun d'avoir adopté le modèle du ménage agricole comme cadre d'analyse – dans des formulations proches de celles développées dans une perspective intertemporelle dans le chapitre précédent pour ce qui est des travaux de Phimister –, leur principale limite pour notre propos est de n'avoir pas explicitement intégré les décisions de travail du ménage agricole, ce que nous tenterons pour notre part de réaliser dans cette section.

Deux formes principales de contraintes ont ainsi été assez classiquement envisagées dans la littérature. La plus répandue est la prise en compte de la présence de plafonds d'endettement (**A.**). La seconde forme d'imperfections introduite concerne les effets des problèmes d'informations sur le coût du crédit (**B.**). Les développements de la précédente section nous ont permis de mettre en évidence la pertinence de cette modélisation, même si les outils mis en œuvre par les établissements bancaires se sont largement complexifiés. Ce choix en terme de modélisation est lié au fait que les instruments mis en œuvre dans la pratique en matière de financement des unités de production agricoles sont suffisamment nombreux et complexes pour faire l'objet d'une modélisation simple.

A. Restrictions quantitatives en matière d'emprunt

Les travaux théoriques et empiriques relatifs à l'influence des imperfections des marchés de capitaux ont naturellement eu tendance, à la suite de Stiglitz et Weiss (1981 et 1983) à prendre en compte l'existence de restrictions quantitatives en matière d'emprunt. La première piste de recherche, explorée notamment par Whited (1992), a consisté en l'introduction dans le programme d'optimisation de la firme d'un plafond d'endettement exogène, justifié par le fait que l'intermédiaire financier définit, à chaque période et pour chaque firme, un montant maximal de dettes susceptible d'être contracté, en s'appuyant sur sa propre appréciation de la capacité de remboursement de la firme. Cette solution, qui présente l'avantage de la simplicité, s'avère toutefois faiblement réaliste, puisque cette séquence de contraintes exogènes implique que les comportements de l'agent sont sans conséquence sur la limite d'endettement. Whited, bien consciente de ce problème, justifie son choix par le fait que les possibilités d'endettement sont fixées ou n'évoluent que lentement au cours du temps, puisque les principales caractéristiques de la firme – comme la nature de son activité ou sa dimension – peuvent raisonnablement être supposées invariantes à court terme. La présentation de cette forme de contrainte est cependant maintenue, en dépit de son caractère faiblement réaliste, à des fins pédagogiques (1.).

Phimister (1995) déplore quant à lui le caractère abusif de modélisation et se propose d'y répondre par l'introduction dans le modèle de cycle de vie du ménage agricole d'une contrainte additionnelle, supposée dorénavant endogène. Cette contrainte est censée refléter les exigences de l'intermédiaire financier en matière de garanties, qui peuvent constituer un élément déterminant du succès ou de l'échec des demandes de prêts. Il propose d'approximer ces garanties « réelles » à l'aune de la valeur du stock de capital de l'exploitation, en reconnaissant cependant que d'autres critères, comme la rentabilité, l'historique des remboursements ou l'expérience de l'exploitant, interviennent également dans les décisions d'octroi de prêts. L'argumentation de Phimister, qui rejoint en partie celle de Whited, consiste à noter que ces différents facteurs interviennent implicitement dans la définition du plafond d'endettement par la banque, puisque ce dernier est spécifique à chaque exploitation/ménage agricole. Phimister suppose ainsi que les banques tendent à exiger que la valeur des actifs agricoles couvre plus que totalement leur endettement total. L'introduction d'un plafond d'endettement endogène, défini en fonction des garanties présentées par le ménage agricole, fait l'objet du second paragraphe de cette section (2.).

1.- Plafond d'endettement exogène

Ce premier paragraphe s'intéresse aux conséquences potentielles sur les décisions de production et d'allocation du temps de travail du ménage agricole de l'existence d'imperfections du marché du crédit, modélisées sous la forme d'un plafond d'endettement exogène. L'introduction de ce type de contrainte s'opère traditionnellement de manière très simple en incorporant dans le programme d'optimisation de l'exploitant (1.2.32) une relation additionnelle, prenant par exemple la forme suivante (Whited, 1992) :

$$B_t \leq \bar{B}_t$$

Cette contrainte supplémentaire est supposée refléter le fait que l'intermédiaire financier définit, à chaque période et pour chaque unité ménage/exploitation agricole, une limite supérieure au montant de l'endettement, déterminée à partir de sa propre appréciation de la capacité de remboursement. Les liens que sont susceptibles d'entretenir ce plafond avec les critères ayant présidé à la décision d'octroi du prêt – comme l'importance du collatéral, la rentabilité de l'exploitation, etc. – n'interviennent alors qu'implicitement dans le modèle, à l'instar de Whited (1992) ou de Phimister (1993 et 1995b). Cette solution, extrêmement basique, trouve sa justification dans le fait que le ménage agricole ne prend pas en considération – ou ne dispose pas des informations permettant le faire – l'effet de ses propres décisions sur la disponibilité du crédit.

Le programme « *complet* » d'optimisation dynamique de l'exploitant agricole s'écrit désormais :

$$\max E_t \left[\sum_{\tau=t}^T \beta_{\tau-1} R_{\tau} \right] \quad (2.2.1)$$

sous les contraintes :

$$R_{\tau} = \pi_{\tau}(K_{\tau}, L_{\tau}, I_{\tau}) + w_{\tau}(1 - L_{\tau}) + (B_{\tau} - B_{\tau-1}) - i_{\tau-1}B_{\tau-1} + V_{\tau} \quad (\mathbf{a})$$

$$K_{\tau} = (1 - \delta)K_{\tau-1} + I_{\tau} \quad (\mathbf{b})$$

$$(1 - L_{\tau}) \geq 0 \quad \text{avec} \quad 0 \leq L_{\tau} \leq 1 \quad (\mathbf{c})$$

$$B_{\tau} \leq \bar{B}_{\tau} \quad (\mathbf{d})$$

$$B_T = 0 \quad (\mathbf{e})$$

$$B_{t-1} = \bar{B}_{t-1} \quad (\mathbf{f})$$

$$K_{t-1} = \bar{K}_{t-1} \quad (\mathbf{g})$$

où E_t désigne l'opérateur d'anticipations, conditionnelles à l'information disponible à la période t , $\pi(\cdot)$ la fonction de profit net de l'exploitation, K_t le stock de capital de l'exploitation, L_t le temps consacré par les membres du ménage agricole à l'activité agricole, I_t la dépense d'investissement, w_t le taux de salaire associé à l'activité

extérieure, $1 - L_t$ le temps alloué par les membres du ménage à l'exercice d'une activité extérieure, V_t le revenu exogène perçu par le ménage, B_t le volume de dette, i_t le taux d'intérêt, δ le taux de dépréciation du stock de capital, et β_t le taux d'actualisation et T la longueur de l'horizon de planification¹¹.

En notant μ_t le multiplicateur de Lagrange associé à la contrainte d'accumulation **(b)** et v_t et θ_t les variables duales respectivement associées à la contrainte de positivité relative au volume d'activité extérieure **(c)** et au plafond d'endettement exogène **(d)**, il devient désormais possible de construire le Lagrangien associé au programme d'optimisation de l'exploitant et d'en dériver les conditions du premier ordre suivantes :

$$K_t: \quad \frac{\partial \pi_t}{\partial K_t} - \mu_t + \beta_t(1 - \delta)E_t[\mu_{t+1}] = 0 \quad (2.2.2)$$

$$I_t: \quad \frac{\partial \pi_t}{\partial I_t} + \mu_t = 0 \quad (2.2.3)$$

$$L_t: \quad \frac{\partial \pi_t}{\partial L_t} - w_t - v_t = 0 \quad (2.2.4)$$

$$B_t: \quad 1 - \theta_t - \beta_t(1 + i_t) = 0 \quad (2.2.5)$$

$$\mu_t: \quad (1 - \delta)K_{t-1} + I_t - K_t = 0 \quad (2.2.6)$$

$$v_t: \quad v_t(1 - L_t) = 0 \quad v_t \geq 0 \quad (1 - L_t) \geq 0 \quad (2.2.7)$$

$$\theta_t: \quad \theta_t(B_t^* - B_t) = 0 \quad \theta_t \geq 0 \quad (B_t^* - B_t) \geq 0 \quad (2.2.8)$$

A l'instar du modèle statique du ménage agricole, la condition du premier ordre **(2.2.7)**, relative au volume d'activité extérieure, nous conduit ainsi à envisager à chaque période deux cas de figure, selon la stricte positivité ou la nullité de la variable duale v_t , associée à la contrainte **(c)**.

¹¹ Le lecteur intéressé par le commentaire détaillé des diverses équations composant le programme d'optimisation de l'exploitant est invité à se reporter au commentaire du programme d'optimisation **(1.2.32)**.

Lorsque la variable duale associée à cette contrainte est nulle ($v_t = 0$), l'exploitant est en situation de pluriactivité à la période t , puisque la relation (2.2.10) vérifie alors: $1 - L_t > 0$. Dans le cas contraire, cette variable duale est strictement positive ($v_t > 0$) et l'exploitant agricole n'allouera pas de temps à l'exercice d'une activité extérieure à la période t et demeure par conséquent *monoactif* (dès lors que $L_t = 1$).

La condition du premier ordre (2.2.4) permet encore de mettre en évidence les conditions de participation à une activité extérieure du ménage agricole. En situation de pluriactivité ($v_t = 0$), le ménage détermine la quantité de travail allouée à l'activité agricole de manière à égaliser le gain marginal retiré de l'activité extérieure au taux de salaire offert hors de l'exploitation. On obtient en effet, d'après la relation (2.2.4),

$$\frac{\partial \pi_t}{\partial L_t} = w_t \quad (2.2.9)$$

La quantité de travail allouée à l'activité extérieure correspond alors simplement à l'offre totale de travail supposée égale à l'unité nette du temps de travail consacré à l'activité agricole $1 - L_t$.

En situation de monoactivité, ($v_t > 0$), le ménage alloue intégralement son temps de travail disponible au cours de la période t à l'activité agricole ($L_t = 1$). La relation (2.2.4) nous enseigne que le gain marginal retiré de l'activité agricole doit alors nécessairement excéder le taux de salaire offert hors de l'exploitation :

$$\frac{\partial \pi_t}{\partial L_t} = w_t + v_t > w_t \quad (2.2.10)$$

Les conditions du premier ordre (2.2.2), (2.2.3) et (2.2.5) permettent pour leur part de caractériser le comportement d'accumulation de capital du ménage agricole

(formulation de sa demande de capital et demande de biens d'investissement en résultant). La relation (2.2.3) permet en effet de définir le multiplicateur de Lagrange μ_t ,

$$\mu_t = -\frac{\partial \pi_t}{\partial I_t},$$

qui peut ensuite être introduit dans la relation (2.2.2), qui devient :

$$-\beta_t(1-\delta)E_t\left[\frac{\partial \pi_{t+1}}{\partial I_{t+1}}\right] = -\frac{\partial \pi_t}{\partial K_t} - \frac{\partial \pi_t}{\partial I_t} \quad (2.2.11)$$

La condition du premier ordre relative à la dette (2.2.5) permet encore d'établir qu'à l'optimum, la relation suivante doit nécessairement être vérifiée :

$$\beta_t = \frac{1-\theta_t}{1+i_t}$$

L'introduction de ce dernier terme dans l'équation (2.2.13) permet enfin d'obtenir l'équation d'Euler de l'investissement, qui caractérise les évolutions optimales du stock de capital de l'exploitation :

$$-(1-\delta)(1-\theta_t)E_t\left[\frac{\partial \pi_{t+1}}{\partial I_{t+1}}\right] = -(1+i_t)\frac{\partial \pi_t}{\partial K_t} - (1+i_t)\frac{\partial \pi_t}{\partial I_t}$$

Comme dans le précédent chapitre, le terme anticipé $E_t[\cdot]$, qui figure dans le terme de gauche de cette relation peut être éliminé et remplacé par sa valeur réalisée, augmentée d'un terme d'erreur ε_{t+1} , vérifiant $E_t[\varepsilon_{t+1}] = 0$. L'équation d'Euler de l'investissement devient désormais :

$$-(1-\delta)(1-\theta_t)\frac{\partial \pi_{t+1}}{\partial I_{t+1}} = -(1+i_t)\frac{\partial \pi_t}{\partial K_t} - (1+i_t)\frac{\partial \pi_t}{\partial I_t} + \varepsilon_{t+1} \quad (2.2.12)$$

Lorsque l'unité ménage agricole ne bute pas sur le plafond d'endettement, autrement dit n'est pas contrainte en matière de crédit ($\theta_t = 0$), l'équation d'Euler de

l'investissement est identique à celle obtenue dans un contexte de marchés financiers parfaits, et la relation (1.2.41) est à nouveau vérifiée :

$$-(1-\delta)\frac{\partial\pi_{t+1}}{\partial I_{t+1}} = -(1+i_t)\frac{\partial\pi_t}{\partial K_t} - (1+i_t)\frac{\partial\pi_t}{\partial I_t} + \varepsilon_{t+1} \quad (2.2.13)$$

L'équation d'Euler de l'investissement peut être dérivée de manière plus formelle en spécifiant une forme fonctionnelle de la fonction de profit net de l'exploitation. En l'absence de coûts d'ajustement, celle-ci peut être définie comme suit :

$$\pi_t = p_t F(K_t, L_t) - q_t I_t$$

Les termes $\partial\pi_t/\partial K_t$, $\partial\pi_t/\partial I_t$ et $\partial\pi_{t+1}/\partial I_{t+1}$ deviennent alors :

$$\frac{\partial\pi_t}{\partial K_t} = p_t \frac{\partial F(\cdot)}{\partial K_t}$$

$$\frac{\partial\pi_t}{\partial I_t} = -q_t \quad \text{et, par extension,} \quad \frac{\partial\pi_{t+1}}{\partial I_{t+1}} = -q_{t+1}$$

Le résultat traditionnel, selon lequel le ménage détermine son stock optimal de capital par égalisation du produit marginal du capital à son coût d'usage est alors vérifié :

$$\frac{\partial F(\cdot)}{\partial K_t} = \frac{q_t}{p_t} \left[1 - (1-\theta_t) \left(\frac{1-\delta}{1+i_t} \right) \frac{q_{t+1}}{q_t} \right]$$

Le coût d'usage fait toutefois intervenir à présent la variable duale θ_t . En l'absence d'imperfections des marchés de capitaux ($\theta_t = 0$), le coût d'usage du capital est identique à celui obtenu dans le précédent chapitre. Dans le cas contraire ($\theta_t > 0$), il en résulte un accroissement du coût d'usage du capital, entraînant une demande réduite de capital. Cette diminution de la productivité marginale du capital sur l'exploitation s'accompagne d'une diminution de la productivité marginale du travail sur

l'exploitation, qui agit négativement sur l'emploi agricole et constitue de ce fait un facteur propice à l'occupation d'un emploi hors de l'exploitation.

En présence de coûts d'ajustement, la fonction de profit net de l'exploitation s'écrit désormais :

$$\pi_t = p_t F(K_t, L_t) - p_t G(I_t, K_t) - q_t I_t,$$

ce qui permet de définir les termes $\partial \pi_t / \partial K_t$, $\partial \pi_t / \partial I_t$ et $\partial \pi_{t+1} / \partial I_{t+1}$. Le remplacement de ces termes dans la relation (2.2.12) permet alors d'obtenir :

$$\frac{\partial F(\cdot)}{\partial K_t} = \frac{q_t}{p_t} \left[1 - (1 - \theta_t) \left(\frac{1 - \delta}{1 + i_t} \right) \frac{q_{t+1}}{q_t} \right] - \left[\frac{p_{t+1}}{p_t} (1 - \theta_t) \left(\frac{1 - \delta}{1 + i_t} \right) \frac{\partial G(\cdot)}{\partial I_{t+1}} - \frac{\partial G(\cdot)}{\partial K_t} - \frac{\partial G(\cdot)}{\partial I_t} \right]$$

Les formes fonctionnelles des fonctions de production et de coûts d'ajustement sont spécifiées comme suit :

$$F(K_t, L_t) = d K_t^\gamma L_t^{1-\gamma},$$

$$G(I_t, K_t) = \frac{1}{2} b K_t \left[\left(\frac{I}{K} \right)_t - c \right]^2,$$

avec $Y_t = F(\cdot) - G(\cdot)$.

L'équation d'Euler de l'investissement dérivée en présence d'un plafond d'endettement exogène est alors la suivante :

$$\begin{aligned} \left(\frac{I}{K} \right)_{t+1} = & \frac{1}{1 - \theta_t} (1 + \gamma c) \phi_{t+1} \left(\frac{I}{K} \right)_t - \frac{1}{1 - \theta_t} (1 + \gamma) \phi_{t+1} \frac{1}{2} \left(\frac{I}{K} \right)_t^2 - \frac{1}{1 - \theta_t} \frac{\gamma}{b} \phi_{t+1} \left(\frac{Y}{K} \right)_t \\ & + \frac{\phi_{t+1}}{b} \left[\frac{1}{1 - \theta_t} \frac{q_t}{p_t} - \frac{1 - \delta}{1 + i_t} \frac{q_{t+1}}{p_{t+1}} \right] + c \left[1 - \frac{\phi_{t+1}}{1 - \theta_t} - \frac{\phi_{t+1}}{1 - \theta_t} \frac{(\gamma - 1)c}{2} \right] + \varepsilon_{t+1} \end{aligned}$$

$$\text{où } \phi_{t+1} = \frac{1 + i_t}{1 - \delta} \frac{p_t}{p_{t+1}}$$

La principale difficulté en matière d'estimation économétrique de l'équation d'Euler est liée à la présence du terme θ_t , qui n'est pas directement observable. Lorsque le

ménage ne bute pas sur le plafond d'endettement, on retrouve la spécification de l'équation d'Euler obtenue dans le précédent chapitre :

$$\begin{aligned} \left(\frac{I}{K}\right)_{t+1} &= (1 + \gamma c) \phi_{t+1} \left(\frac{I}{K}\right)_t - (1 + \gamma) \phi_{t+1} \frac{1}{2} \left(\frac{I}{K}\right)_t^2 - \frac{\gamma}{b} \phi_{t+1} \left(\frac{Y}{K}\right)_t \\ &+ \frac{\phi_{t+1}}{b} \left[\frac{q_t}{p_t} - \frac{1 - \delta}{1 + i_t} \frac{q_{t+1}}{p_{t+1}} \right] + c \left[1 - \phi_{t+1} - \phi_{t+1} \frac{(\gamma - 1)}{2} c \right] + \varepsilon_{t+1} \end{aligned}$$

2.- Plafond d'endettement endogène

Différentes variantes peuvent être envisagées lorsqu'on souhaite prendre en compte l'existence d'imperfections des marchés de capitaux sous forme de restrictions quantitatives en matière d'emprunt endogènes (plafond d'endettement endogène). La première variante est celle proposée par Phimister (1995c), qui fait dépendre le plafond d'endettement du montant des garanties présentées par l'exploitation agricole, souvent exigées par les banques pour déterminer le succès ou l'échec d'une demande de prêts. La contrainte d'endettement est alors du type :

$$\alpha_i B_{it} \leq q_i K_{it}$$

D'autres critères, comme la rentabilité de l'exploitation, l'historique des remboursements ou l'expérience de l'exploitant, interviennent également dans la pratique bancaire. Phimister postule par souci de simplicité que ces divers facteurs sont pris en compte par l'établissement de crédit dans la définition du terme α_i , spécifique à chaque unité ménage-exploitation. Selon lui, $\alpha_i \geq 1$ avec en général $\alpha_i > 1$, ce qui signifie que les prêts sont totalement sécurisés, la banque exigeant en général de ses emprunteurs que la valeur des actifs détenus par l'exploitation couvre plus que sa dette totale. Le recours à ce type de contrainte fait différer le modèle de Phimister des travaux réalisés antérieurement appliqués au secteur agricole, puisque lorsqu'une exploitation est contrainte en matière de crédit (équation est saturée pour la période $t + 1$), celle-ci disposera toujours d'un niveau d'endettement positif et sera en mesure, en agissant sur le niveau de l'investissement, de lisser sa consommation.

$$\max E_t \left[\sum_{\tau=t}^T \beta_{\tau-1} R_{\tau} \right] \quad (2.2.14)$$

sous les contraintes :

$$R_{\tau} = \pi_{\tau}(K_{\tau}, L_{\tau}, I_{\tau}) + w_{\tau}(1 - L_{\tau}) + (B_{\tau} - B_{\tau-1}) - i_{\tau-1}B_{\tau-1} + V_{\tau} \quad (\mathbf{a})$$

$$K_{\tau} = (1 - \delta)K_{\tau-1} + I_{\tau} \quad (\mathbf{b})$$

$$(1 - L_{\tau}) \geq 0 \quad \text{avec} \quad 0 \leq L_{\tau} \leq 1 \quad (\mathbf{c})$$

$$\frac{B_{it}}{q_t K_t} \leq M \quad (\mathbf{d})$$

$$B_T = 0 \quad (\mathbf{e})$$

$$B_{t-1} = \bar{B}_{t-1} \quad (\mathbf{f})$$

$$K_{t-1} = \bar{K}_{t-1} \quad (\mathbf{g})$$

En notant comme précédemment μ_t le multiplicateur de Lagrange associé à la contrainte d'accumulation **(b)** et v_t et θ_t les variables duales respectivement associées à la contrainte de positivité relative au volume d'activité extérieure **(c)** et au plafond d'endettement endogène **(d)**, il est possible de construire le Lagrangien associé au programme d'optimisation de l'exploitant et d'en dériver les conditions du premier ordre suivantes :

Les conditions du premier ordre associées à ce programme sont alors les suivantes :

$$K_t : \quad \frac{\partial \pi_t}{\partial K_t} - \mu_t + \beta_t(1 - \delta)E_t[\mu_{t+1}] + \theta_t \frac{B_t}{q_t K_t^2} = 0 \quad (2.2.15)$$

$$I_t : \quad \frac{\partial \pi_t}{\partial I_t} + \mu_t = 0 \quad (2.2.16)$$

$$L_t : \quad \frac{\partial \pi_t}{\partial L_t} - w_t - v_t = 0 \quad (2.2.17)$$

$$B_t : \quad 1 - \frac{\theta_t}{q_t K_t} - \beta_t(1 + i_t) = 0 \quad (2.2.18)$$

$$\mu_t : \quad (1-\delta)K_{t-1} + I_t - K_t = 0 \quad (2.2.19)$$

$$v_t : \quad v_t(1-L_t) = 0 \quad v_t \geq 0 \quad (1-L_t) \geq 0 \quad (2.2.20)$$

$$\theta_t : \quad \theta_t(q_t K_t - \alpha_t B_t) = 0 \quad \theta_t \geq 0 \quad (q_t K_t - \alpha_t B_t) \geq 0 \quad (2.2.21)$$

La relation (2.2.16) permet de définir le multiplicateur de Lagrange μ_t :

$$\mu_t = -\frac{\partial \pi_t}{\partial I_t},$$

qui peut ensuite être remplacé dans la relation (2.2.15), qui devient :

$$-\beta_t(1-\delta)E_t\left[\frac{\partial \pi_{t+1}}{\partial I_{t+1}}\right] = -\frac{\partial \pi_t}{\partial K_t} - \frac{\partial \pi_t}{\partial I_t} - \theta_t \frac{B_t}{q_t K_t^2} \quad (2.2.22)$$

Le terme anticipé $E_t[\cdot]$ peut être éliminé et remplacé par sa valeur réalisée, augmentée d'un terme d'erreur ε_{t+1} , vérifiant $E_t[\varepsilon_{t+1}] = 0$. L'équation d'Euler de l'investissement s'écrit désormais :

$$-\beta_t(1-\delta)\frac{\partial \pi_{t+1}}{\partial I_{t+1}} = -\frac{\partial \pi_t}{\partial K_t} - \frac{\partial \pi_t}{\partial I_t} - \theta_t \frac{B_t}{q_t K_t^2} + \varepsilon_{t+1}$$

Enfin, la condition d'optimalité relative à la dette permet de définir la variable duale θ_t comme suit :

$$\theta_t = q_t K_t [1 - \beta_t(1+i_t)]$$

Le remplacement de ce terme dans l'équation d'Euler de l'investissement permet enfin d'écrire :

$$-\beta_t(1-\delta)\frac{\partial \pi_{t+1}}{\partial I_{t+1}} = -\frac{\partial \pi_t}{\partial K_t} - \frac{\partial \pi_t}{\partial I_t} - q_t [1 - \beta_t(1+i_t)] \frac{B_t}{q_t K_t} + \varepsilon_{t+1} \quad (2.2.23)$$

En l'absence de coûts d'ajustement, l'équation d'Euler obtenue peut être dérivée de manière plus formelle en spécifiant très simplement la fonction de profit net de l'exploitation π_t :

$$\pi_t = p_t F(K_t, L_t) - q_t I_t$$

ce qui permet de définir les termes $\partial\pi_t/\partial K_t$, $\partial\pi_t/\partial I_t$ et $\partial\pi_{t+1}/\partial I_{t+1}$:

$$\frac{\partial\pi_t}{\partial K_t} = p_t \frac{\partial F(\cdot)}{\partial K_t}$$

$$\frac{\partial\pi_t}{\partial I_t} = -q_t$$

et, par extension,

$$\frac{\partial\pi_{t+1}}{\partial I_{t+1}} = -q_{t+1}$$

Le remplacement de ces termes dans la relation (2.2.15) permet alors d'obtenir :

$$p_t \frac{\partial F(\cdot)}{\partial K_t} = q_t - \beta_t(1-\delta)q_{t+1} - q_t[1-\beta_t(1+i_t)]\frac{B_t}{q_t K_t}$$

ou encore:

$$\frac{\partial F(\cdot)}{\partial K_t} = \frac{q_t}{p_t} \left[1 - \beta_t(1-\delta)\frac{q_{t+1}}{q_t} - [1-\beta_t(1+i_t)]\frac{B_t}{q_t K_t} \right] \quad (2.2.24)$$

Lorsque l'exploitant ne bute pas sur le plafond d'endettement exogène, la condition du premier ordre relative à la dette permet d'établir qu'à l'optimum, la relation suivante doit nécessairement être vérifiée :

$$\beta_t = \frac{1}{1+i_t},$$

autrement dit :

$$\beta_t(1+i_t) = 1$$

Le terme $[1-\beta_t(1+i_t)]\frac{B_t}{q_t K_t}$ disparaît alors de la relation (2.2.15) et on retrouve le résultat traditionnel selon lequel le ménage détermine sa demande de capital par égalisation du produit marginal du capital sur l'exploitation à son coût d'usage.

En présence de coûts d'ajustement, la fonction de profit net s'écrit :

$$\pi_t = p_t F(K_t, L_t) - p_t G(I_t, K_t) - q_t I_t,$$

En spécifiant comme précédemment les formes fonctionnelles des fonctions de profit net et de coût d'ajustement, la fonction, les termes $\partial \pi_t / \partial K_t$, $\partial \pi_t / \partial I_t$ et $\partial \pi_{t+1} / \partial I_{t+1}$ deviennent alors :

$$\frac{\partial \pi_t}{\partial K_t} = \gamma p_t \left(\frac{Y}{K} \right)_t + (1 + \gamma) p_t \frac{b}{2} \left(\frac{I}{K} \right)_t^2 - \gamma p_t b c \left(\frac{I}{K} \right)_t + (\gamma - 1) p_t \frac{bc^2}{2}$$

$$\frac{\partial \pi_t}{\partial I_t} = -p_t b \left(\frac{I}{K} \right)_t + p_t b c - q_t$$

et
$$\frac{\partial \pi_{t+1}}{\partial I_{t+1}} = -p_{t+1} b \left(\frac{I}{K} \right)_{t+1} + p_{t+1} b c - q_{t+1}$$

ce qui permet, en remplaçant ces termes dans la relation (2.2.15) de définir l'équation d'Euler de l'investissement en présence d'un plafond endogène d'endettement ainsi :

$$\begin{aligned} \left(\frac{I}{K} \right)_{t+1} = & \phi_{t+1} \frac{1 + \gamma c}{\beta_t (1 + i_t)} \left(\frac{I}{K} \right)_t - \phi_{t+1} \frac{1 + \gamma}{2 \beta_t (1 + i_t)} \left(\frac{I}{K} \right)_t^2 - \phi_{t+1} \frac{\gamma}{b \beta_t (1 + i_t)} \left(\frac{Y}{K} \right)_t \\ & - \phi_{t+1} \frac{1 - \beta_t (1 + i_t)}{b \beta_t (1 + i_t)} \frac{q_t}{p_t} \left(\frac{B_t}{q_t K_t} \right) + c \left[1 - \frac{\phi_{t+1}}{\beta_t (1 + i_t)} - \frac{(\gamma - 1) \phi_{t+1}}{2 \beta_t (1 + i_t)} c \right] \\ & + \frac{\phi_{t+1}}{b} \frac{q_t}{p_t} \left[\frac{1}{\beta_t (1 + i_t)} - \frac{1 - \delta}{1 + i_t} \frac{q_{t+1}}{q_t} \right] + \varepsilon_{t+1} \end{aligned} \quad (2.2.25)$$

où
$$\phi_{t+1} = \frac{1 + i_t}{1 - \delta} \frac{p_t}{p_{t+1}}$$

Lorsque le ménage n'est pas contraint en matière de crédit, on a $\theta_t = 0$ et la relation $\beta_t = \frac{1}{1 + i_t}$, d'où l'on tire $\beta_t (1 + i_t) = 1$. Le terme $-\phi_{t+1} \frac{1 - \beta_t (1 + i_t)}{b \beta_t (1 + i_t)} \frac{q_t}{p_t} \left(\frac{B_t}{q_t K_t} \right)$ disparaît de l'équation d'Euler et on retrouve la spécification de l'équation d'Euler dérivée sous l'hypothèse de perfection du marché du crédit (1.2.42).

Concernant le régime de travail, il n'y a pas de différence par rapport à précédemment. L'existence d'un plafond d'endettement endogène s'accompagne d'un accroissement du coût d'usage du capital, qui a pour conséquence une baisse de la demande de capital. Il en résulte une diminution de la productivité marginale du capital, qui agit négativement sur la demande de travail de l'exploitation et implique un accroissement du temps de travail alloué à l'activité extérieure.

B.- Coûts d'agence

La dernière voie explorée dans la littérature vise à prendre explicitement en considération les effets des imperfections des marchés de capitaux sur le coût de la ressource financière externe. Ce coût est traditionnellement considéré comme une fonction de certaines ressources variables de l'entreprise, comme par exemple le ratio de la dette rapportée au stock de capital. Nous tiendrons pour notre part compte de ces imperfections par l'introduction dans le modèle d'une fonction de coût d'agence. Cette solution, également adoptée par Jaramillo, Schiantarelli et Weiss (1993), prend en compte l'influence du ratio de la dette rapportée au stock de capital de l'exploitation sur le coût du crédit. L'idée est de tenir compte du fait que le coût du crédit est d'autant plus important que le risque présenté par l'emprunteur est important. *A contrario*, le coût du crédit est d'autant plus réduit que le crédit est sécurisé. Ces auteurs introduisent ainsi dans la définition de la contrainte de budget une fonction de coût d'agence $A(B_{t-1}, q_{t-1}K_{t-1})$, fonction de l'endettement en début de période et du stock de capital en début de période. Cette fonction traduit l'existence de coûts d'agence, supportés par l'entreprise agricole, qui viennent s'ajouter au taux d'intérêt sans risque i_t . La fonction de coûts d'agence est définie comme une fonction croissante du stock de dettes, et décroissante des actifs de l'exploitation pouvant faire fonction de garanties réelles, approximées par la valeur du stock de capital de l'exploitation.

L'exploitant cherche ainsi à maximiser, sur un horizon de planification fini T , son flux actualisé et anticipé de revenus, sous un certain nombre de contraintes. Le programme d'optimisation de l'exploitant s'écrit :

$$\max E_t \left[\sum_{\tau=t}^T \beta_{\tau-t} R_{\tau} \right] \quad (2.2.26)$$

sous les contraintes :

$$R_{\tau} = \pi_{\tau}(K_{\tau}, L_{\tau}, I_{\tau}) + w_{\tau}(1 - L_{\tau}) + (B_{\tau} - B_{\tau-1}) - i_{\tau-1}B_{\tau-1} - A(B_{\tau-1}, q_{\tau-1}K_{\tau-1}) + V_{\tau} \quad (\mathbf{a})$$

$$K_{\tau} = (1 - \delta)K_{\tau-1} + I_{\tau} \quad (\mathbf{b})$$

$$(1 - L_{\tau}) \geq 0 \quad \text{avec} \quad 0 \leq L_{\tau} \leq 1 \quad (\mathbf{c})$$

$$B_T = 0 \quad (\mathbf{d})$$

$$B_{t-1} = \bar{B}_{t-1} \quad (\mathbf{e})$$

$$K_{t-1} = \bar{K}_{t-1} \quad (\mathbf{f})$$

où E_t désigne l'opérateur d'anticipations, conditionnelles à l'information disponible à la période t , $\pi(\cdot)$ la fonction de profit net de l'exploitation, K_t le stock de capital de l'exploitation, L_t le temps consacré par les membres du ménage agricole à l'activité agricole, I_t la dépense d'investissement, w_t le taux de salaire associé à l'activité extérieure, $1 - L_t$ le temps alloué par les membres du ménage à l'exercice d'une activité extérieure, V_t le revenu exogène perçu par le ménage, B_t le volume de dette, i_t le taux d'intérêt, δ le taux de dépréciation du stock de capital, et β_t le taux d'actualisation et T la longueur de l'horizon de planification.

L'écriture du programme d'optimisation peut une nouvelle fois être simplifiée en remplaçant le terme R_t , défini par la contrainte **(a)**, dans la relation **(2.2.26)**. En définissant μ_t le multiplicateur de Lagrange associé à la contrainte d'accumulation **(b)** et v_t la variable duale associée à la contrainte de positivité pesant sur le volume d'activité extérieure **(d)**, il devient désormais possible de construire le Lagrangien associé au programme d'optimisation de l'exploitant et d'en dériver les conditions du premier ordre suivantes :

$$K_t: \quad \frac{\partial \pi_t}{\partial K_t} - \mu_t - \beta_t \frac{\partial A(\cdot)}{\partial K_t} + \beta_t(1 - \delta)E_t[\mu_{t+1}] = 0 \quad (2.2.27)$$

$$I_t: \quad \frac{\partial \pi_t}{\partial I_t} + \mu_t = 0 \quad (2.2.28)$$

$$L_t: \quad \frac{\partial \pi_t}{\partial L_t} - w_t - v_t = 0 \quad (2.2.29)$$

$$B_t: \quad 1 - \beta_t(1 + i_t) - \beta_t \frac{\partial A(\cdot)}{\partial B_t} = 0 \quad (2.2.30)$$

$$\mu_t: \quad (1 - \delta)K_{t-1} + I_t - K_t = 0 \quad (2.2.31)$$

$$v_t: \quad v_t(1 - L_t) = 0 \quad v_t \geq 0 \quad (1 - L_t) \geq 0 \quad (2.2.32)$$

Comme précédemment, la condition du premier ordre (2.2.29) associée à la contrainte de positivité pesant sur le volume de travail alloué à l'activité extérieure, permet de distinguer deux régimes de travail, selon que la rémunération marginale du travail familial sur l'exploitation excède – ou non – la rémunération marginale de ce même travail hors de l'exploitation.

La condition du premier ordre relative à la dette permet d'établir qu'à l'optimum, la relation suivante doit nécessairement être vérifiée :

$$\beta_t = \frac{1}{(1 + i_t) + \frac{\partial A(\cdot)}{\partial B_t}}$$

Il est désormais possible de définir une nouvelle équation d'Euler de l'investissement. La condition du premier ordre relative à l'investissement permet en effet de définir le multiplicateur de Lagrange μ_t comme suit :

$$\mu_t = - \frac{\partial \pi_t}{\partial I_t}$$

et par extension :

$$E_t[\mu_{t+1}] = -\frac{\partial \pi_{t+1}}{\partial I_{t+1}}$$

L'introduction de ces deux derniers termes dans la condition du premier ordre relative au stock de capital K_t (2.2.27) permet encore d'écrire :

$$-\beta_t(1-\delta)E_t\left[\frac{\partial \pi_{t+1}}{\partial I_{t+1}}\right] - \beta_t \frac{\partial A(\cdot)}{\partial K_t} = -\frac{\partial \pi_t}{\partial K_t} - \frac{\partial \pi_t}{\partial I_t}$$

Sous l'hypothèse d'anticipations rationnelles, l'équation d'Euler de l'investissement ainsi obtenue peut s'écrire, en remplaçant le terme anticipé par sa valeur réalisée augmentée d'un terme d'erreur aléatoire ε_{t+1} :

$$-\beta_t(1-\delta)\frac{\partial \pi_{t+1}}{\partial I_{t+1}} - \beta_t \frac{\partial A(\cdot)}{\partial K_t} = -\frac{\partial \pi_t}{\partial K_t} - \frac{\partial \pi_t}{\partial I_t} + \varepsilon_{t+1} \quad (2.2.33)$$

En l'absence de coûts d'ajustement, l'équation d'Euler peut être dérivée plus formellement en spécifiant une fonction de profit net de l'exploitation π_t :

$$\pi_t = p_t F(K_t, L_t) - q_t I_t$$

Les termes $\partial \pi_t / \partial K_t$, $\partial \pi_t / \partial I_t$ et $\partial \pi_{t+1} / \partial I_{t+1}$ deviennent alors :

$$\frac{\partial \pi_t}{\partial K_t} = p_t \frac{\partial F(\cdot)}{\partial K_t}$$

$$\frac{\partial \pi_t}{\partial I_t} = -q_t$$

et $\frac{\partial \pi_{t+1}}{\partial I_{t+1}} = -q_{t+1}$

En définissant encore ainsi la fonction de coûts d'ajustement :

$$A(B_t, q_t K_t) = \frac{a}{2} \left(\frac{B_t^2}{q_t K_t} \right),$$

le résultat suivant est alors obtenu :

$$\frac{\partial F(\cdot)}{\partial K_t} = \frac{q_t}{p_t} \left[1 - \beta_t(1 - \delta) \frac{q_{t+1}}{q_t} - \beta_t \frac{a}{2} \left(\frac{B_t}{q_t K_t} \right)^2 \right] + \varepsilon_{t+1} \quad (2.2.34)$$

tandis que $\beta_t = \frac{1}{(1 + i_t) + a \left(\frac{B_t}{q_t K_t} \right)}$

En présence de coûts d'ajustement, la fonction de profit net s'écrit :

$$\pi_t = p_t F(K_t, L_t) - p_t G(I_t, K_t) - q_t I_t$$

En spécifiant comme précédemment les formes fonctionnelles des fonctions de profit net et de coût d'ajustement, la fonction, les termes $\partial \pi_t / \partial K_t$, $\partial \pi_t / \partial I_t$ et $\partial \pi_{t+1} / \partial I_{t+1}$ deviennent alors :

$$\frac{\partial \pi_t}{\partial K_t} = \gamma p_t \left(\frac{Y}{K} \right)_t + (1 + \gamma) p_t \frac{b}{2} \left(\frac{I}{K} \right)_t^2 - \gamma p_t b c \left(\frac{I}{K} \right)_t + (\gamma - 1) p_t \frac{bc^2}{2}$$

$$\frac{\partial \pi_t}{\partial I_t} = -p_t b \left(\frac{I}{K} \right)_t + p_t b c - q_t \quad \text{et}$$

et $\frac{\partial \pi_{t+1}}{\partial I_{t+1}} = -p_{t+1} b \left(\frac{I}{K} \right)_{t+1} + p_{t+1} b c - q_{t+1}$

L'équation d'Euler de l'investissement obtenue en présence de coûts d'agence est alors la suivante :

$$\begin{aligned} \left(\frac{I}{K} \right)_{t+1} &= \frac{\phi_{t+1}(1 + \gamma c)}{\beta_t(1 + i_t)} \left(\frac{I}{K} \right)_t - \frac{\phi_{t+1}(1 + \gamma)}{2\beta_t(1 + i_t)} \left(\frac{I}{K} \right)_t^2 - \frac{\phi_{t+1}\gamma}{b\beta_t(1 + i_t)} \left(\frac{Y}{K} \right)_t \\ &\quad - \frac{a\phi_{t+1}}{2b(1 + i_t)} \left(\frac{q_t}{p_t} \right) \left(\frac{B_t}{q_t K_t} \right)^2 + \frac{\phi_{t+1}}{b} \frac{q_t}{p_t} \left[\frac{1}{\beta_t(1 + i_t)} - \frac{1 - \delta}{1 + i_t} \frac{q_{t+1}}{q_t} \right] \\ &\quad + c \left[1 - \frac{\phi_{t+1}}{\beta_t(1 + i_t)} - \frac{\phi_{t+1}(\gamma - 1)}{2\beta_t(1 + i_t)} c \right] + \varepsilon_{t+1} \end{aligned} \quad (2.2.35)$$

où $\phi_{t+1} = \frac{1 + i_t}{1 - \delta} \frac{p_t}{p_{t+1}}$

Dans cette version du modèle, les décisions de travail, d'investissement et de financement demeurent parfaitement séparables, puisque les décisions de travail du ménage n'interviennent pas de manière explicite dans l'équation d'Euler d'investissement.

SECONDE PARTIE

Chapitre 3 :

Données et statistiques descriptives

Les travaux empiriques relatifs aux comportements de pluriactivité des familles d'agriculteurs entrepris dans le contexte français, qui ont pour l'essentiel vu le jour au cours de la dernière décennie, ont jusqu'à présent privilégié deux orientations principales. La première approche, qui adopte un point de vue descriptif, se propose très simplement de quantifier le phénomène de la pluriactivité dans l'agriculture française, en le mettant, dans la mesure du possible, en relation avec les principales caractéristiques de la famille et de l'exploitation. La seconde approche, initiée plus tardivement, revêt également une plus forte dimension analytique, puisqu'elle vise à identifier plus rigoureusement les principaux déterminants des décisions d'exercice d'une activité professionnelle hors de l'exploitation des différents membres de la famille de l'exploitant, s'inspirant en cela des travaux initiés par Becker (1965) et Gronau (1973) sur l'allocation du temps et transposés à l'analyse des décisions de pluriactivité en agriculture par Huffman (1980). Du fait de la relative rareté des sources disponibles dans le contexte français, ces deux types de travaux ont principalement été menés à partir des données du *Recensement Général de l'Agriculture* ou des *Enquêtes sur la structure des exploitations agricoles*. Ces enquêtes, réalisées sur la base d'un questionnaire commun, présentent en effet l'avantage de contenir un

éventail suffisamment large d'informations concernant les caractéristiques structurelles des exploitations, ainsi que des éléments relatifs à l'exercice d'une activité professionnelle, à titre principal ou secondaire, par la population agricole familiale. La **première section** de ce chapitre est consacrée à une présentation très générale de ces sources, en insistant sur leur intérêt et surtout leurs limites pour notre propos.

Leur principale lacune réside dans l'absence d'éléments d'ordre monétaire concernant les divers types de revenus perçus par les familles d'agriculteurs et plus généralement les caractéristiques économiques et financières des exploitations. Ces sources s'avèrent ainsi particulièrement peu adaptées à l'étude approfondie des relations que sont susceptibles d'entretenir les décisions de pluriactivité et de financement, ce qui nous a légitimement incité à privilégier une autre source statistique comme support aux travaux empiriques entrepris dans le cadre de la présente étude : les *Etudes sur les revenus des foyers d'agriculteurs*. Ces enquêtes, réalisées par l'*Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques* (INSEE) pour les exercices comptables 1991 et 1997, mettent en relation les données du *Réseau d'Information Comptable Agricole* (RICA) et des déclarations fiscales de foyers d'agriculteurs présents dans le RICA. Cette juxtaposition d'informations comptables et fiscales permet de lever les lacunes respectives de ces sources, à savoir l'évaluation peu satisfaisante des revenus agricoles par le biais de la source fiscale et l'absence dans la source comptable de toute information concernant les revenus non agricoles perçus par les divers membres du foyer d'agriculteur. De plus, la présence dans la source fiscale d'éléments relatifs aux revenus d'activité extérieure autorise la construction d'une typologie des foyers d'agriculteurs en matière d'emploi et permet, par ce biais, une évaluation de l'ampleur de la pluriactivité dans le champ du RICA ainsi qu'une mise en relation de ce statut en matière d'emploi avec les principales caractéristiques physiques, économiques et surtout financières des exploitations. La **seconde section** de ce chapitre est consacrée à la présentation de ces enquêtes et des principales caractéristiques des foyers et des exploitations selon leur statut en matière d'emploi en 1991 d'une part, et en 1997 d'autre part (analyse en coupe instantanée).

Le caractère historique du RICA et la possibilité de construire, à partir de cette source, un échantillon permanent ouvrent également une voie de recherche novatrice – et inédite à notre connaissance – concernant l’analyse longitudinale des décisions de pluriactivité et de financement. La mise en relation de cet échantillon permanent et des données des *Etudes sur les revenus des foyers d’agriculteurs* de 1991 et de 1997 autorise en effet la construction d’un panel cylindré d’exploitations agricoles permettant, pour chaque foyer étudié, de disposer de l’ensemble des caractéristiques structurelles, économiques et financières de l’exploitation dont il assure la direction, ainsi que d’une information relative à son statut en matière de pluriactivité en 1991 et en 1997. La **troisième section** de ce chapitre détaille la construction de ce panel, permettant alors d’appréhender de manière satisfaisante les trajectoires individuelles des foyers en matière d’emploi entre 1991 et 1997. Cette présentation peut enfin être utilement complétée, dans une **quatrième et dernière section** par la mise en relation de ces trajectoires individuelles et des principales caractéristiques physiques, économiques et financières des exploitations.

Section 1.- Un aperçu des sources statistiques traditionnellement employées dans les études françaises relatives à la pluriactivité des familles d'agriculteurs

Cette première section, consacrée à une rapide présentation des sources statistiques françaises traditionnellement employées dans la littérature empirique relative à la pluriactivité des familles d'agriculteurs, s'articule autour de deux paragraphes. Le premier paragraphe (**A.**) s'attache à décrire les deux enquêtes les plus fréquemment mises à contribution, à savoir le *Recensement Général de l'Agriculture* et l'*Enquête sur la structure des exploitations agricoles*, en insistant d'abord sur les objectifs respectifs de ces enquêtes, les méthodologies mises en œuvre et leur intérêt pour l'économiste agricole, puis en faisant ressortir leurs limites pour notre propos, qui tiennent pour l'essentiel à la non prise en compte des caractéristiques financières des exploitations. Le second paragraphe (**B.**) se propose enfin d'exploiter sommairement les données de ces enquêtes, afin d'évaluer quantitativement l'importance de la pluriactivité dans l'agriculture française et de pouvoir ultérieurement positionner la source statistique finalement retenue (*cf.* sections suivantes) dans un contexte plus général.

A. Présentation générale de ces sources

Le *Recensement Général de l'Agriculture* (RGA) est une enquête statistique obligatoire réalisée par interviews d'exploitants, dont la finalité est de dénombrer l'ensemble des exploitations agricoles présentes sur le territoire métropolitain à une date donnée et de recueillir, pour chacune d'entre elles, un large éventail d'informations concernant leurs principales caractéristiques structurelles. A l'instar du *Recensement Général de la Population*, l'enquête est renouvelée à périodicité régulière – de l'ordre de la dizaine d'année environ –, les deux dernières opérations de recensement remontant à 1988 et 2000. Par souci d'exhaustivité, le champ couvert s'avère extrêmement vaste, du fait « *du faible niveau des seuils minima de production retenus pour caractériser*

l'exercice d'une activité agricole » (Reignier, 1985)¹². Toutes les unités de production, y compris celles de très faible dimension, sont par conséquent représentées, qu'il s'agisse d'exploitations non professionnelles – relevant du champ de *l'agriculture de retraite* ou de *l'agriculture de complément* – ou d'exploitations professionnelles – relevant du champ de *l'agriculture principale* (Jégouzo, Brangeon et Roze, 1998).

Les données recueillies mettent l'accent sur les caractéristiques structurelles des exploitations (nature de la production agricole, utilisation du sol, cheptel, matériel, etc.), mais recouvrent également quelques éléments d'information – particulièrement intéressants pour notre propos – relatifs à l'exercice, à titre principal ou secondaire, d'une activité professionnelle par la population agricole familiale (*i.e.* l'ensemble des personnes appartenant à la famille de l'exploitant et vivant et/ou travaillant sur l'exploitation). Ces dernières informations rendent possible la construction d'une typologie des familles d'agriculteurs en matière d'emploi, permettant ainsi d'appréhender empiriquement l'ampleur de la pluriactivité dans l'agriculture française et de mieux en cerner les évolutions, tant au niveau individuel qu'au niveau des familles d'agriculteurs appréhendées dans leur ensemble. C'est la juxtaposition de cette information et des caractéristiques structurelles des exploitations qui justifie en grande partie le succès rencontré par le *Recensement Général de l'Agriculture* dans les études empiriques récentes relatives à la pluriactivité des ménages agricoles français et en particulier le développement des travaux visant à identifier les déterminants des décisions de pluriactivité, initiés pour l'essentiel par C. Benjamin au cours de la décennie 1990 à partir d'une extraction du RGA de 1988¹³.

¹² Relèvent en effet du champ du RGA toutes les exploitations remplissant simultanément les quatre conditions suivantes : être engagées dans une production agricole, atteindre ou excéder une dimension physique minimale (surface, effectifs d'animaux, etc.), être soumises à une gestion courante indépendante et être localisées dans une commune clairement identifiée (SCEES, 1997b).

¹³ Voir, par exemple, Benjamin (1996), Benjamin et Guyomard (1994), Benjamin, Corsi et Guyomard (1994, 1996) ou encore Benjamin, Guyomard et Sollogoub (1999).

Dans les faits, les opérations de collecte et de traitement de l'information statistique entreprises dans le cadre du *Recensement Général de l'Agriculture* s'avèrent longues, lourdes et coûteuses, incitant le *Service Central des Enquêtes et Etudes Statistiques* (SCEES) du *Ministère de l'Agriculture* à procéder régulièrement, au cours de la période intercensitaire, à la réalisation d'*Enquêtes sur la structure des exploitations agricoles* – dénommées ci-après plus simplement enquêtes « *Structures* ». Les moindres effectifs enquêtés autorisent, comparativement aux recensements agricoles, une fréquence rapprochée de ces enquêtes, puisqu'elles sont reproduites tous les deux à trois ans environ. Les quatre dernières enquêtes « *Structures* », réalisées entre les recensements agricoles de 1988 et de 2000, ont ainsi été menées en 1990, en 1993, en 1995 et en 1997. Elles ont pour vocation première de permettre aux pouvoirs publics d'assurer un suivi des évolutions des caractéristiques structurelles des exploitations (effectifs, dimension, orientation technico-économique, etc.) et de la population agricole (familiale comme salariée) et par conséquent d'apprécier au plus près les évolutions du potentiel de production agricole français (SCEES, 1997b).

Du fait du mode particulier de construction de l'échantillon, le champ couvert par les enquêtes « *Structures* » se confond très naturellement avec celui du *Recensement Général de l'Agriculture*. Les exploitations enquêtées sont en effet recrutées à l'issue de chaque recensement par tirage au sort dans le fichier du RGA, en fonction d'un plan de tirage stratifié croisant trois critères principaux de sélection : l'appartenance départementale, l'*orientation technico-économique*¹⁴ et la *classe de dimension économique*¹⁵ de l'exploitation. Ce sont les exploitations de cette liste, dûment mise à jour des exploitations disparues et des exploitations créées à partir de celles existantes,

¹⁴ L'*orientation technico-économique de l'exploitation* (OTEX) est un indicateur destiné à permettre une classification des exploitations selon leur(s) production(s) principale(s), calculé à partir des marges brutes standard (MBS) des différentes spéculations pratiquées. Pour chacune de ces spéculations, une MBS est obtenue en multipliant les superficies cultivées (ou les effectifs animaux) par un coefficient, spécifique à chaque production agricole et à chaque région considérés. L'OTEX est alors déterminé à partir des contributions des diverses spéculations à la MBS totale.

qui sont interrogées lors des enquêtes « *Structures* » consécutives à chaque recensement. Afin de garantir la représentativité de l'échantillon, un coefficient d'extrapolation est également défini lors du tirage de l'échantillon, pour pouvoir ensuite généraliser les résultats obtenus à l'ensemble du champ considéré. La réalisation des enquêtes « *Structures* » et des recensements agricoles sur la base d'un questionnaire commun permet de plus d'actualiser régulièrement l'information statistique collectée et d'assurer, par ce biais, la constitution de séries chronologiques longues.

Si les données du *Recensement Général de l'Agriculture* et des enquêtes « *Structures* » autorisent effectivement la construction d'une typologie fine des familles d'agriculteurs en matière de pluriactivité, elles ne nous renseignent malheureusement qu'imparfaitement sur certaines caractéristiques des exploitations. Outre les réserves d'usage inhérentes au mode particulier de collecte de l'information statistique, qui est de nature à induire un biais lié à la subjectivité de l'exploitant dans l'appréciation de la situation de l'unité ménage/exploitation et de certaines de ses caractéristiques, l'intérêt de recourir à ces sources dans l'exploration des relations que sont susceptibles d'entretenir les décisions de pluriactivité des familles d'agriculteurs et de financement de leur exploitation demeure somme toute limité, du fait notamment de l'absence d'informations monétaires relatives à la composition du revenu global, aux principaux résultats économiques de l'exploitation, à l'importance et à la composition des actifs détenus, à l'investissement, à l'endettement, etc. Ces diverses lacunes nous ont légitimement incité à choisir une autre source statistique comme support aux travaux empiriques entrepris dans le cadre de la présente étude.

Mais avant de procéder plus en détail à la présentation de cette source (*cf.* sections suivantes), il convient encore d'exploiter brièvement les données des RGA de 1988 et de 2000 – et des enquêtes « *Structures* » de 1990, 1993, 1995 et 1997 –, afin de

¹⁵ La *classe de dimension économique de l'exploitation* (CDEX) est un indicateur destiné à permettre une classification des exploitations selon leur dimension économique, directement calculé à partir de la marge brute standard totale de l'exploitation.

quantifier l'ampleur de la pluriactivité dans l'agriculture française et d'en apprécier les évolutions au cours de la dernière décennie.

B.- Ampleur et évolution de la pluriactivité dans l'agriculture française au cours de la décennie 1990

La typologie des ménages agricole retenue, similaire à celle mise en œuvre dans certaines études récentes du SCEES (Rattin, 2002)¹⁶, met l'accent sur les décisions de travail du ménage conjugal^{17,18} et oppose deux catégories principales de ménages agricoles.

Les *ménages monoactifs* d'abord, qui correspondent aux ménages dont l'exercice d'une activité professionnelle est exclusivement orienté vers l'exploitation agricole. Au sein de cette population particulière, deux sous-catégories de ménages agricoles peuvent encore être distinguées:

- les ménages monoactifs dont *l'exploitant est agriculteur à titre exclusif*.
L'exploitant déclare exercer une profession principale agricole sans activité

¹⁶ L'auteur tient à adresser ses remerciements à Solange Rattin (SCEES, Ministère de l'Agriculture), qui a très aimablement accepté de mettre à notre disposition les divers éléments nécessaires à la construction de la typologie, et à Nathalie Delame (INRA-INSEE), qui a procédé à leur mise en œuvre sur les données des RGA et des enquêtes « *Structures* ».

¹⁷ L'unité d'analyse dans le RGA (et les enquêtes « *Structures* ») est l'exploitation agricole, qui s'apparente, dans le cas des exploitations individuelles, à un ménage composé du chef d'exploitation et des personnes vivant à ses côtés (conjoint, enfants, parents et beaux-parents, frères et sœurs). Dans le cas des exploitations organisées sous forme sociétaire, s'ajoutent les ménages des autres coexploitants. Par souci de simplicité et de lisibilité des résultats, la typologie proposée par Rattin ne fait toutefois intervenir que les seuls ménages d'exploitants individuels, ainsi que les ménages de premiers coexploitants dans le cas des exploitations constituées sous forme sociétaire.

¹⁸ Le ménage considéré ici est ramené à l'exploitant et son conjoint, qu'il s'agisse ou non d'une union légale. Lorsque l'exploitant ne vit pas en couple, il constitue alors à lui seul un ménage. La décision d'écarter les autres personnes vivant aux côtés du chef d'exploitation est motivée par le fait que seule l'activité exercée par les deux conjoints, qui s'inscrit dans une certaine durée, est de nature à conditionner (du moins partiellement) l'avenir de l'exploitation. Les autres personnes vivant sur l'exploitation et en âge de travailler ne participent pas nécessairement aux travaux agricoles, et peuvent être inactives ou exercer une activité professionnelle hors de l'exploitation. Ainsi, le fait que les enfants exercent une activité extérieure n'a pas nécessairement de répercussion sur l'activité agricole, cette situation tendant à être de plus en plus répandue comme par ailleurs dans le reste de la société.

secondaire ou associée à une activité secondaire agricole. L'exploitant est soit sans conjoint, soit ce dernier est inactif sur l'exploitation et déclare une profession principale traduisant un statut d'inactivité (femme au foyer, retraité, par exemple), soit le conjoint est actif sur l'exploitation et déclare exercer une profession principale agricole ;

- les ménages monoactifs dont l'*exploitant perçoit une retraite*, la situation du conjoint demeurant identique à celle précédemment exposée (absence de conjoint, conjoint inactif, conjoint agriculteur à titre principal).

Les *ménages pluriactifs* ensuite, qui correspondent aux ménages dont l'exercice d'une activité professionnelle agricole s'accompagne, pour l'exploitant et/ou son conjoint, de l'exercice d'une activité professionnelle non agricole, à titre principal ou secondaire. Trois situations peuvent alors être envisagées :

- *l'exploitant est seul concerné par l'exercice d'une activité non agricole*. En complément de son activité agricole exercée sur l'exploitation, l'exploitant (non retraité) occupe alors une profession principale ou secondaire non agricole. Il est soit sans conjoint, soit ce dernier est inactif sur l'exploitation et déclare une profession principale traduisant un statut d'inactivité, soit le conjoint est actif sur l'exploitation et déclare une profession principale d'agriculteur. Cette situation est également communément qualifiée de *double-activité* du chef d'exploitation ;
- *le conjoint est seul concerné par l'exercice d'une activité non agricole*. L'exploitant, non retraité, déclare alors une profession principale agricole sans activité secondaire. Le conjoint exerce quant à lui une profession principale ou une activité secondaire hors agriculture et peut – ou non – travailler sur l'exploitation ;
- enfin, *les deux conjoints sont concernés par l'exercice d'une activité non agricole*. L'exploitant, non retraité, exerce alors une profession principale ou une activité secondaire non agricole, en complément de son activité agricole sur l'exploitation. Le conjoint est également concerné par l'exercice, à titre

principal ou secondaire, d'une activité professionnelle hors de l'exploitation et peut – ou non – travailler sur l'exploitation.

Rattin (2002) définit encore une troisième catégorie d'exploitations résiduelle (« *autres cas* »), qui renvoie essentiellement à des situations dans lesquelles le conjoint est actif sur l'exploitation, tout en déclarant exercer à titre principal une profession traduisant un statut d'inactivité. Il peut par exemple s'agir du conjoint (féminin) dont le travail sur l'exploitation n'est pas reconnu comme une véritable profession, mais également d'anciens exploitants (conjointes masculins) en situation de retraite, dont l'épouse a repris la direction de l'exploitation, mais qui fournissent toujours un travail d'appoint sur l'exploitation.

Les résultats obtenus à partir des données des recensements agricoles de 1988 et 2000 (*tableau 3.1.1*) laissent ainsi entrevoir un net recul du nombre total d'exploitations entre ces deux dates, puisque les effectifs recensés se réduisent de 1 013 900 exploitations en 1988 à 655 900 exploitations en 2000, soit un rythme de disparition annuel moyen de l'ordre de -3,6 %.

Tableau 3.1.1.

Evolution du nombre d'exploitations dans l'agriculture française selon le statut en matière d'emploi
(en milliers)

	1988	1990	1993	1995	1997	2000	TCAM 1988/2000
Monoactifs	583,5	508,4	422,7	372,0	343,4	313,9	-5,0%
dont chef percevant une retraite	156,9	142,4	131,1	112,8	102,0	82,0	-5,3%
dont chef agriculteur exclusif	426,6	366,0	291,6	259,2	241,4	232,0	-5,0%
Pluriactifs	270,2	250,3	235,7	229,7	220,4	232,6	-1,2%
dont chef double-actif	120,0	97,9	80,9	73,9	67,3	57,6	-5,9%
dont conjoint pluriactif	88,9	92,7	98,9	100,0	100,2	111,2	+1,9%
dont chef et conjoint pluriactifs	61,3	59,7	55,9	55,7	52,9	63,9	+0,3%
Autres cas	160,2	164,9	142,9	133,1	116,0	109,4	-3,1%
Total	1013,9	923,6	801,3	734,8	679,8	655,9	-3,6%

Source : RGA 1988 et 2000 et Enquêtes « Structures » 1990, 1993, 1995 et 1997 (résultats extrapolés)

Note : Dans le cas des RGA de 1988 et de 2000, les extrapolations ont été menées à partir d'un échantillon au 1/10^e et non à partir de l'échantillon complet, ce qui explique les – faibles – écarts de résultats constatés par rapport à Rattin (2002).

Cette réduction drastique des effectifs semble avoir particulièrement affecté les exploitations monoactives (dont les effectifs ont régressé de 583 500 à 313 900 exploitations entre 1988 et 2000, soit une diminution annuelle moyenne des effectifs de

l'ordre de $-5,0\%$) et les « *autres cas* » (de 160 200 à 109 400 exploitations entre 1988 et 2000, soit une diminution annuelle moyenne de $-3,1\%$), alors qu'elle semble mieux maîtrisée dans le cas des exploitations pluriactives (les effectifs concernés ne se réduisant que de 270 200 à 232 600 exploitations entre 1988 et 2000, soit une réduction annuelle moyenne des effectifs de l'ordre de $-1,2\%$ seulement). Il en résulte une déformation de la structure même de la population étudiée, puisque les exploitations monoactives, qui constituent toujours le groupe majoritaire d'exploitations, voient leur part dans les effectifs totaux s'effriter entre 1988 et 2000, passant de $57,6\%$ des exploitations en 1988 à $47,9\%$ en 2000, au profit des exploitations concernées par la pluriactivité, dont la part progresse significativement dans l'agriculture française de $26,7\%$ des exploitations en 1988 à $35,5\%$ en 2000. La part des « *autres cas* » connaît quant à elle une stabilité relative – elle progresse en réalité modestement – passant de $15,8\%$ lors du RGA 1988 à $16,7\%$ lors du RGA 2000.

Les *exploitations monoactives* sont majoritairement dirigées par des chefs d'exploitation exerçant la profession d'agriculteur à titre exclusif, puisque ces situations représentent près des trois quarts des cas de monoactivité, le quart restant étant le fait de chefs d'exploitation percevant une retraite. Le mouvement de recul des effectifs semble avoir affecté au même rythme ces deux catégories d'exploitations, puisque les exploitations dont le chef perçoit une retraite ont vu leurs effectifs se réduire de $-5,3\%$ par an en moyenne (de 156 900 exploitations concernées en 1988 à 82 000 exploitations en 2000), contre $-5,0\%$ environ pour les exploitations dont le chef est agriculteur exclusif (de 426 600 exploitations concernées en 1988 à 232 000 exploitations en 2000).

Les *exploitations pluriactives* ont pour leur part connu au cours de la période étudiée un recul sévère des situations de double-activité du chef d'exploitation (de 120 000 exploitations concernées en 1988 à 57 600 exploitations en 2000, soit une diminution annuelle moyenne de $-5,9\%$), alors que dans le même temps, la pluriactivité du conjoint progressait sensiblement (de 88 900 exploitations concernées en 1988 à 111 200 exploitations en 2000, soit une progression annuelle moyenne de $+1,9\%$

environ). Les cas de pluriactivité des deux conjoints se développent également, mais à un rythme moindre (de 61 300 exploitations concernées en 1988 à 63 900 exploitations en 2000, soit un accroissement annuel moyen de +0,3 %). Ces évolutions particulièrement contrastées des effectifs affectent par conséquent en profondeur la structure de la pluriactivité, puisque la part de la double-activité du chef d'exploitation dans les situations de pluriactivité s'effondre (de 44,4 % des situations de pluriactivité recensées en 1988 à 24,8 % en 2000), alors même que les cas de pluriactivité du conjoint s'affirment (de 32,9 % des cas de pluriactivité recensés en 1988 à 47,8 % en 2000). La part des situations de pluriactivité des deux conjoints progresse elle aussi, mais de manière moins spectaculaire (de 22,7 % des cas de pluriactivité en 1988 à 27,5 % en 2000).

Tableau 3.1.2.

Evolution du nombre d'exploitations dans l'agriculture française selon le statut en matière d'emploi
(en milliers)

	1988	1990	1993	1995	1997	2000	TCAM 1988/2000
Agriculture non professionnelle							
Monoactifs	214,4	182,5	161,2	140,2	125,7	107,4	-5,6%
dont chef percevant une retraite	137,5	124,3	118,9	103,9	95,0	77,4	-4,7%
dont chef agriculteur exclusif	77,0	58,2	42,3	36,3	30,7	30,0	-7,6%
Pluriactifs	155,7	136,1	116,2	105,0	95,5	106,4	-3,1%
dont chef double-actif	83,0	68,4	54,8	47,0	42,2	40,1	-5,9%
dont conjoint pluriactif	22,8	21,0	18,8	17,0	15,8	17,2	-2,4%
dont chef et conjoint pluriactifs	49,9	46,8	42,6	41,0	37,6	49,1	-0,1%
Autres cas	63,1	66,5	58,8	57,9	52,9	54,0	-1,3%
Total	433,2	385,1	336,2	303,1	274,1	267,7	-3,9%
Agriculture professionnelle							
Monoactifs	369,1	325,9	261,5	231,8	217,7	206,6	-4,7%
dont chef percevant une retraite	19,5	18,1	12,2	8,9	7,0	4,6	-11,3%
dont chef agriculteur exclusif	349,6	307,8	249,3	222,9	210,7	202,0	-4,5%
Pluriactifs	114,5	114,2	119,5	124,7	124,9	126,3	+0,8%
dont chef double-actif	37,0	29,5	26,2	27,0	25,1	17,5	-6,1%
dont conjoint pluriactif	66,1	71,8	80,1	83,0	84,4	94,0	+3,0
dont chef et conjoint pluriactifs	11,4	13,0	13,3	14,7	15,4	14,7	+2,1
Autres cas	97,1	98,4	84,1	75,3	63,2	55,4	-4,6%
Total	580,7	538,5	465,1	431,7	405,8	388,2	-3,3%

Source : RGA 1988 et 2000 et Enquêtes « Structures » 1990, 1993, 1995 et 1997 (résultats extrapolés)

L'examen du *tableau 3.1.2.* permet encore de compléter utilement cette évaluation quantitative du phénomène en tenant désormais compte de l'appartenance – ou non –

des exploitations au champ de *l'agriculture professionnelle*¹⁹. Le mouvement de disparition d'exploitations qui caractérise l'agriculture française au cours de la décennie 1990 semble ainsi avoir un peu plus durement frappé l'agriculture non professionnelle. Les exploitations appartenant à ce champ ont en effet accusé une réduction de leurs effectifs de -3,9 % par an en moyenne sur la période considérée (de 433 200 exploitations en 1988 à 267 700 exploitations en 2000), alors que dans le même temps, les exploitations relevant du champ de l'agriculture professionnelle voyaient leurs effectifs se réduire annuellement de -3,3 % environ (de 580 700 exploitations en 1988 à 388 200 exploitations en 2000). Il en résulte une progression timide de la professionnalisation, la part des exploitations professionnelles dans l'agriculture française évoluant de 57,3 % en 1988 à 59,2 % en 2000.

Le *tableau 3.1.2.* laisse également entrevoir des évolutions particulièrement contrastées des effectifs des diverses catégories d'exploitations distinguées selon le champ considéré. Dans le champ de l'agriculture non professionnelle, toutes les catégories d'exploitations accusent un recul plus ou moins marqué de leurs effectifs. Ce recul s'établit ainsi en moyenne à -5,6 % par an pour les exploitations monoactives (de 214 400 exploitations en 1988 à 107 400 exploitations en 2000), à -3,1 % pour les exploitations pluriactives (de 155 700 exploitations en 1988 à 106 400 exploitations en 2000), mais n'atteint que -1,3 % par an en moyenne pour les « autres cas » (de 63 100 exploitations en 1988 à 54 000 exploitations en 2000). Dans le champ de l'agriculture professionnelle, le rythme de disparition est également particulièrement rapide pour les exploitations monoactives – puisqu'il s'établit à -4,7 % en moyenne par an sur la période considérée, les effectifs se réduisant de 369 100 exploitations concernées en 1988 à 206 600 exploitations en 2000 – et les « autres cas » – atteignant -4,6 % par an en moyenne, les effectifs concernés s'effondrant de 97 100 à 55 400 exploitations entre ces deux dates. Les effectifs ont par contre progressé pour les exploitations pluriactives

¹⁹ Relèvent du champ de *l'agriculture professionnelle* toutes les exploitations dont la dimension économique excède 12 hectares-équivalent-blé et occupant une main d'œuvre totale correspondant à au moins 0,75 unité de travail annuel.

au rythme annuel moyen de +0,8 %, passant de 114 500 exploitations concernées en 1988 à 126 300 exploitations en 2000. Il en résulte d'importants bouleversements structurels, tant dans le champ de l'agriculture professionnelle que de l'agriculture non professionnelle, puisque la pluriactivité progresse dans les deux champs considérés : timidement dans le champ de l'agriculture non professionnelle (elle concerne 39,7 % des exploitations non professionnelles en 2000, contre 35,9 % douze ans plus tôt) et de manière plus accentuée dans le champ de l'agriculture professionnelle (de 19,7 % des exploitations professionnelles recensées en 1988 à 32,5 % en 2000). Ce développement de la pluriactivité s'opère principalement au détriment des exploitations monoactives, dont la part régresse entre 1988 et 2000 de 49,5 % à 40,1 % dans le champ de l'agriculture non professionnelle et de 63,6 % à 53,2 % dans le champ de l'agriculture professionnelle.

Concernant plus spécifiquement les exploitations monoactives, il convient encore de souligner noter la place prépondérante des exploitations dont le chef perçoit une retraite dans le champ de l'agriculture non professionnelle, la part de cette catégorie d'exploitations progressant même de 64,1 % des exploitations monoactives non professionnelles en 1988 à 72,1 % en 2000. Dans le champ de l'agriculture professionnelle par contre, ces situations tendent à demeurer très marginales, puisqu'elles ne représentent que 5,3 % des cas de monoactivité en 1988 et à peine 2,2 % des cas de monoactivité en 2000.

Les exploitations pluriactives ont pour leur part connu, quel que soit le champ considéré, un net recul des situations de double-activité des chefs d'exploitation, les effectifs concernés se réduisant au rythme annuel moyen de -6,1 % par an en moyenne dans l'agriculture professionnelle et de -5,9 % dans le champ de l'agriculture non professionnelle. Cette réduction des effectifs affecte dans une moindre mesure les cas de pluriactivité du conjoint sur les exploitations non professionnelles (-2,4 % par an en moyenne), alors que ces dernières situations ont même eu au contraire tendance à se développer dans le champ de l'agriculture professionnelle (+3,0 % par an en moyenne).

Les cas de pluriactivité des deux conjoints se maintiennent *grosso modo* en terme d'effectifs dans le champ de l'agriculture non professionnelle (-0,1 % par an en moyenne) et se développent même modestement dans le champ de l'agriculture professionnelle (+0,8 % par an en moyenne). Ces diverses évolutions contribuent au bouleversement de la structure de la pluriactivité dans les deux champs considérés. Dans le champ de l'agriculture non professionnelle, le recul de la double-activité du chef d'exploitation (de 53,4 % des effectifs des pluriactifs dans l'agriculture non professionnelle en 1988 à 37,7 % en 2000) bénéficie en premier lieu aux situations de pluriactivité des deux conjoints (dont la part progresse de 32,0 % à 46,1 %) et plus modestement à la pluriactivité du conjoint (dont la part progresse de 14,6 % à 16,2 %). Dans le champ de l'agriculture professionnelle, la double-activité du chef d'exploitation régresse également (leur part évoluant de 32,3 % à 13,9 % entre 1988 et 2000), ce qui tend à renforcer la place hégémonique des situations de pluriactivité du conjoint sur les exploitations professionnelles (dont la part progresse de 57,7 % à 74,5 %), les cas pluriactivité des deux conjoints ne se développant que très modestement (de 10,0 % en 1988 à 11,6 % en 2000).

L'analyse descriptive engagée dans le cadre de cette première section à partir des données des recensements agricoles de 1988 et 2000 (et que confirment par ailleurs les données des enquêtes « *Structures* ») nous a ainsi permis d'évaluer quantitativement l'ampleur de la pluriactivité dans l'agriculture française – professionnelle en particulier – en d'en caractériser les grandes évolutions au cours de la dernière décennie. Les résultats obtenus peuvent désormais être judicieusement mis en relation avec la source statistique employée dans la présente étude – *i.e.* les *Enquêtes sur les revenus des familles d'agriculteurs* – afin de positionner celle-ci en la replaçant dans une perspective plus générale.

Section 2.- Les appariements RICA–Source fiscale de 1991 et 1997

Afin « *d'améliorer la connaissance des revenus d'ensemble des agriculteurs, c'est à dire d'appréhender au mieux à la fois les revenus tirés de l'exploitation agricole et les revenus extérieurs perçus par eux-mêmes ou un membre de leur famille* » (Guillaume et Pollet, 1996), l'*Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques* (INSEE) a procédé ponctuellement, au cours des trois dernières décennies, à la réalisation d'enquêtes sur les revenus fiscaux des familles d'agriculteurs.

Le recours à des données d'origine fiscale constitue une tradition relativement ancienne dans les travaux de l'INSEE. La Division « *Revenus et patrimoine* » reproduit en effet depuis 1956, avec une périodicité régulière de l'ordre de tous les 4 à 5 ans, une enquête générale sur les revenus fiscaux des ménages, également dénommée *Enquête Revenus Fiscaux* (ERF). Cette enquête, dont la portée est extrêmement générale puisque la sélection des ménages enquêtés s'opère de manière aléatoire à partir de l'échantillon du *Recensement Général de la Population*, a pour principale lacune, dans un contexte plus spécifiquement agricole, de ne contenir aucune information relative aux principales caractéristiques structurelles des exploitations. Cette limitation importante des enquêtes fiscales générales a incité la Division « *Agriculture* » de l'INSEE à mettre parallèlement en œuvre, dès 1971, une enquête spécifique, relative aux revenus fiscaux des seules familles d'agriculteurs. La finalité de ces *Enquêtes sur les Revenus Fiscaux des Agriculteurs* (ERFA) étant de recueillir, en complément de l'information fiscale, des données relatives aux caractéristiques structurelles des exploitations, les ménages agricoles enquêtés ont été directement recrutés à partir des échantillons des enquêtes « *Structures* » ou du *Recensement Général de l'Agriculture*, et non plus à partir de celui du *Recensement Général de la Population*. Ces enquêtes spécifiques, reproduites en 1975, 1979 et 1984 ont cependant soulevé deux problèmes principaux, liés aux changements dans les méthodes d'échantillonnage (intervenus pour l'essentiel lors de l'enquête de 1984), qui compromettent le suivi temporel rigoureux des évolutions des

diverses catégories de revenus perçus par les ménages agricoles d'une part, et la piètre qualité de l'information collectée concernant les revenus agricoles, du fait de l'imposition au régime du forfait d'un grand nombre de foyers d'exploitants d'autre part.

La Division « *Agriculture* » de l'INSEE a ainsi été amenée à privilégier, au cours de la décennie 1990, une autre source statistique, complémentaire de l'information fiscale : le *Réseau d'Information Comptable Agricole* (RICA). Ces enquêtes mettant en relation les sources comptable et fiscale – plus officiellement dénommées *Etudes sur les revenus des foyers d'agriculteurs* – permettent, par rapport aux sources précédemment évoquées, une amélioration significative de la qualité de l'information statistique collectée et d'atténuer – voire de lever intégralement – certaines des lacunes respectives des sources comptables et fiscales, lorsque celles-ci sont employées indépendamment. Le *Réseau d'Information Comptable Agricole* permet en effet de disposer d'informations fiables concernant les données structurelles, économiques et financières de l'exploitation (et en particulier les revenus agricoles), tandis que les données fiscales permettent d'obtenir une information satisfaisante concernant les revenus non agricoles perçus par les foyers fiscaux d'agriculteurs, information qui s'avère non disponible dans la source comptable – à la réserve près que les revenus non imposables sont ignorés.

Cette section est organisée comme suit. Après une rapide présentation générale des enquêtes fiscales (A.) et du *Réseau d'Information Comptable Agricole* (B.), un troisième paragraphe est consacré à la présentation des *Etudes sur les revenus des foyers d'agriculteurs*, réalisées par l'INSEE pour les exercices comptables 1991 et 1997 (C.)²⁰. Le quatrième et dernier paragraphe de cette section se propose enfin de quantifier la pluriactivité à partir de cette dernière source et de présenter un certain nombre de

²⁰ Le lecteur intéressé par un descriptif plus détaillé de ces différentes sources est invité à se reporter aux divers documents de travail élaborés par l'INSEE (voir notamment Guillaume et Pollet, 1996 ; INSEE, 2000).

caractéristiques des foyers fiscaux et des exploitations qui s’y rattachent, selon leur statut en matière de pluriactivité (D.).

A.- La source fiscale

Comme cela a déjà été brièvement mentionné dans l’introduction de la présente section, la Division « *Agriculture* » de l’INSEE a procédé régulièrement, au cours des décennies 1970 et 1980, à la réalisation d’*Enquêtes sur les Revenus Fiscaux des Agriculteurs* (ERFA), indépendamment des enquêtes fiscales générales de la Division « *Revenus et patrimoine* ». Leur raison d’être est liée au caractère extrêmement général de l’enquête fiscale générale, qui ne contient qu’un nombre extrêmement limité de ménages agricoles et ne permet d’obtenir aucune information relative aux principales caractéristiques structurelles des exploitations. Les enquêtes fiscales spécifiques, qui reprennent la méthodologie et le questionnaire de l’enquête générale, se proposent ainsi de pallier les insuffisances de cette dernière, en autorisant la constitution d’échantillons plus conséquents et surtout en complétant les informations fiscales collectées par des données structurelles, recueillies par le biais d’une source complémentaire.

La solution retenue a consisté dans un premier à sélectionner les exploitations enquêtées par tirage aléatoire à partir de sources statistiques préexistantes contenant de telles données structurelles – comme le *Recensement Général de l’Agriculture* ou les enquêtes « *Structures* » – puis à rechercher, pour chaque exploitation agricole identifiée, les déclarations fiscales correspondantes. Les exploitations enquêtées lors de l’ERFA de 1975 sont ainsi issues de l’enquête « *Structures* » de 1975. Pour chacune de ces exploitations, les principales informations structurelles contenues dans l’enquête « *Structures* » sont complétées par une collecte de l’information fiscale pour l’**ensemble** des foyers fiscaux rattachés à chacune des exploitations considérées. L’*Enquête sur les revenus fiscaux des familles des agriculteurs* de 1979 adopte quant à elle une méthodologie similaire, en s’appuyant désormais sur un échantillon issu du *Recensement Général de l’Agriculture* de 1979, mais le mode de collecte de

l'information fiscale a subi certaines simplifications, puisque seule la déclaration du foyer du chef d'exploitation a fait l'objet d'une recherche dans les fichiers de l'administration fiscale. Enfin, le coût élevé et les délais particulièrement longs constatés pour les ERFA de 1975 et 1979 ont conduit l'INSEE à expérimenter une méthodologie radicalement différente pour l'*Enquête sur les revenus fiscaux des familles d'agriculteurs* de 1984, puisque le recrutement des exploitations de l'enquête n'a plus été mené à l'issue d'un tirage aléatoire dans les sources précédemment mentionnées mais que les exploitations ont été directement sélectionnées dans les fichiers de la *Direction Générale des Impôts* en retenant, pour 15 départements considérés comme représentatifs de l'agriculture française, l'ensemble des foyers ayant déclaré un revenu agricole non salarié. Si cette nouvelle procédure a permis d'accroître considérablement le nombre d'exploitations enquêtées, elle a malheureusement entraîné la perte des données structurelles pour ces exploitations.

Les *Enquêtes sur les revenus des foyers d'agriculteurs*, à l'instar des enquêtes fiscales générales, permettent ainsi d'appréhender de manière relativement exhaustive les différentes sources de revenus perçus par les ménages agricoles. Elles s'avèrent toutefois incomplètes, puisqu'une part non négligeable des revenus des ménages échappe à la source fiscale, soit parce que non imposables ou ayant déjà fait l'objet de prélèvements libératoires (prestations sociales, certains revenus de la propriété, etc.), soit parce que leur montant est trop faible pour faire l'objet d'une taxation. Les revenus agricoles déclarés peuvent de plus être sous-estimés en cas de fraude ou de sous-déclaration – ce qui est assez fréquemment le cas pour les exploitations de petite et moyenne dimension qui optent volontiers pour le régime d'imposition forfaitaire. Les revenus agricoles sont dès lors très mal appréhendés par la source fiscale, ce qui est de nature à biaiser également toute évaluation du revenu global des ménages agricoles et incite à une analyse séparée des revenus agricoles et non agricoles.

La source fiscale ne s'avère ainsi pas pleinement satisfaisante à elle seule pour assurer une bonne connaissance des revenus globaux des familles agriculteurs,

notamment en ce qui concerne les revenus retirés par ces derniers de l'exploitation agricole. En dépit de ces lacunes, elle constitue cependant une source incontournable lorsqu'il s'agit d'évaluer les divers revenus non agricoles perçus par les ménages agricoles. C'est ce qui a amené l'INSEE à la mettre plus récemment en relation avec les données du *Réseau d'Information Comptable Agricole*.

B.- La source comptable

Créé en 1965, le *Réseau d'Information Comptable Agricole* (RICA) est une enquête réalisée selon des principes et des règles communs dans chacun des Etats membres de l'Union Européenne. Mise en œuvre en France depuis 1968, cette source fournit annuellement, pour chaque exploitation agricole enquêtée, un ensemble conséquent de données structurelles et comptables, permettant d'appréhender de manière satisfaisante le fonctionnement micro-économique des exploitations et d'assurer un suivi annuel des principaux résultats, des charges et des capitaux engagés.

Le champ couvert par le RICA s'avère toutefois plus restreint que celui du *Recensement Général de l'Agriculture* et des enquêtes « *Structures* », puisqu'il ne s'intéresse qu'aux seules exploitations appartenant au champ de l'agriculture professionnelle, les exploitations relevant de l'agriculture de complément et de préretraite étant écartées. A l'instar du RGA ou des enquêtes « *Structures* », l'appartenance au champ de l'agriculture professionnelle est appréciée à l'aune de deux critères, à savoir un critère de main d'œuvre – les exploitations employant l'équivalent d'au moins 0,75 unité annuelle de travail²¹ – et un critère de dimension économique minimale – les exploitations dont la dimension économique excède 12 hectares-équivalent-blé. Le champ couvert demeure cependant suffisamment large, puisque l'agriculture professionnelle concernait, au cours de la dernière décennie, près de 60 %

²¹ Une *Unité-Travail-Année* (UTA) correspond à la quantité de travail fournie par un travailleur occupé durant une année, à raison de 300 jours par an ou de 2200 heures de travail annuel

des exploitations²² et que la production réalisée par les exploitations professionnelle représentait, au cours de cette période, près de 95 % de la production du secteur agricole. Comme pour les enquêtes « *Structures* », l'échantillon du RICA est construit selon la méthode des quotas, en adoptant trois critères principaux de sélection : la localisation, l'orientation technico-économique et la classe de dimension économique. Une telle stratification de l'échantillon est destinée à permettre une représentation fiable de la structure des exploitations appartenant au champ observé, tant au niveau régional qu'au niveau national.

Le principal attrait du RICA réside dans le grand nombre de variables recueillies, et à la fiabilité qu'assure la procédure comptable de collecte de l'information. Sa principale faiblesse tient toutefois à l'exclusion d'un certain nombre d'exploitations, en particulier des unités de production les plus modestes. De plus, le recrutement ne se faisant pas sur la base d'un échantillon aléatoire, le RICA peut toujours être suspecté – à juste titre – de biais, liés à l'acceptation de tenue de comptabilité. Le RICA constitue toutefois la meilleure source d'information micro-économique disponible dans le contexte français en matière de revenus agricoles, même si elle ne permet pas d'appréhender les revenus extérieurs des agriculteurs, puisque aucune question relative à ce type de revenus n'est adjointe au questionnaire. C'est ce qui motive sa mise en relation avec la source fiscale.

C.- Les opérations d'appariement

A la différence du *Recensement Général de l'Agriculture* ou des Enquêtes « *Structures* », l'information fiscale n'a pas été collectée par enquête directe auprès des foyers d'agriculteurs présents dans le RICA, mais est le fruit d'une recherche administrative dans les déclarations fiscales déposées par ces mêmes foyers auprès des

²² Pour mémoire (cf. *tableau 3.1.2*), l'agriculture professionnelle est ainsi évaluée à 528 600 exploitations dans l'enquête « *Structures* » de 1990 (sur un effectif total de 923 600 exploitations, soit 57,2 % des exploitations), et à 407 000 exploitations dans l'enquête « *Structures* » de 1997 (sur 679 800 exploitations au total, soit 59,9 % des exploitations).

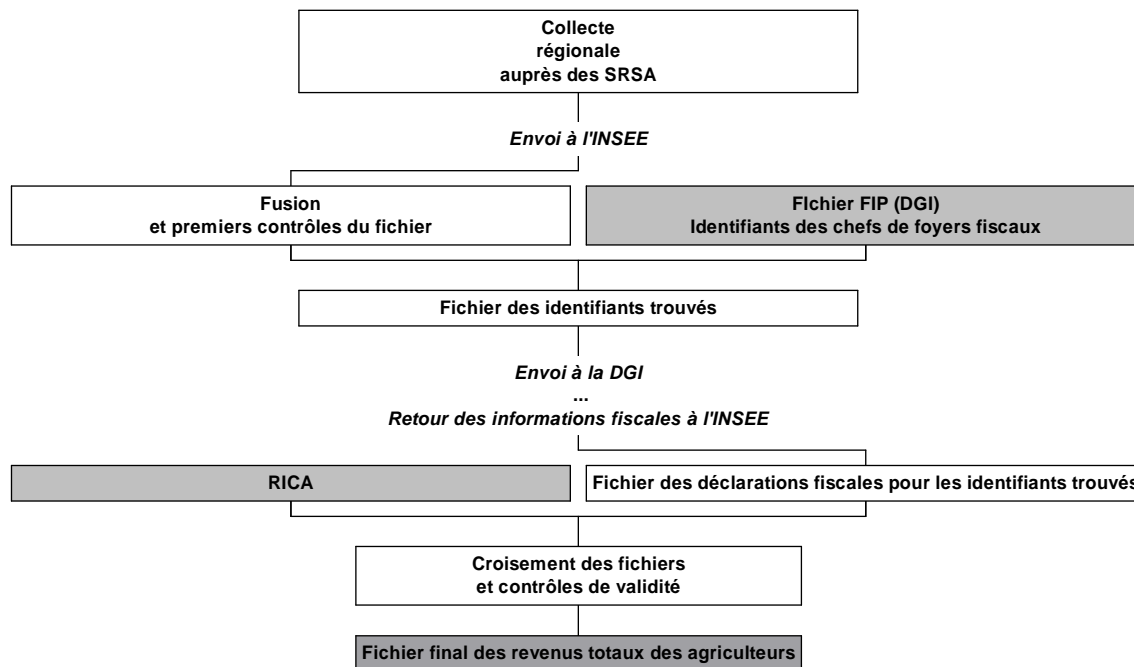
services fiscaux. Cette procédure de collecte de l'information, particulièrement longue²³ et fastidieuse, a exigé l'intervention et l'étroite collaboration de trois institutions publiques : le *Service Central des Enquêtes et Etudes Statistiques* (SCEES, Ministère de l'Agriculture), la *Direction Générale des Impôts* (DGI, Ministère des finances) et l'*Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques* (INSEE). La *figure 3.2.1* décrit, de manière très schématique, le déroulement général de ces enquêtes.

Le SCEES a ainsi procédé dans une **première étape** à la collecte, auprès des *Services Régionaux de la Statistique Agricole* (SRSA) en charge de la gestion à l'échelon régional du RICA, des divers éléments nécessaires à l'identification des chefs d'exploitations (noms, adresses et dates de naissance). Une fois collectées, ces informations ont été transmises à l'INSEE, qui a procédé à la fusion des (vingt) fichiers régionaux. L'INSEE a alors pu rapprocher, dans une **seconde étape**, ce fichier national avec le *fichier des identifiants fiscaux permanents* (FIP), préalablement fourni par la *Direction Générale des Impôts*. L'INSEE a dès lors été en mesure de déterminer l'identifiant fiscal associé à chacun des foyers d'agriculteurs enquêtés et d'obtenir de la DGI en retour, pour chaque foyer fiscal identifié, une extraction du fichier fiscal annuel comprenant les principales informations contenues dans leur déclaration de revenus (imprimé n° 2042), ainsi que des éléments relatifs aux revenus fonciers, qui font l'objet d'une déclaration séparée aux services fiscaux (imprimé n° 2044)²⁴. L'INSEE a alors pu enfin procéder dans une **troisième et dernière étape** à la mise en relation des données fiscales et comptables, donnant naissance au *fichier final des revenus totaux des agriculteurs*.

²³ La disponibilité des données n'intervient au mieux qu'à l'issue d'une période de trois années à compter de la clôture de l'exercice comptable. Pour ce qui concerne l'appariement proprement dit la durée de réalisation des opérations excède une année.

²⁴ Ces informations sont en effet absentes des données administratives habituellement transmises par la *Direction Générale des Impôts* (DGI). Un questionnaire relatif aux revenus fonciers des agriculteurs a par conséquent dû être élaboré, afin de collecter des résultats bruts, mais permettant également de décomposer plus finement ce type de revenus (afin d'opposer notamment les revenus des propriétés rurales et les revenus des propriétés urbaines).

Figure 3.2.1.
Déroulement général des opérations d'appariement RICA–source fiscale



Source : d'après INSEE (2000)

Ce *fichier final des revenus totaux des agriculteurs* permet de disposer, pour chaque foyer fiscal, de trois sources d'information complémentaires, à savoir :

- des données du RICA, relatives aux résultats agricoles et aux principales caractéristiques structurelles, économiques et financières des exploitations ;
- des données fiscales, permettant d'appréhender les revenus non liés à l'activité agricole ;
- et d'informations relatives aux revenus fonciers.

Compte tenu du caractère éminemment confidentiel des données fiscales collectées, les différents partenaires de l'enquête ont été amenés à subir des contraintes fortes, émanant du *Conseil National de l'Information Statistique (CNIS)*, afin de préserver, tout au long de la procédure d'appariement, la confidentialité et l'anonymat des informations collectées.

Le champ couvert par les appariements RICA–source fiscale se confond – par construction – avec celui du RICA, à savoir l’agriculture professionnelle. Mais les deux *Etudes sur les revenus des foyers d’agriculteurs* se différencient toutefois par le fait que seules les exploitations constituées sous la forme juridique d’*exploitations individuelles* ont été prises en considération lors des opérations d’appariement de 1991, les exploitations organisées sous une forme juridique différente – tels les Groupements Agricoles d’Exploitation en Commun (GAEC), les Exploitations Agricoles à Responsabilité Limitée (EARL) et les autres formes sociétaires – ayant alors été écartées du champ de l’étude. Le développement particulièrement rapide des exploitations organisées sous forme sociétaire au cours la décennie 1990 a fortement incité les initiateurs de l’enquête à prendre explicitement en compte ces dernières lors des opérations d’appariement 1997, mais le SCEES et l’INSEE se sont alors heurtés à d’importantes difficultés, tenant principalement à l’identification correcte des associés minoritaires et à l’évaluation de la part qui incombe à chaque associé dans une entreprise sociétaire²⁵.

Après contrôle des données, le *fichier final des revenus totaux des agriculteurs 1991* (tableau 3.2.1) est composé d’observations relatives à 5 783 exploitations individuelles, sur les 7 468 exploitations que compte le RICA à cette date (soit 77,4 % de l’échantillon RICA), dont 6 450 exploitations individuelles (soit 89,7 % de ce sous-échantillon particulier). Les opérations d’appariement 1997 impliquent quant à elles – toujours après contrôle des données – 6 218 exploitations, sur les 7 572 exploitations représentées dans le RICA à cette date (soit 82,1 % de l’échantillon RICA). Les données fiscales ont ainsi pu être collectées pour 4 487 exploitations individuelles (sur les 5 284 exploitations individuelles alors présentes dans le RICA, soit 84,9 % de ce sous-

²⁵ La prise en compte des formes sociétaires a rendu la procédure d’appariement 1997 plus complexe. Elle a en effet contraint le SCEES à faire procéder par les *Services Régionaux de la Statistique Agricole* à la réalisation d’une enquête complémentaire, destinée à recueillir toutes les informations nécessaires à l’identification des associés et retrouver les déclarations fiscales correspondantes.

échantillon) et 1 731 exploitations organisées sous forme sociétaire (sur les 2 288 alors présentes dans le RICA, soit 75,7 % de ce sous-échantillon).

Tableau 3.2.1.

Champ et effectifs des appariements RICA–source fiscale 1991 et 1997

	Appariement RICA-source fiscale 1991	Appariement RICA-source fiscale 1997
Champ	Agriculture professionnelle : - Exploitations individuelles uniquement	Agriculture professionnelle : - Exploitations individuelles - Exploitations sociétaires
RICA	7 468 exploitations, dont : - 6 450 exploitations individuelles - 1 018 exploitations sociétaires	7 572 exploitations, dont : - 5 284 exploitations individuelles - 2 288 exploitations sociétaires
« Fichier final »	5 783 exploitations (exploitations individuelles uniquement)	6 218 exploitations, dont : - 4 487 exploitations individuelles - 1 731 exploitations sociétaires

Source : SCEES, RICA 1991 et 1997

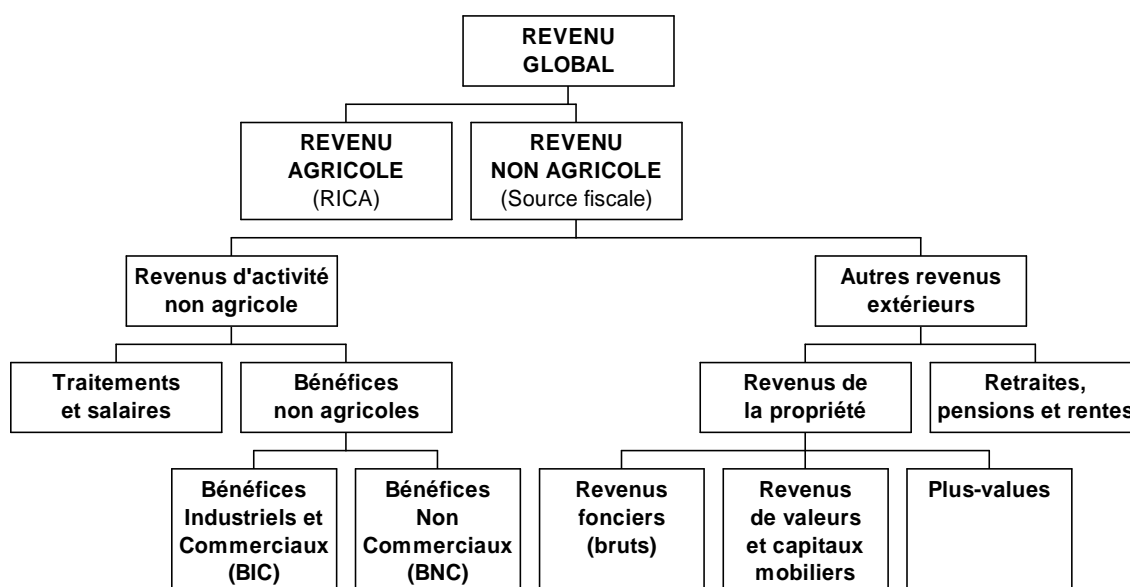
INSEE-SCEES-DGI, *Etudes sur les revenus des foyers d'agriculteurs 1991 et 1997*

La mise en relation des sources comptable et fiscale pose également avec une certaine acuité la question de l'unité statistique obtenue, dès lors que l'unité d'analyse du RICA est l'exploitation agricole, alors qu'il s'agit, dans la source fiscale, du foyer fiscal. Lors de la collecte des données fiscales, l'INSEE a en effet procédé à la collecte des seules déclarations fiscales des chefs d'exploitation. Le foyer fiscal recouvre quant à lui le chef de foyer, ainsi que (le cas échéant) son conjoint et les personnes considérées comme légalement à sa charge. En conséquence, le fichier ne permet pas d'appréhender les revenus extérieurs perçus par l'ensemble des personnes recensées sur l'exploitation si ces dernières n'appartiennent pas au foyer fiscal du chef d'exploitation. L'unité d'analyse obtenue est ainsi le « *foyer-exploitation* ».

Notre objectif final étant la construction (*cf. section 3*), à partir des données du RICA et des appariements RICA–Source fiscale de 1991 et de 1997, d'un panel d'exploitations agricoles couvrant la période 1991-1997, le champ de l'étude a dès à présent été circonscrit aux seules exploitations individuelles relevant du champ de l'agriculture professionnelle. Ce choix, avant tout motivé par l'exclusion des formes sociétaires de l'appariement 1991, permet également d'éviter d'importants écueils méthodologiques, liés en particulier au traitement à réserver aux exploitations sociétaires, dès lors qu'existent alors plusieurs déclarations fiscales pour une même exploitation.

Les *Etudes sur les revenus des foyers d'agriculteurs* de 1991 et 1997 ne contiennent, à la différence du *Recensement Général de l'Agriculture* et des enquêtes « *Structures* », aucune information directement utilisable concernant l'exercice (ou non) d'une activité professionnelle hors de l'exploitation, à titre principal ou secondaire, par les différents membres du foyer fiscal. Ils permettent uniquement de disposer des revenus agricoles (par le biais du RICA) et non agricoles (par le biais de la source fiscale) perçus par ces foyers. La construction d'une typologie des ménages agricoles en matière d'emploi doit par conséquent s'appuyer sur une décomposition par source du revenu global déclaré par ces foyers (figure 3.2.2.). Ce *revenu global* est défini très simplement comme la somme de l'ensemble des revenus perçus par les différents membres du foyer fiscal rattaché à l'exploitation agricole, en opposant le *revenu agricole* d'une part, les *revenus non agricoles* d'autre part.

Figure 3.2.2.
Décomposition par source du revenu global des foyers d'agriculteurs



Le *revenu agricole* est directement estimé à partir de la source comptable. L'indicateur retenu dans cette étude au *Résultat Courant Avant Impôt* (RCAI), augmenté des dotations aux amortissements et provisions et diminué des cotisations

sociales personnelles de l'exploitant²⁶. La source comptable a très naturellement été préférée à la source fiscale, du fait de l'imposition d'un certain nombre d'exploitations au régime du forfait agricole.

Les informations relatives aux *revenus non agricoles* perçus par les membres du foyer d'agriculteur sont, pour leur part, obtenues par le biais de la source fiscale. Il s'agit par conséquent uniquement de revenus imposables ou n'ayant pas fait l'objet de prélèvements libératoires, avant déduction, abattements fiscaux et redistribution des transferts sociaux. Au sein de cette catégorie de revenus, il convient encore d'opposer les *revenus d'activité non agricole* aux *autres revenus extérieurs*. Les *revenus d'activité non agricole* sont composés des *traitements et salaires* et des *bénéfices non agricoles* (eux-mêmes définis comme la somme des *Bénéfices Industriels et Commerciaux* (BIC) et des *Bénéfices Non Commerciaux* (BNC), lorsque ces bénéfices ne sont pas fiscalement considérés comme un prolongement de l'activité agricole). Les *autres revenus extérieurs* comprennent les *retraites, pensions et rentes* et les *revenus de la propriété (revenus fonciers bruts, revenus de valeurs et capitaux mobiliers et plus-values ou moins-values* obtenues dans le cadre du patrimoine non professionnel).

La solution retenue pour l'élaboration d'une typologie des foyers d'agriculteurs en matière de pluriactivité a ainsi consisté à définir dans une première étape, pour l'exploitant et son conjoint, un revenu individuel d'activité extérieure – calculé par agrégation des *traitements et salaires* et des *bénéfices non agricoles* déclarés par chacun des conjoints –, destiné à être comparé ensuite à un seuil de revenu, jugé significatif et correspondant à la rémunération d'une activité professionnelle exercée à quart-temps hors de l'exploitation. Le seuil retenu correspond plus concrètement au quart du *salaire*

²⁶ Ce choix est motivé par un souci d'homogénéité des données, puisque les revenus d'activité non agricole sont déclarés, nets de cotisations sociales. Notons encore que le concept de revenu agricole retenu prend en considération, par le biais du résultat courant avant impôt, certaines activités de diversification réalisées par le foyer d'agriculteurs, dès lors que ces activités ont lieu sur l'exploitation et se situent dans le prolongement direct de l'activité agricole (agritourisme, par exemple) et que les revenus retirés de ces activités de diversification n'excèdent pas un certain montant.

annuel net par salarié, publié annuellement par l'INSEE dans les *Comptes de la Nation*, soit 26 700 francs (4 070 €) environ pour 1991 (INSEE, 1992) et 31 200 francs (4 760 €) environ pour 1997 (INSEE, 1998). L'exploitant et/ou son conjoint sont supposés pluriactifs dès lors que le revenu d'activité extérieure perçu excède le seuil de revenu retenu pour l'année considérée. Quatre cas polaires peuvent alors être schématiquement distingués :

- aucun conjoint n'est concerné par l'exercice d'une activité non agricole ;
- seul le chef est concerné par l'exercice d'une activité non agricole ;
- seul le conjoint est concerné par l'exercice d'une activité non agricole ;
- les deux conjoints sont concernés par l'exercice d'une activité non agricole.

La définition de la pluriactivité est ensuite étendue dans une seconde étape à l'ensemble du foyer fiscal en considérant très simplement comme pluriactifs tous les foyers dont un membre du couple au moins (l'exploitant et/ou son conjoint) est concerné par l'exercice d'une activité non agricole. Il convient toutefois de noter que la définition de la pluriactivité retenue dans cette étude s'avère plutôt extensive puisqu'elle recouvre, outre l'exercice d'une activité professionnelle hors de l'exploitation *stricto sensu*, certaines activités de diversification entreprises sur le site même de l'exploitation (transformation de produits agricoles, location de gîtes ruraux, etc.), dès lors que les revenus qu'elles engendrent excèdent un certain seuil, défini par l'administration fiscale.

D.- Importance de la pluriactivité et principales caractéristiques des exploitations

Afin de pouvoir apprécier l'ampleur de la pluriactivité dans la source employée et de proposer quelques éléments chiffrés relatifs à la composition du revenu global perçu par les foyers d'agriculteurs selon leur statut en matière d'emploi, les variables issues du RICA ont fait l'objet d'un lissage sur trois exercices (1989-90-91 pour l'appariement 1991, 1995-96-97 pour l'appariement 1997), de manière à mieux contenir les

fluctuations du revenu agricole, qui peuvent s'avérer de grande ampleur. De plus, toutes les valeurs monétaires ont été exprimées en « francs constants 1997 » au moyen du déflateur de prix du PIB, puis converties en « euros constants 1997 », en adoptant la parité définitive de 1 € = 6,55957 FRF²⁷.

Les évolutions de la pluriactivité mises en évidence à partir des données des appariements RICA–Source fiscale de 1991 et de 1997 (*tableau 3.2.2*) sont globalement conformes à celles observées au cours de la dernière décennie dans le champ de l'agriculture professionnelle à partir des données des recensements agricoles ou des enquêtes « *Structures* » (*cf.* section précédente). La pluriactivité progresse en effet dans le champ considéré, puisque les effectifs concernés, qui constituaient 20,7 % de l'échantillon en 1991, atteignent finalement 24,6 % de l'échantillon en 1997²⁸. Les résultats obtenus tendent également à confirmer le recul des situations de double-activité du chef d'exploitation (de 24,1 % des cas de pluriactivité en 1991 à 17,4 % en

²⁷ Le lissage des données sur trois exercices et le choix de ne retenir que les seules exploitations individuelles conduisent à la perte d'un nombre relativement conséquent d'exploitations. En considérant les échantillons complets et en l'absence de lissage, on obtient :

Sur les 5 783 foyers de l'appariement 1991, on dénombre :

- 4 567 foyers monoactifs (soit 79,0 % de l'échantillon)
- 1 216 foyers pluriactifs (soit 21,0 % de l'échantillon), dont 279 foyers concernés par la pluriactivité du chef d'exploitation uniquement (22,9 % des cas de pluriactivité), 890 foyers concernés par la pluriactivité du conjoint uniquement (73,2 % des cas de pluriactivité) et 47 foyers concernés par la pluriactivité des deux conjoints (3,9 % des cas de pluriactivité).

Sur les 7 572 foyers de l'appariement 1997, on dénombre :

- 5 569 foyers monoactifs (soit 73,5 % de l'échantillon)
- 2 003 foyers pluriactifs (soit 26,5 % de l'échantillon), dont 308 foyers concernés par la pluriactivité du chef uniquement (15,4 % des cas de pluriactivité), 1 551 foyers concernés par la pluriactivité du conjoint uniquement (77,4 % des cas de pluriactivité) et 144 foyers concernés par la pluriactivité des deux conjoints (7,2 % des cas de pluriactivité).

Rappelons encore que les situations de pluriactivité prises en considération dans l'appariement 1997 recouvrent outre les foyers d'exploitants individuels, les foyers de premiers coexploitants des exploitations organisées sous forme sociétaire.

²⁸ L'ampleur de la pluriactivité tend cependant à être sous-estimée, la part des exploitations pluriactives étant évaluée dans le champ de l'agriculture professionnelle (à partir des enquêtes « *Structures* ») à 21,1 % en 1990 et à 30,2 % en 1997. Ces divergences, mineures en 1991 mais plus conséquentes en 1997, ne peuvent être imputées à l'exclusion des formes sociétaires et au lissage des données sur trois exercices, puisque les résultats « bruts », obtenus sans ces opérations de retraitement des données, évaluent la part

1997), au bénéfice des situations de pluriactivité du conjoint (de 71,7 % des cas de pluriactivité en 1991 à 76,9 % en 1997) et, dans une moindre mesure, des situations plus marginales de pluriactivité des deux conjoints (de 4,1 % des cas de pluriactivité en 1991 à 5,7 % en 1997)²⁹.

Le *revenu global* tend à être supérieur pour les foyers concernés par la pluriactivité (tableau 3.2.2). Il s'élève en effet à 33 500 € en moyenne pour les foyers monoactifs en 1991 (et 40 800 € pour les foyers monoactifs en 1997), pour atteindre 42 500 € pour les foyers pluriactifs en 1997 (et 55 000 € pour les foyers pluriactifs en 1997). Très logiquement, le revenu global perçu par les foyers monoactifs est presque exclusivement retiré de l'activité agricole, le *revenu agricole brut* s'élevant à 30 700 € pour les foyers monoactifs en 1991 (soit 91,6 % de leur revenu global) et à 38 400 € pour les foyers monoactifs en 1997 (soit 94,1 % de leur revenu global), contre 25 700 € pour les foyers pluriactifs en 1991 (soit 60,5 % seulement de leur revenu global) et 36 200 € pour les foyers pluriactifs en 1997 (soit 65,8 % de leur revenu global). Les *revenus non agricoles* ne s'élèvent ainsi qu'à 2 800 € en moyenne pour les foyers monoactifs en 1991 (et 2 400 € pour les foyers monoactifs en 1997), mais atteignent 16 800 € pour les foyers pluriactifs en 1991 (et même 18 700 € pour les foyers pluriactifs en 1997). Pour les foyers pluriactifs en 1991, ces revenus sont composés à hauteur de 83,9 % de *revenus d'activité non agricole* (14 100 euros en moyenne), cette proportion atteignant même 89,8 % pour les foyers pluriactifs en 1997 (avec 16 800 € environ). Il s'agit pour l'essentiel de revenus salariaux – la part des traitements et salaires représentant 82 % du revenu d'activité extérieure –, essentiellement perçus par le conjoint du chef d'exploitation, les bénéficiaires non agricoles étant pour leur part plus

de la pluriactivité dans l'échantillon à 21,0 % en 1991 et à 26,5 % en 1997 (cf. note de bas de page précédente).

²⁹ Une fois encore, ces évolutions sont conformes à celles mises en évidence à partir des enquêtes « Structures » de 1990 et 1997, même si les situations de pluriactivité du conjoint tendent à être sur-représentées dans la source employée, au détriment des cas de double-activité du chef d'exploitation et de pluriactivité des deux conjoints. Pour mémoire, les situations de pluriactivité du conjoint progressent d'après les enquêtes « Structures » de 62,9 % des cas de pluriactivité en 1990 à 67,6 % en 1997, les

volontiers déclarés par ce dernier. Enfin, les *autres revenus extérieurs*, qui représentent 85,7 % du revenu non agricole perçu par les foyers monoactifs en 1991 – et même 87,5 % du revenu extérieur des foyers monoactifs en 1997 – sont essentiellement composés de revenus de la propriété (revenus de capitaux mobiliers, revenus fonciers et plus-values) et plus marginalement de retraites.

Les données du RICA permettent également d’apporter un éclairage particulièrement intéressant concernant les relations susceptibles de lier le statut des foyers d’agriculteurs en matière de pluriactivité et certaines de leurs caractéristiques individuelles et familiales. Les résultats obtenus en coupe instantanée à partir des appariements RICA–Source fiscale de 1991 et 1997 (*tableau 3.2.3*) sont conformes à ceux des études réalisées antérieurement, notamment en ce qui concerne les effets de l’âge, du capital humain ou de la taille de la famille sur les décisions de pluriactivité (Lass, Findeis et Hallberg, 1991).

situations de pluriactivité des deux conjoints de 11,4 % en 1990 à 12,3 % en 1997, alors même que les situations de double-activité du chef d’exploitation se réduisent de 25,8 % en 1990 à 20,1 % en 1997.

Tableau 3.2.2.

Décomposition du revenu global des foyers d'agriculteurs en fonction de leur position dans la typologie en 1991 et 1997
(Moyennes, milliers d'euros constants 1997)

	Statut des exploitations en 1991					Statut des exploitations en 1997						
	Foyers pluriactifs					Ensemble de l'échantillon 1991	Foyers pluriactifs					Ensemble de l'échantillon 1997
	Foyers monoactifs	Chef uniquement	Conjoint uniquement	Chef et conjoint	Total foyers pluriactifs		Foyers monoactifs	Chef uniquement	Conjoint uniquement	Chef et conjoint	Total foyers pluriactifs	
Effectifs	3257	205	609	35	849	4106	2636	149	660	49	858	3494
Revenu agricole (brut)	30,7	26,7	25,8	19,2	25,7	29,7	38,4	30,7	37,9	30,4	36,2	37,9
Revenus non agricoles	2,8	19,0	15,0	35,0	16,8	5,7	2,4	19,9	17,3	34,9	18,7	6,4
<i>Dont rev. d'activité non agr.</i>	0,4	14,9	13,0	27,4	14,1	3,2	0,5	17,0	15,8	30,7	16,8	4,5
dont salaires	0,3	8,5	12,1	21,9	11,6	2,6	0,4	10,5	13,9	22,2	13,8	3,7
- chef d'exploitation	0,1	8,2	0,1	9,6	2,4	0,6	0,1	10,1	0,1	9,5	2,4	0,7
- conjoint	0,1	0,2	11,9	12,2	9,1	2,0	0,2	0,2	13,5	12,4	11,2	2,9
dont bénéfiques non agricoles	0,1	6,4	0,9	5,6	2,4	0,6	0,0	6,5	1,9	8,5	3,1	0,8
- chef d'exploitation	0,1	6,4	0,1	5,6	1,8	0,4	0,0	6,5	0,0	7,5	1,5	0,4
- conjoint	0,0	0,0	0,9	0,0	0,6	0,1	0,0	0,0	1,9	1,0	1,5	0,4
<i>Dont revenus de la propriété</i>	1,9	3,6	1,9	7,4	2,5	2,0	1,4	2,4	1,4	4,0	1,7	1,5
- revenus des cap. mob.	1,0	1,0	0,7	6,6	1,0	1,0	0,6	0,5	0,6	2,8	0,7	0,6
- revenus fonciers	0,8	2,0	0,9	0,9	1,2	0,9	0,6	1,0	0,8	0,4	0,8	0,7
- plus-values	0,1	0,6	0,3	0,0	0,4	0,1	0,2	1,0	0,1	0,9	0,3	0,2
<i>Dont retraites</i>	0,5	0,5	0,1	0,1	0,2	0,4	0,5	0,4	0,1	0,2	0,2	0,4
Revenu global	33,5	45,7	40,8	54,2	42,5	35,4	40,8	50,6	55,2	65,3	55,0	44,3

Source : SCEES, RICA 1991 et 1997

INSEE-SCEES-DGI, *Etudes sur les revenus des foyers d'agriculteurs* 1991 et 1997

Les chefs d'exploitation dont le foyer est concerné par la pluriactivité sont ainsi plus jeunes et tendent à être mieux formés que leurs homologues monoactifs. L'âge moyen du chef d'exploitation s'établit en effet à 40,7 ans pour les foyers pluriactifs en 1991 (43,4 ans pour les foyers pluriactifs en 1997), contre 45,2 ans pour les foyers monoactifs en 1991 (45,8 ans pour les foyers monoactifs en 1997). La pluriactivité s'accompagne également d'un niveau supérieur de formation, puisque la fréquence de la pluriactivité croît avec le niveau de formation – générale comme agricole – du chef d'exploitation (moindre représentation des chefs non ou faiblement qualifiés, sur-représentation des chefs hautement qualifiés). Ce résultat est conforme aux enseignements de la théorie du capital humain, puisqu'un niveau de formation élevé ouvre des opportunités d'emplois – ou des opportunités d'emplois mieux rémunérés – hors de l'exploitation, ce qui constitue un facteur propice à l'occupation d'un emploi hors de l'exploitation. La source statistique employée ne permet cependant pas de disposer du degré de qualification du conjoint, mais il est néanmoins raisonnable de supposer que ce dernier soit – du moins partiellement – corrélé à celui du chef d'exploitation.

Tableau 3.2.3.
Caractéristiques individuelles et familiales des chefs d'exploitation

	Statut en 1991			Statut en 1997		
	Foyers monoactifs	Foyers pluriactifs	Ensemble	Foyers monoactifs	Foyers pluriactifs	Ensemble
Age moyen du chef	45,2	40,7	44,2	45,8	43,4	45,2
Nombre de parts fiscales	2,5	2,9	2,6	2,3	2,9	2,5
Formation agricole						
Aucune	87,2%	12,8%	100,0%	84,0%	16,0%	100,0%
Primaire	81,3%	18,7%	100,0%	77,5%	22,5%	100,0%
Secondaire courte	72,2%	27,8%	100,0%	71,8%	28,2%	100,0%
Secondaire longue et supérieure	64,9%	35,1%	100,0%	66,7%	33,3%	100,0%
Formation générale						
Aucune	82,8%	17,2%	100,0%	82,0%	18,0%	100,0%
Primaire	82,1%	17,9%	100,0%	77,7%	22,3%	100,0%
Secondaire courte	73,6%	26,4%	100,0%	72,4%	27,6%	100,0%
Secondaire longue et supérieure	56,8%	43,2%	100,0%	65,8%	34,2%	100,0%
Ensemble	79,3%	20,7%	100,0%	75,4%	24,6%	100,0%

Source : SCEES, RICA 1991 et 1997

INSEE-SCEES-DGI, Etudes sur les revenus des foyers d'agriculteurs 1991 et 1997

La dimension de la famille, appréciée à l'aune du nombre de parts fiscales, semble également constituer un facteur propice à la diversification des sources de revenus. Le nombre moyen de parts fiscales s'établit en effet à 2,5 pour les foyers monoactifs en 1991 (et même 2,3 pour les foyers monoactifs en 1997), alors qu'il atteint 2,9 pour les

foyers pluriactifs (en 1991 comme en 1997). Mais cette conclusion demeure toutefois à nuancer, dans la mesure où le nombre plus faible de parts fiscales observé pour les foyers monoactifs peut, plus simplement, renvoyer à une fréquence supérieure d'exploitants célibataires ou proches de la retraite, n'ayant pas (ou plus) d'enfants à charge.

La décision (ou non) d'exercer une activité professionnelle hors de l'exploitation est enfin susceptible d'être liée à certaines caractéristiques de l'exploitation agricole. Les exploitations concernées par la pluriactivité sont ainsi caractérisées par une main d'œuvre moins abondante. Les exploitations monoactives emploient en effet 1,7 actifs à temps plein environ, contre 1,5 actifs à temps plein pour les exploitations pluriactives. L'importance de la main d'œuvre familiale peut être évaluée à 1,4 actifs à temps plein environ pour les foyers monoactifs, contre moins de 1,2 actifs à temps plein sur les exploitations pluriactives. Le différentiel de main d'œuvre (totale comme familiale) correspond ainsi *grosso modo* à un emploi à quart temps ce qui est, somme toute, plutôt faible. Les préférences des membres des foyers d'agriculteurs pour le travail sur l'exploitation peuvent justifier l'importance de leur contribution aux travaux agricoles, en dépit de l'occupation d'un emploi hors de l'exploitation. L'importance de cette participation peut également s'expliquer par le calendrier de l'activité agricole, et notamment par l'existence de pics saisonniers de travail, qui peuvent ponctuellement exiger la mobilisation de l'ensemble de la force de travail familiale.

Ces différences observées en terme de main d'œuvre familiale et totale jouant en défaveur des exploitations pluriactives laisseraient *a priori* présager une dimension réduite des exploitations pluriactives. Il y aurait d'abord un effet *ex ante* où la dimension réduite de l'exploitation peut être à l'origine de la décision de pluriactivité, afin de compenser la faiblesse chronique du revenu agricole ; il y aurait ensuite un effet *ex post* dans la mesure où la décision de pluriactivité peut conduire à la mise en œuvre de techniques de production mettant en jeu des quantités réduites de travail, ce qui a pour conséquence une réduction de la production.

Tableau 3.2.4.
Principales caractéristiques structurelles des exploitations

	Statut en 1991			Statut en 1997		
	Foyers monoactifs	Foyers pluriactifs	Ensemble	Foyers monoactifs	Foyers pluriactifs	Ensemble
SAU totale (en ha)	51,7	50,8	51,5	62,9	67,1	64,0
SAU par UTA	30,3	33,2	30,9	36,8	45,0	38,5
Marge brute standard (1)	50,9	49,8	50,7	62,6	61,3	62,3
Classe de dimension économique						
Moins de 12 heb			Hors champ RICA			
De 12 à moins de 24 heb	76,9%	23,1%	100%	75,4%	24,6%	100%
De 24 à moins de 60 heb	79,3%	20,7%	100%	75,2%	24,8%	100%
De 60 à moins de 150 heb	80,2%	19,8%	100%	75,8%	24,2%	100%
150 heb et plus	79,1%	20,9%	100%	75,4%	24,6%	100%
Ensemble des exploitations	79,3%	20,7%	100%	75,4%	24,6%	100%
Nombre total d'actifs (UTA)	1,71	1,53	1,67	1,71	1,49	1,66
dont actifs familiaux (UTANS)	1,44	1,18	1,39	1,37	1,12	1,31
Produit brut (2)	96,8	91,0	95,6	119,1	116,2	118,4
Produit brut par ha (2)	1,9	1,8	1,9	1,9	1,7	1,9

(1) en milliers d'UCE ; (2) en milliers d'euros constants 1997

Source : SCEES, RICA 1991 et 1997

INSEE-SCEES-DGI, Etudes sur les revenus des foyers d'agriculteurs 1991 et 1997

La pluriactivité ne semble pas être, dans les faits, l'apanage des exploitations de faible dimension. Ainsi, la dimension physique de l'exploitation pluriactive moyenne, approximée par la Superficie Agricole Utile (SAU) exploitée, demeure proche en 1991 de celle de l'exploitation monoactive moyenne (50,8 ha contre 51,7 ha respectivement). Ces deux catégories d'exploitation voient leur SAU croître entre 1991 et 1997, devenant même supérieure pour les exploitations pluriactives (67,1 ha contre 62,9 ha pour l'exploitation monoactive moyenne). La dimension économique, appréciée à l'aune de la Marge Brute Standard (MBS), ne permet pas davantage de faire apparaître de différences très nettes entre les deux catégories d'exploitation, la MBS des exploitations pluriactives demeurant toutefois légèrement inférieure pour les exploitations pluriactives (50 900 UCE pour les exploitations monoactives en 1991 contre 49 800 pour les exploitations pluriactives à cette date ; 62 600 UCE pour les exploitations monoactives en 1997, contre 61 300 UCE pour les exploitations monoactives à cette date). Enfin, la prise en compte de la classe de dimension économique ne permet pas plus de faire apparaître de différences notables entre les deux catégories d'exploitations, si ce n'est peut-être une très légère sur-représentation des exploitations pluriactives parmi les exploitations dont la dimension économique est comprise entre 12 et 24 hectares-équivalent-blé.

Le tableau 3.2.4 laisse par contre entrevoir des différences sensibles en terme de rendements, mesurés par le produit brut par hectare. Les montants plus faibles de cet indicateur observés pour les exploitations pluriactives en 1991 et en 1997 suggèrent une propension plus forte à l'extensification de la production dans le cas des foyers pluriactifs. Il est en effet concevable que l'impossibilité pour certaines exploitations d'accéder à un emploi hors de l'exploitation se traduise par une intensification de la production, afin de valoriser au mieux la force de travail familiale, tandis que la pluriactivité semble au contraire s'accompagner d'une extensification de la production.

Tableau 3.2.5.
Orientation technico-économique des exploitations

	Statut en 1991			Statut en 1997		
	Foyers monoactifs	Foyers pluriactifs	Ensemble	Foyers monoactifs	Foyers pluriactifs	Ensemble
Grandes cultures	72,6%	27,4%	100,0%	65,8%	34,2%	100,0%
Maraîchage, Horticulture	81,9%	18,1%	100,0%	80,0%	20,0%	100,0%
Viticulture de qualité	76,7%	23,3%	100,0%	76,7%	23,3%	100,0%
Autre viticulture	65,8%	34,2%	100,0%	78,2%	21,8%	100,0%
Fruits et autres cult. perm.	79,7%	20,3%	100,0%	80,6%	19,4%	100,0%
PRODUCTION VEGETALE	73,9%	26,1%	100,0%	70,7%	29,3%	100,0%
Bovins lait	86,2%	13,8%	100,0%	83,0%	17,0%	100,0%
Bovins élevage et viande	76,9%	23,1%	100,0%	74,1%	25,9%	100,0%
Bovins lait, élevage et viande	88,5%	11,5%	100,0%	88,0%	12,0%	100,0%
Ovins et autres herbivores	84,1%	15,9%	100,0%	79,2%	20,8%	100,0%
Porcins, volailles	86,6%	13,4%	100,0%	80,4%	19,6%	100,0%
PRODUCTION ANIMALE	84,2%	15,8%	100,0%	80,8%	19,2%	100,0%
Polyculture, polyélevage	80,9%	19,1%	100,0%	77,1%	22,9%	100,0%
Ensemble des exploitations	79,3%	20,7%	100,0%	75,4%	24,6%	100,0%

Source : SCEES, RICA 1991 et 1997

INSEE-SCEES-DGI, Etudes sur les revenus des foyers d'agriculteurs 1991 et 1997

L'exercice d'une activité extérieure semble enfin étroitement liée à l'orientation technico-économique de l'exploitation (tableau 3.2.5). La pluriactivité est plus largement répandue sur les exploitations spécialisées en production végétale (où 26,1 % des exploitations sont concernées en 1991 et 29,3 % en 1997), moyennement répandue sur les exploitations non spécialisées de polyculture et polyélevage (où 19,1 % des exploitations sont pluriactives en 1991 et 22,9 % en 1997) et assez faiblement répandue sur les exploitations spécialisées en production animale (où 15,8 % seulement des exploitations sont pluriactives en 1991 et 19,2 % en 1997). La pluriactivité semble ainsi concerner plus volontiers les productions peu exigeantes en main d'œuvre ou présentant

un fort caractère saisonnier – comme en *grandes cultures*, en viticulture ou en *bovins élevage et viande* – et plus rarement les exploitations engagées dans des productions plutôt exigeantes en main d’œuvre et dont les besoins en travail sont mieux répartis sur l’année – comme en *bovins lait*, par exemple.

Section 3.- Construction du panel RICA-Source fiscale 1991-1997

La disponibilité des deux « *Etudes sur les revenus des foyers d'agriculteurs* » de 1991 et 1997 autorise la réalisation de deux types de travaux. La première possibilité consiste à travailler, comme cela a été le cas dans la section précédente, en coupe instantanée en procédant à l'exploitation – séparée ou parallèle – des deux études³⁰. Le caractère historique du *Réseau d'Information Comptable Agricole* ouvre également une seconde possibilité particulièrement intéressante, consistant à travailler sur données de panel. C'est cette dernière éventualité qui a été privilégiée dans le cadre de la présente étude. Le premier paragraphe de cette section détaille ainsi la construction, à partir des données du RICA et des deux appariements RICA-source fiscale, d'un panel cylindré d'exploitations agricoles françaises couvrant la période 1991-1997 (**A.**). Un second paragraphe entend ensuite proposer, à partir de cette source, une nouvelle évaluation de l'ampleur de la pluriactivité dans le champ considéré, mais en tenant désormais explicitement compte de la dimension individuelle (**B.**)

A.- Construction du panel

La **première étape** a consisté en la construction, à partir des données du *Réseau d'Information Comptable Agricole*, d'un échantillon permanent, en imposant aux exploitations du RICA sept années de présence consécutive entre 1991 et 1997. Le *tableau 3.3.1.* retrace l'évolution des effectifs du RICA sur la période 1991–1997.

Tableau 3.3.1.

Evolution 1991-1997 des effectifs du RICA et poids de l'échantillon permanent dans le RICA

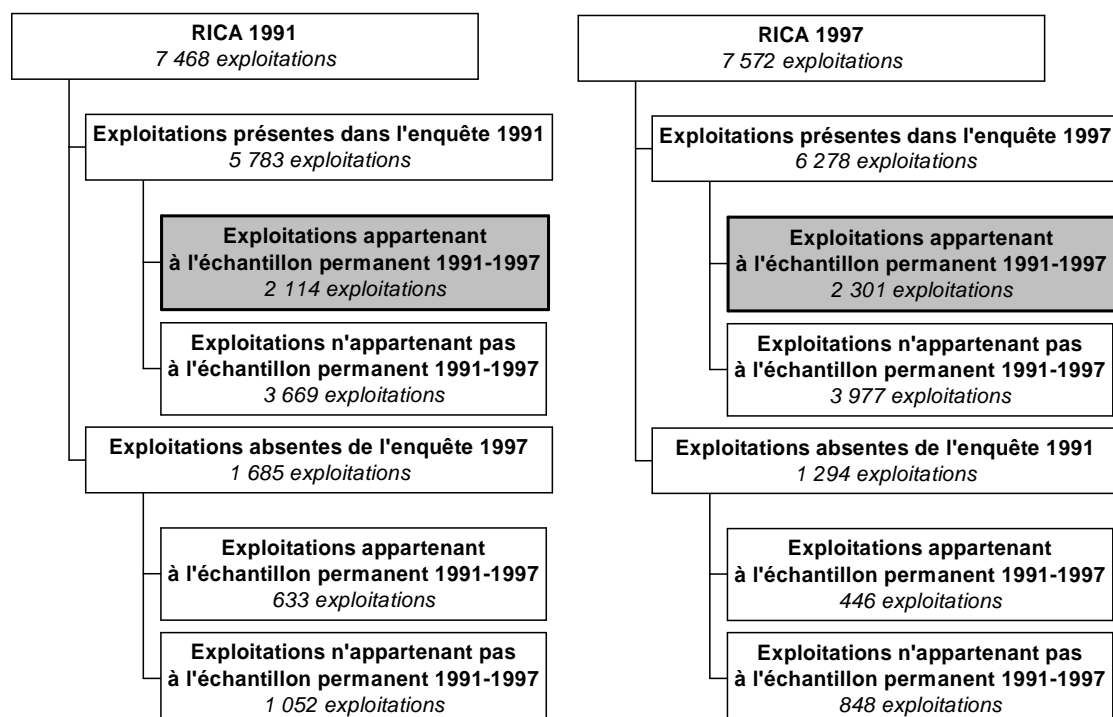
	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997
Nombre d'exploitations présentes dans la RICA	7 468	7 765	7 732	7 906	7 535	7 607	7 572
Nombre d'exploitations de l'échantillon permanent				2 747			
Part des exploitations de l'éch. perm. dans le RICA	36,8%	35,4%	35,5%	34,7%	36,5%	36,1%	36,3%

Source : SCEES, RICA 1991-1997

³⁰ Voir également, par exemple, Pollet (1999), Butault *et al.* (1999), Krebs (2000) ou encore Lavigne (2002).

Cet échantillon permanent est composé de 2 747 exploitations, soit un peu plus du tiers environ des exploitations annuellement présentes dans le RICA au cours de la période considérée. Cet échantillon a ensuite été mis en relation, dans une **seconde étape**, avec les données des deux *Etudes sur les revenus des foyers d'agriculteurs* de 1991 et 1997 (figure 3.3.1).

Figure 3.3.1.
Mise en relation des données de l'échantillon permanent et des appariements 1991 et 1997



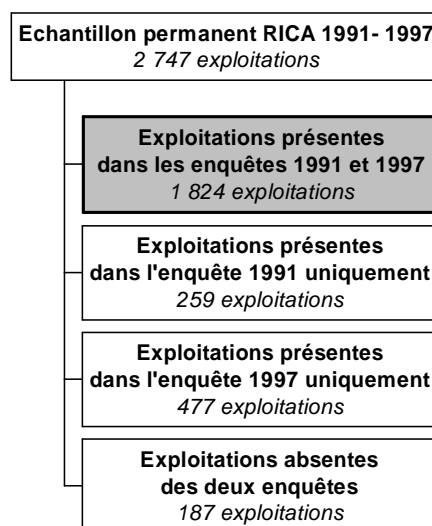
Source : SCEES, RICA 1991 et 1997
INSEE-SCEES-DGI, Etudes sur les revenus des foyers d'agriculteurs 1991 et 1997

Pour 1991, l'information fiscale a ainsi pu être retrouvée pour 2 114 exploitations appartenant à l'échantillon permanent 1991-1997 (soit 28,3 % des exploitations composant le RICA en 1991, 36,6 % des exploitations de l'enquête fiscale de 1991 et 77,0 % des exploitations de l'échantillon permanent). La mise en relation de l'échantillon permanent avec les données de l'appariement 1997 permet quant à elle de disposer de l'information fiscale pour 2 301 exploitations (soit 30,4 % des exploitations composant le RICA 1997, 36,7 % des exploitations de l'enquête fiscale de 1997 et 83,8 % des exploitations de l'échantillon permanent).

Le fait d'imposer une présence simultanée des exploitations de l'échantillon permanent dans les deux appariements ramène enfin (**troisième étape**) les effectifs concernés à 1824 exploitations, soit 66,4 % de l'échantillon permanent (*figure 3.3.2*). Les données fiscales relatives à 259 exploitations présentes uniquement dans l'enquête 1991 (9,4 % de l'échantillon permanent), à 477 exploitations présentes uniquement dans l'enquête 1997 (17,4 % de l'échantillon permanent) et 187 exploitations absentes des deux enquêtes (6,8 % de l'échantillon permanent) n'ont ainsi pu être retrouvées.

Figure 3.3.2.

Mise en relation des données de l'échantillon permanent et des appariements 1991 et 1997



Source : SCEES, RICA 1991 et 1997

INSEE-SCEES-DGI, Etudes sur les revenus des foyers d'agriculteurs 1991 et 1997

L'ensemble des exploitations présentes dans ce panel cylindré devrait, par construction, revêtir le statut juridique d'exploitations individuelles, dès lors que les opérations d'appariement de 1991 concernaient exclusivement ces dernières. Or, un premier contrôle des données, destiné à s'assurer de l'absence d'exploitations sociétaires dans le panel nous a toutefois conduit à l'exclusion de 30 exploitations, ramenant les effectifs du panel à 1 794 exploitations³¹. D'autres opérations de contrôle, portant sur un certain nombre de ratios comptables et financiers (endettement et

structure du bilan principalement), ont encore entraîné l'exclusion de 82 exploitations supplémentaires, ramenant **définitivement** les effectifs du panel à 1 712 exploitations.

B.- Importance de la pluriactivité

L'information disponible pour chaque exploitation étudiée se compose de l'ensemble des variables structurelles, économiques et financières contenues dans le RICA sur la période 1991-1997, ainsi que des variables présentes dans la source fiscale (et par conséquent le statut en matière de pluriactivité du foyer d'agriculteur) en début et en fin de période d'observation (1991 et 1997). La mise en relation du statut des foyers d'agriculteurs en matière de pluriactivité en 1991 et 1997 (tel qu'il a été défini dans le cadre de la section précédente) autorise la construction du tableau suivant :

Tableau 3.3.2
Répartition des foyers selon leur statut en matière de pluriactivité en 1991 et 1997

		Statut en 1997		
		Foyers monoactifs	Foyers pluriactifs	Ensemble
Statut en 1991	Foyers Monoactifs	1 257 (73,4%)	102 (6,0%)	1359 (79,4%)
	Foyers Pluriactifs	75 (4,4%)	278 (16,2%)	353 (20,6%)
	Ensemble	1 352 (77,8%)	380 (22,2%)	1 712 (100,0%)

Source : Panel RICA-source fiscale 1991-1997

A la lecture du *tableau 3.3.2*, il apparaît que les comportements des foyers d'agriculteurs en matière d'emploi sont en réalité caractérisés par une inertie importante (première diagonale du tableau), puisque près de neuf foyers sur dix (1 535 foyers) n'ont pas connu de changement de statut entre 1991 et 1997. Ainsi, 1 257 foyers monoactifs en 1991 l'étaient toujours en 1997 (soit 73,4 % de l'échantillon), alors que 278 foyers en situation de pluriactivité en 1991 l'étaient toujours à la fin de la période d'observation (soit 16,2 % de l'échantillon). Le développement de la pluriactivité dans le champ considéré s'avère ainsi plutôt modéré, puisque seuls 102 foyers monoactifs en 1991 sont devenus pluriactifs en 1997, alors que dans le même temps, 75 foyers

³¹ D'après les consignes données aux enquêteurs du RICA, un tel changement est en théorie impossible dès lors que tout changement de forme juridique de l'exploitation devrait nécessairement s'accompagner

pluriactifs en 1991 ont cessé de l'être en 1997. La pluriactivité progresse ainsi dans l'échantillon considéré, mais très modestement, les effectifs concernés ne progressant que de 353 foyers concernés en 1991 (soit 20,6 % des effectifs du panel) à 380 foyers en 1997 (soit 22,2 % des effectifs du panel).

d'un changement de l'identifiant de l'exploitation.

Section 4.- Descriptif du panel RICA Source fiscale 1991-1997

Les travaux entrepris dans le cadre de la précédente section nous ont permis de construire, à partir des données du *Réseau d'Information Comptable Agricole* (RICA) et des *Enquêtes sur les revenus des foyers d'agriculteurs* de 1991 et 1997, un panel cylindré d'exploitations agricoles et d'apprécier sur données de panel l'ampleur de la pluriactivité et ses évolutions dans le champ considéré entre 1991 et 1997. Ces trajectoires individuelles en matière de pluriactivité se doivent désormais d'être mises en relation avec les principales caractéristiques structurelles, économiques et financières des exploitations.

Le premier paragraphe de cette section (**A.**) se propose ainsi d'explorer les liens susceptibles d'exister entre le statut du foyer en matière de pluriactivité et certaines caractéristiques économiques et structurelles des exploitations. Le second paragraphe (**B.**) est consacré à l'exploitation de quelques données synthétiques relatives au tableau de financement et au bilan de l'exploitation, afin d'apprécier les relations qu'entretiennent la pluriactivité et les caractéristiques financières de l'exploitation. Enfin, le troisième et dernier paragraphe (**C.**) cherche à lier le statut en matière de pluriactivité à la fréquence des difficultés financières.

A.- Caractéristiques économiques et structurelles des exploitations

Après avoir brièvement évoqué les grandes évolutions au cours de la période 1991-1997 des principales caractéristiques économiques et structurelles des exploitations pour l'ensemble des exploitations du panel (**1.**), le présent paragraphe se poursuit par une mise en relation de ces caractéristiques et du statut du foyer en matière de pluriactivité (**2.**).

1.- Contexte général

Les exploitations individuelles composant le panel RICA–Source fiscale ont connu, entre 1991 et 1997, une croissance régulière et soutenue de leur dimension physique (tableau 3.4.1). La Superficie Agricole Utile (SAU) exploitée a en effet crû au rythme annuel moyen de +2,7 %, passant pour l’exploitation agricole moyenne de 52,5 hectares en 1991 à 61,4 hectares en 1997. Ce rythme de croissance est encore accentué en matière d’effectifs animaux, puisque le nombre total d’Unités Gros Bétail progresse de 40,4 UGB en 1991 à 50,2 UGB en 1997, soit un accroissement annuel moyen de l’ordre de +3,7 %. L’ampleur de cette croissance demeure toutefois à relativiser, dans la mesure où la dimension économique a effectivement crû, mais à un rythme moindre – de l’ordre de +1,7 % par an en moyenne sur la période considérée –, la Marge Brute Standard (MBS) totale n’augmentant que de 54 400 UCE à 60 200 UCE entre 1991 et 1997. Cette croissance plus lente de la dimension économique des exploitations est probablement pour partie la conséquence de la conjoncture dégradée dans laquelle ont évolué les exploitations entre 1991 et 1993, comme en témoignent les évolutions défavorables du produit brut ou du revenu agricole brut au cours de la période étudiée.

Tableau 3.4.1.

Principales caractéristiques structurelles : Ensemble des exploitations

	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	Moyenne 1991-1997	TCAM 1991-1997
SAU totale (en ha)	52,5	53,9	56,7	58,2	59,6	60,4	61,4	57,5	+2,7%
Effectifs animaux (en UGB)	40,4	41,6	43,1	44,8	49,9	49,3	50,2	45,6	+3,7%
Marge Brute Standard (en milliers d’UCE)	54,4	56,0	55,7	57,1	58,4	58,6	60,2	57,2	+1,7%
Nombre total d’actifs (en unités travail annuelles)	1,67	1,68	1,66	1,68	1,68	1,68	1,70	1,68	+0,3%
<i>Dont actifs familiaux (UTANS)</i>	1,36	1,36	1,36	1,36	1,36	1,35	1,35	1,36	-0,1%
Produit brut (en milliers € constants 1997)	112,9	110,7	104,1	109,0	112,7	114,6	117,1	111,6	+0,6%
<i>Produit brut par ha</i>	2,2	2,1	1,8	1,9	1,9	1,9	1,9	1,9	-2,0%
Revenu agricole brut (en milliers € constants 1997)	34,0	33,6	30,2	35,6	36,9	36,3	38,0	34,9	+1,9%

Source : Panel RICA-Source fiscale 1991-1997 (résultats non extrapolés)

Le produit brut, traditionnellement employé pour approximer la productivité des facteurs de production, accuse en effet une forte diminution entre 1991 et 1993, passant de 112 900 € à 104 100 € entre ces deux dates, avant d'opérer un redressement pour atteindre finalement 117 100 € en 1997. Le taux de croissance annuel moyen du produit brut demeure par conséquent relativement modéré, puisqu'il ne s'élève qu'à +0,6 % sur l'ensemble de la période. Il résulte de cet épisode conjoncturel difficile et de l'accroissement continu de la SAU exploitée une tendance relativement nette à l'extensification de la production, dès lors que le produit brut par hectare s'effondre brutalement entre 1991 et 1993 – passant de 2 200 € à 1 800 € –, avant d'opérer un timide redressement et se maintenir depuis 1994 autour de 1 900 € environ – soit au final une diminution annuelle moyenne du produit brut par hectare de l'ordre de -2,0 % au cours de la période considérée. Cette détérioration conjoncturelle subie par les exploitations entre 1991 et 1993 affecte également les résultats économiques de l'exploitation agricole moyenne, le revenu agricole brut se réduisant de 34 000 € en 1991 à 30 200 € en 1993, avant de se redresser de manière spectaculaire en 1994 pour atteindre finalement 38 000 € en 1997, soit un accroissement annuel moyen de +2,0 % sur l'ensemble de la période considérée.

2.- Prise en compte du statut en matière de pluriactivité

Les relations liant le statut des foyers d'agriculteurs en matière de pluriactivité en 1991 et 1997 et la dimension des exploitations peuvent à présent être appréciés à partir des *tableaux 3.4.2* et *3.4.4*. Les résultats obtenus en matière de dimension physique de l'exploitation souffrent toutefois d'une certaine ambiguïté, puisque le *tableau 3.4.2* laisse entrevoir une dimension physique moyenne supérieure en terme de SAU exploitée pour les exploitations dont le foyer est pluriactif (56,4 ha en moyenne pour les « foyers monoactifs en 1991 » et 56,0 ha pour les « foyers monoactifs en 1997 », contre 61,8 ha pour les « foyers pluriactifs en 1991 » et 63,0 ha pour les « foyers pluriactifs en 1997 »), alors que leur dimension physique paraît plus faible lorsqu'elle est appréciée en terme d'effectifs animaux (48,6 UGB pour les « foyers monoactifs en 1991 » et

49,3 UGB pour les « foyers monoactifs en 1997 », contre 34,2 UGB pour les « foyers pluriactifs en 1991 » et 32,9 UGB pour les « foyers pluriactifs en 1997 ». La prise en compte d'un critère de dimension économique – comme la Marge Brute Standard totale (*tableau 3.4.2*) ou la Classe de Dimension Economique de l'Exploitation (*tableau 3.4.4*) – ne s'avère pas plus concluante, puisque la MBS moyenne tend à être supérieure pour les foyers non concernés par la pluriactivité en 1991 (57 500 UCE en moyenne pour les « foyers monoactifs en 1991 », contre 56 100 UCE pour les « foyers pluriactifs en 1991 »), alors qu'elle est au contraire supérieure pour les foyers concernés par la pluriactivité en 1997 (59 900 UCE pour les « foyers pluriactifs en 1997 », contre 56 600 UCE pour les « foyers monoactifs en 1997 »)³². L'unique critère de taille permettant de discriminer sans équivoque ces deux catégories d'exploitation semble être l'importance de la main d'œuvre employée, les exploitations dont le foyer est monoactif employant annuellement 1,75 actifs à temps plein sur la période considérée, contre 1,5 actifs à temps plein environ pour les exploitations concernées par la pluriactivité. Cet écart persiste lorsque seule la force de travail familiale est considérée, l'exercice d'une activité extérieure par un membre au moins du foyer d'agriculteurs amputant la force de travail familiale de l'équivalent d'un emploi à quart-temps environ (1,40 actifs familiaux à temps plein et par an sur les exploitations monoactives, contre 1,15 actifs familiaux à temps plein et par an sur les exploitations pluriactives).

Une part importante des divergences constatées en matière de dimension physique s'explique par le fait que la pluriactivité tend à être plus répandue sur les exploitations spécialisées en productions végétales (en particulier en *grandes cultures*), dont les besoins en terre sont importants et dont le calendrier de l'activité agricole revêt une fort caractère saisonnier, alors qu'elle ne concerne que plus marginalement des exploitations spécialisées en productions animales (en particulier en *bovins lait* ou en *bovins lait*,

³² Il convient toutefois de noter en toute rigueur (*tableau 1.4.4*) une fréquence légèrement plus élevée de la pluriactivité parmi les exploitations de petite dimension (moins de 60 hectares-équivalent-blé) et de très grande dimension (150 hectares-équivalent-blé).

élevage et viande), dont les besoins en terres sont moindres et dont les besoins en main d'œuvre sont mieux répartis tout au long de l'année (*tableau 3.4.4*).

Il n'en demeure pas moins que les exploitations dont le foyer est concerné par la pluriactivité sont caractérisées par un dynamisme plus important au cours de la période 1991-1997. La dimension économique de l'exploitation a en effet crû au rythme annuel moyen de +1,5 % pour les « foyers monoactifs en 1991 » (et de +1,3 % pour les « foyers monoactifs en 1997 »), alors que cette croissance annuelle moyenne est de l'ordre de +2,4 % pour les « foyers pluriactifs en 1991 » (et culmine même à +3,0 % pour les « foyers pluriactifs en 1997 »). Cette croissance de la MBS totale peut cependant être plus simplement liée au fait que la pluriactivité tend à être particulièrement répandue parmi les foyers positionnés en début de cycle de vie (l'âge moyen du chef d'exploitation s'établissant en effet à 45 ans dans le cas des foyers monoactifs, contre 42,5 ans environ dans le cas des foyers pluriactifs).

Les exploitations dont le foyer est concerné par la pluriactivité sont enfin caractérisées par des montants plus faibles du produit brut, ce dernier atteignant 133 200 € en moyenne pour les « foyers monoactifs en 1991 » (et 112 200 € pour les « foyers monoactifs en 1997 »), contre 105 400 € seulement pour les « foyers pluriactifs en 1991 » (et 109 300 € pour les « foyers pluriactifs en 1997 »). Les exploitations pluriactives semblent plus enclines que leurs homologues monoactives à mettre en œuvre des techniques de production extensives, comme le laisse entrevoir le montant plus faible du produit brut par hectare, qui atteint annuellement 2 000 € par hectare en moyenne sur la période considérée pour les foyers monoactifs, contre 1 700 € à peine pour les foyers pluriactifs. A l'instar du produit brut, le montant du revenu agricole tend à demeurer inférieur pour les foyers pluriactifs, atteignant 35 700 € pour les « foyers monoactifs en 1991 » (et 35 600 € pour les « foyers monoactifs en 1997 »), contre 32 000 € pour les « foyers pluriactifs en 1991 » (et 32 700 € pour les « foyers pluriactifs en 1997 »).

Les différences de plus ou moins forte ampleur constatées concernant certaines caractéristiques des « foyers pluriactifs en 1991 » et des « foyers pluriactifs en 1997 » (en terme de Marge Brute Standard notamment) sont imputables aux changements de statuts des foyers en matière de pluriactivité survenus entre 1991 et 1997, autrement dit aux mouvements d'entrée et de sortie de pluriactivité des foyers survenus entre 1991 et 1997. L'analyse se doit par conséquent d'être encore affinée en tenant désormais compte de la trajectoire individuelle de chaque exploitation en matière de pluriactivité entre 1991 et 1997.

Les caractéristiques des « foyers pluriactifs en 1991 et 1997 » peuvent ainsi être opposées, dans un premier temps, à celles des « foyers monoactifs en 1991 et 1997 ». Le *tableau 3.4.3* laisse entrevoir, de manière générale, une dimension économique de l'exploitation réduite pour les exploitations concernées par la pluriactivité. La Marge Brute Standard atteint en effet annuellement 56 500 UCE en moyenne au cours de la période considérée pour les foyers monoactifs, contre 55 300 UCE pour les foyers pluriactifs. Les exploitations concernées par la pluriactivité emploient également une main d'œuvre (totale comme familiale) moins abondante, dans la mesure où elle ne s'élève annuellement qu'à 1,43 actifs à temps plein environ (dont 1,13 actifs familiaux à temps plein) sur ces exploitations, contre 1,73 actifs à temps plein dans le cas des exploitations monoactives (dont 1,42 actifs familiaux à temps plein). Cette dimension réduite s'accompagne d'un produit brut et de revenus agricoles réduits. Le produit brut atteint ainsi 103 200 € en moyenne pour les foyers pluriactifs, contre 112 200 € pour les foyers monoactifs. Ce niveau plus faible du produit brut, combiné à une SAU exploitée supérieure, tend à amoindrir le produit brut par hectare, d'où une propension nettement accentuée des foyers pluriactifs à l'extensification de leur production (2 000 € en moyenne par an et par hectare dans le cas des foyers monoactifs, contre 1600 € à peine par an et par hectare dans le cas des foyers pluriactifs). A l'instar du produit brut, le revenu agricole est également plus faible pour les pluriactifs, puisqu'il n'atteint que 31 000 € sur les exploitations pluriactives, contre 35 500 € sur les exploitations monoactives. Les exploitations pluriactives demeurent toutefois caractérisées par un

dynamisme plus important, puisque le rythme annuel de croissance de la MBS au cours de la période considérée s'élève à +2,3 % pour les foyers pluriactifs, contre +1,3 % environ pour les foyers monoactifs.

Les exploitations concernées par un changement de statut en matière de pluriactivité entre 1991 et 1997 sont pour leur part caractérisées par une dimension économique supérieure à celle des « exploitations monoactives en 1991 et 1997 » et surtout des « exploitations pluriactives en 1991 et 1997 », puisque la Marge Brute Standard s'établit en moyenne à 58 900 UCE pour les « foyers pluriactifs en 1991 uniquement » et même à 69 800 UCE pour les « foyers pluriactifs en 1997 uniquement ». La faiblesse de la main d'œuvre totale qui caractérise les « foyers pluriactifs en 1991 et 1997 » ne semble pas concerner outre mesure ces exploitations, qui emploient tout de même 1,63 actifs à temps plein dans le cas des « foyers pluriactifs en 1991 uniquement » et 1,73 actifs à temps plein dans le cas des « foyers pluriactifs en 1997 uniquement ». L'importance de la main d'œuvre familiale tend par contre à rapprocher un peu plus ces exploitations de celles dirigées par les « foyers pluriactifs en 1991 et 1997 », puisque la force de travail familiale s'élève annuellement à 1,19 actifs à temps plein pour les « foyers pluriactifs en 1991 uniquement » et à 1,28 actifs à temps plein pour les « foyers pluriactifs en 1997 uniquement ». Ces exploitations tendent ainsi à compenser la faiblesse de leur force de travail familiale liée à leur engagement dans une activité extérieure par un recours plus fréquent à de la main d'œuvre salariée. La dimension importante de ces exploitations leur permet également de disposer d'un produit brut supérieur à celui des « foyers monoactifs en 1991 et 1997 » (113 800 € dans le cas des « foyers pluriactifs en 1991 uniquement » et surtout 126 000 € dans le cas des « foyers pluriactifs en 1997 uniquement »). Ainsi, à la différence des « foyers pluriactifs en 1991 et 1997 », les foyers ayant connu un changement de statut en matière de pluriactivité entre 1991 et 1997 ne semblent pas s'être outre mesure engagés dans un processus d'extensification de la production, dès lors que le produit brut par hectare atteint annuellement 2 000 € environ pour les deux catégories d'exploitations concernées. Le revenu agricole brut perçu par ces foyers est également supérieur à celui des « foyers pluriactifs en 1991 et

1997 », puisqu'il atteint 35 900 € pour les « foyers pluriactifs en 1991 uniquement » et culmine même à 37 500 € pour les « foyers pluriactifs en 1997 uniquement ». Enfin, le dernier point remarquable à souligner est le dynamisme très important qui caractérise les exploitations ayant connu un changement de statut en matière d'emploi, dès lors que leur MBS a crû à un rythme particulièrement soutenu, de l'ordre de +2,7 % par an en moyenne pour les « foyers pluriactifs en 1991 uniquement » et surtout de +4,6 % par an en moyenne pour les « foyers pluriactifs en 1997 uniquement ».

Tableau 3.4.2.

Principales caractéristiques structurelles (suite)

	Statut en 1991								Statut en 1997							
	Exploitations monoactives				Exploitations pluriactives				Exploitations monoactives				Exploitations pluriactives			
	1991	1997	Moyenne 1991-1997	TVAM 1991-1997	1991	1997	Moyenne 1991-1997	TVAM 1991-1997	1991	1997	Moyenne 1991-1997	TVAM 1991-1997	1991	1997	Moyenne 1991-1997	TVAM 1991-1997
SAU totale (en ha)	51,7	59,8	56,4	2,5%	55,5	67,6	61,8	3,3%	51,4	59,3	56,0	2,4%	56,3	68,9	63,0	3,4%
Effectifs animaux (en UGB)	43,3	53,5	48,6	3,6%	29,4	37,4	34,2	4,1%	43,7	54,4	49,3	3,7%	29,1	35,3	32,9	3,3%
Marge Brute Standard (en milliers d'UCE)	54,9	60,1	57,5	1,5%	52,5	60,5	56,1	2,4%	54,5	58,9	56,6	1,3%	54,0	64,6	59,2	3,0%
Age du chef d'exploitation	42,2	47,9	45,1		39,7	45,5	42,5		42,3	48,0	45,2		39,6	45,2	42,4	
Nombre total d'actifs (en unités travail annuelles)	1,72	1,75	1,73	0,3%	1,48	1,50	1,48	0,2%	1,71	1,74	1,73	0,3%	1,51	1,55	1,51	0,4%
dont actifs familiaux (UTANS)	1,41	1,41	1,41	0,0%	1,16	1,14	1,14	-0,3%	1,40	1,41	1,41	0,1%	1,20	1,15	1,17	-0,7%
Produit brut (en milliers € constants 1997)	114,8	117,8	113,2	0,4%	105,5	114,5	105,4	1,4%	113,5	116,8	112,2	0,5%	110,7	118,2	109,3	1,1%
Produit brut par ha	2,2	2,0	2,0	-2,0%	1,9	1,7	1,7	-1,9%	2,2	2,0	2,0	-1,9%	2,0	1,7	1,7	-2,2%
Revenu agricole brut (en milliers € constants 1997)	34,7	38,3	35,7	1,6%	31,2	36,8	32,0	2,8%	34,5	38,3	35,6	1,7%	32,3	37,1	32,7	2,3%

Source : Panel RICA-Source fiscale 1991-1997 (résultats non extrapolés)

Tableau 3.4.3.

Principales caractéristiques structurelles (suite)

	Exploitations monoactives en 1991 et 1997				Exploitations monoactives en 1991 uniquement				Exploitations pluriactives en 1997 uniquement				Exploitations pluriactives en 1991 et 1997			
	1991	1997	Moyenne 1991-1997	TVAM 1991-1997	1991	1997	Moyenne 1991-1997	TVAM 1991-1997	1991	1997	Moyenne 1991-1997	TVAM 1991-1997	1991	1997	Moyenne 1991-1997	TVAM 1991-1997
SAU totale (en ha)	51,3	59,3	55,9	2,4%	51,9	60,3	56,5	2,5%	55,8	67,0	62,2	3,1%	56,5	69,6	63,3	3,5%
Effectifs animaux (en UGB)	44,5	55,2	50,1	3,7%	29,1	41,3	35,1	6,0%	28,3	32,5	29,7	2,3%	29,5	36,4	34,0	3,6%
Marge Brute Standard (en milliers d'UCE)	54,5	58,7	56,5	1,2%	54,1	63,4	58,9	2,7%	59,6	78,1	69,8	4,6%	52,0	59,7	55,3	2,3%
Nombre total d'actifs (en unités travail annuelles)	1,71	1,75	1,73	0,4%	1,67	1,65	1,63	-0,2%	1,74	1,78	1,73	0,4%	1,43	1,46	1,43	0,3%
dont actifs familiaux (UTANS)	1,42	1,42	1,42	0,0%	1,18	1,21	1,19	0,4%	1,34	1,23	1,28	-1,4%	1,15	1,12	1,13	-0,4%
%	83,0%	81,1%	82,1%		70,7%	73,3%	73,0%		77,0%	69,1%	74,0%		80,4%	76,7%	79,0%	
Age du chef d'exploitation	42,5	48,2	45,4		39,5	44,8	42,0		39,1	43,7	41,6		39,8	45,7	42,7	
Produit brut (en milliers € constants 1997)	113,6	116,4	112,2	0,4%	112,1	123,4	113,8	1,6%	129,6	135,0	126,0	0,7%	103,7	112,1	103,2	1,3%
Produit brut par ha	2,2	2,0	2,0	-2,0%	2,2	2,0	2,0	-0,9%	2,3	2,0	2,0	-2,3%	1,8	1,6	1,6	-2,2%
Revenu agricole brut (en milliers € constants 1997)	34,5	38,1	35,5	1,7%	35,0	41,3	35,9	2,8%	37,9	41,0	37,5	1,3%	30,2	35,6	31,0	2,8%

Source : Panel RICA-Source fiscale 1991-1997 (résultats non extrapolés)

Tableau 3.4.4.

Orientation technico-économique et classe de dimension économique des exploitations

	Ensemble des exploitations	Statut en 1991		Statut en 1997		Exploitations monoactives en 1991 et 1997	Exploitations pluriactives en 1991 uniu.	Exploitations pluriactives en 1997 uniu.	Exploitations pluriactives en 1991 et 1997
		Exploitations monoactives	Exploitations pluriactives	Exploitations monoactives	Exploitations pluriactives				
Orientation technico-économique de l'exploitation (OTEX)									
Grandes cultures	100%	71,7%	28,3%	66,7%	33,3%	61,6%	5,0%	10,1%	23,2%
Maraîchage, horticulture	100%	82,6%	17,4%	77,4%	22,6%	75,5%	1,8%	7,1%	15,5%
Viticulture de qualité	100%	79,8%	20,2%	81,2%	18,8%	75,2%	6,0%	4,6%	14,1%
Autre viticulture	100%	69,1%	30,9%	74,3%	25,7%	61,8%	12,5%	7,2%	18,5%
Fruits et autres cultures permanentes	100%	84,2%	15,8%	80,4%	19,6%	80,4%	12,5%	3,8%	15,8%
ENSEMBLE PRODUCTIONS VEGETALES	100%	74,7%	25,3%	71,7%	28,3%	66,5%	6,1%	8,2%	20,1%
Bovins lait	100%	88,9%	11,1%	87,0%	13,0%	84,8%	2,4%	4,1%	8,9%
Bovins élevage et viande	100%	75,9%	24,1%	77,8%	22,2%	72,1%	0,0%	3,8%	18,3%
Bovins lait, élevage et viande	100%	88,5%	11,5%	86,6%	13,4%	84,3%	2,3%	4,2%	9,3%
Ovins, caprins et autres herbivores	100%	80,7%	19,3%	79,6%	20,4%	76,0%	3,6%	4,7%	15,7%
Porcins, volailles	100%	90,4%	9,6%	88,2%	11,8%	86,4%	1,8%	3,9%	7,9%
ENSEMBLE PRODUCTIONS ANIMALES	100%	85,3%	14,7%	84,2%	15,8%	81,2%	2,1%	4,1%	11,6%
Polyculture, polyélevage	100%	77,7%	22,3%	78,4%	21,6%	73,0%	5,3%	4,6%	17,0%
Classe de dimension économique de l'exploitation (CDEX)									
De 12 à moins de 24 heb	100%	77,6%	22,4%	77,8%	22,2%	72,5%	5,3%	5,0%	17,2%
De 24 à moins de 60 heb	100%	78,8%	21,2%	77,3%	22,7%	73,0%	4,3%	5,8%	17,0%
De 60 à moins de 150 heb	100%	80,7%	19,3%	79,2%	20,8%	75,2%	4,1%	5,5%	15,3%
150 heb et plus	100%	78,9%	21,1%	74,5%	25,5%	68,7%	5,8%	10,2%	15,3%
ENSEMBLE	100%	79,4%	20,6%	77,8%	22,2%	73,4%	4,4%	6,0%	16,2%

Source : Panel RICA-Source fiscale 1991-1997 (résultats non extrapolés)

B.- Caractéristiques financières des exploitations

L'examen de quelques données synthétiques relatives au tableau de financement permet dorénavant de prolonger cette approche descriptive en quantifiant annuellement le besoin global de financement des exploitations, mais également d'identifier plus finement leurs principaux postes de dépenses et la nature des ressources financières mobilisées pour financer ces emplois (1.). Cette approche, qui privilégie une interprétation en terme de flux, peut ensuite être complétée par l'examen de données relatives au bilan de l'exploitation agricole, afin notamment d'apprécier l'importance et la composition de l'endettement, en raisonnant désormais en terme de stocks (2.)

1.- Eléments relatifs au tableau de financement de l'exploitation

Le besoin total de financement de l'exploitation agricole moyenne (*tableau 3.4.5*), défini par agrégation de ses différents postes de dépenses, atteint annuellement 28 900 € en moyenne au cours de la période étudiée. Le principal poste de dépenses est constitué de l'investissement total – qui s'élève annuellement à 14 200 € environ, soit 49,1 % du besoin total de financement –, faisant quasiment jeu égal avec les remboursements de dettes financières – dont le montant s'élève annuellement à 12 900 € environ, soit 44,6 % du total des emplois. Les autres postes de dépenses, liés plus spécifiquement au financement de l'activité courante de l'exploitation (variation du besoin en fonds de roulement, charges à répartir sur plusieurs exercices, variation des disponibilités) n'occupent qu'une place réduite dans les dépenses de l'exploitation agricole moyenne – avec 1 800 € environ, soit à peine 6,2 % du total des emplois.

L'exploitation agricole finance une part importante de ces emplois par prélèvement sur ses bénéfices. La capacité d'autofinancement, qui s'élève annuellement à 35 200 € environ, s'interprète comme un indicateur de résultat économique permettant d'apprécier les ressources financières internes dégagées par l'exploitation et disponibles au cours de l'exercice. Ces ressources ont naturellement vocation à participer au

financement du cycle d'activité et des projets d'investissement de l'exploitation et à lui permettre de faire face à ses remboursements de dettes financières, mais elles doivent également contribuer au financement des dépenses engagées par le ménage agricole au titre de sa sphère domestique (consommation, épargne extra-agricole, etc.), par le jeu des prélèvements privés. Au cours de la période 1991-1997, ces prélèvements privés – nets des apports familiaux – atteignent annuellement 19 400 € en moyenne sur la période considérée, soit 55,1 % de la capacité d'autofinancement, et définissent un autofinancement brut résiduel de l'ordre de 15 800 € environ, permettant ainsi de couvrir près de 57,1 % du besoin de financement annuel.

Tableau 3.4.5.

Tableau de financement : Ensemble des exploitations
(Moyennes, en milliers d'euros constants 1997)

	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	Moyenne 1991-1997
1.- EMPLOIS	30,5	27,5	24,8	30,7	31,9	28,5	28,1	28,9
▪ Investissement total	17,0	14,0	12,7	13,0	15,6	14,4	12,8	14,2
▪ Remboursement de dettes financières	11,9	12,7	13,1	14,1	12,8	13,2	12,7	12,9
▪ Variation du besoin en fonds de roulement	1,9	1,1	-0,9	3,5	3,1	0,9	2,3	1,7
▪ Charges à répartir	0,1	-0,1	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
▪ Variation des disponibilités	-0,3	-0,2	-0,1	0,1	0,5	-0,1	0,3	0,0
2.- FINANCEMENT DES EMPLOIS	30,5	27,5	24,8	30,7	31,9	28,5	28,1	28,9
A.- Autofinancement	14,6	14,8	13,6	18,4	19,0	15,6	14,7	15,8
▪ Capacité d'autofinancement	34,4	33,7	30,4	36,1	37,3	36,6	38,1	35,2
▪ Prélèvements privés nets	19,8	18,8	16,8	17,7	18,3	21,0	23,4	19,4
B.- Subventions d'équipement reçues	0,6	0,5	0,6	0,5	0,4	0,5	0,5	0,5
C.- Besoin de financement externe	15,3	12,1	10,6	11,8	12,6	12,4	13,0	12,5
▪ Nouvelles dettes financières	15,0	12,1	10,2	11,7	12,1	12,7	12,6	12,4
▪ Var. concours bancaires et découverts	0,3	0,0	0,5	0,1	0,5	-0,3	0,3	0,2

Source : Panel RICA-Source fiscale 1991-1997 (résultats non extrapolés)

L'exploitation agricole moyenne perçoit également, dans le cadre du financement de certains projets d'investissement, des subventions d'investissement, octroyées par les pouvoirs publics. Le montant de ces subventions demeure relativement faible dans l'ensemble, puisqu'elles n'excèdent pas 500 € en moyenne, soit à peine 1,7 % du besoin total de financement. L'exploitation se voit ainsi contrainte de solliciter des fonds hors de l'exploitation en formulant un besoin de financement externe, dont le montant excède annuellement 12 500 €, presque intégralement couvert par de nouvelles dettes

financières (12 400 € environ) et, dans un bien moindre mesure, par des crédits de trésorerie (moins de 200 €).

Le *tableau 3.4.5* permet également de caractériser les évolutions de la situation financière de l'exploitation agricole moyenne au cours de la période 1991-1997. La détérioration sensible de l'environnement conjoncturel des exploitations entre 1991 et 1993 – déjà mise en évidence précédemment à propos du produit brut et du revenu agricole brut – semble ainsi affecter tous les postes du tableau de financement et en premier lieu la capacité d'autofinancement. Cette dernière se réduit en effet substantiellement entre 1991 et 1993 de 34 400 € à 30 400 €, avant de se redresser et d'atteindre finalement 38 100 € en 1997, en accusant cependant un léger infléchissement en 1996 autour de 36 600 €. Les évolutions du besoin total de financement accompagnent *grosso modo* celles de la capacité d'autofinancement, puisqu'il chute de 30 500 € à 24 800 € environ entre 1991 et 1993, avant de se redresser de manière spectaculaire dès 1994 pour excéder alors même 30 000 € et se tasser finalement en fin de période autour de 28 000 €.

Cette détérioration de la conjoncture – associée au vieillissement relatif de la population – semble avoir profondément modifié l'échelle des priorités des exploitants du panel, puisqu'elle les a en effet conduit à privilégier le remboursement de leurs dettes financières et à différer à cette fin la réalisation de certains projets d'investissement. Le montant de l'investissement total a ainsi fondu entre 1991 et 1993 – passant de 17 000 € à 12 700 € entre ces deux dates – avant de se redresser provisoirement en 1995 – atteignant alors 15 600 € environ – pour décliner ensuite à nouveau – en ne plus représenter que 12 800 € environ en 1997. Le montant des remboursements de dettes financières a pour sa part crû de 11 900 € à 14 100 € entre 1991 et 1994, pour se stabiliser finalement autour de 13 000 € à compter de cette date. Concernant plus spécifiquement le mode de financement des exploitations, il convient de souligner la rapide montée en puissance de l'autofinancement jusqu'en 1994 – la contribution de l'autofinancement brut au financement des emplois passant alors de

47,9 % en 1991 à près de 60 % en 1994 –, avant d’esquisser un certain retour « à la normale » – pour assurer encore la couverture de près de 52 % du besoin total de financement en 1997. Dans le même temps, la part du financement externe se réduisait sensiblement, passant de 50 % en 1991 à 38,4 % en 1994, pour remonter finalement à 46,3 % en 1997. Cette montée en puissance de l’autofinancement brut traduit dans une certaine mesure l’implication des divers membres du foyer d’agriculteurs dans le bon fonctionnement de l’exploitation, puisque le foyer a consenti, en dépit de la détérioration des résultats de l’exploitation, une réduction significative de la part des prélèvements privés lorsque la situation l’exigeait – la part des prélèvements dans la capacité d’autofinancement passant de 57,6 % en 1991 à 49,0 % en 1994, avant de se redresser et d’atteindre finalement 61,4 % en 1997.

La prise en compte du statut des foyers d’agriculteurs en matière d’emploi (en 1991 ou en 1997) laisse entrevoir, de manière très générale, des besoins de financement supérieurs pour les exploitations concernées par la pluriactivité. Le besoin total de financement s’élève ainsi annuellement à 30 700 € environ pour les « foyers pluriactifs en 1991 » (et 32 200 € pour les « foyers pluriactifs en 1997 »), contre 28 400 € environ pour les « foyers monoactifs en 1991 » (et 27 900 € environ pour les « foyers monoactifs en 1997 »). Ces besoins en capitaux supérieurs pour les pluriactifs renvoient dans les faits à des montants supérieurs de l’investissement total, mais également des remboursements de dettes financières. L’investissement total, qui constitue le premier poste de dépenses des exploitations du panel, atteint ainsi 15 900 € en moyenne pour les « foyers pluriactifs en 1991 » (et même 16 300 € pour les « foyers pluriactifs en 1997 »), contre 13 800 € environ pour les « foyers monoactifs en 1991 » (et 13 600 € pour les « foyers monoactifs en 1997 »). Les remboursements de dettes financières mobilisent pour leur part annuellement 13 200 € pour les « foyers pluriactifs en 1991 » (et 14 200 € pour les « foyers pluriactifs en 1997 »), contre 12 900 € environ pour les « foyers monoactifs en 1991 » (et 12 600 € pour les « foyers monoactifs en 1997 »).

Le financement des dépenses engagées par les foyers pluriactifs dans le cadre de l'activité de production agricole repose majoritairement sur l'autofinancement brut, ce qui est d'autant plus remarquable qu'elles ne bénéficient en réalité que d'une capacité d'autofinancement réduite, comparativement à leurs homologues monoactives – 32 500 € en moyenne pour les « foyers pluriactifs en 1991 » et 33 100 € pour les « foyers pluriactifs en 1997 », contre 35 900 € pour les « foyers monoactifs en 1991 » et 35 800 € pour les « foyers monoactifs en 1997 ». Ce résultat s'explique par des comportements plutôt différenciés des deux catégories d'exploitations en matière de prélèvements privés, dès lors que la perception de revenus extérieurs – et en particulier de revenus d'activité extérieure – autorise les foyers concernés à réduire de manière très significative les montants prélevés. Ces derniers s'élèvent ainsi à 20 300 € pour les « foyers monoactifs en 1991 » (soit 56,5 % de leur capacité d'autofinancement) et 20 500 € pour les « foyers monoactifs en 1997 » (soit 57,3 % de leur capacité d'autofinancement), contre 15 900 € seulement pour les « foyers pluriactifs en 1991 » (48,9 % de leur capacité d'autofinancement) et 15 700 € pour les « foyers pluriactifs en 1997 » (47,4 % de leur capacité d'autofinancement). L'autofinancement brut (résiduel) atteint ainsi 15 600 € pour les « foyers monoactifs en 1991 » (et 15 400 € pour les « foyers monoactifs en 1997 »), contre 16 600 € pour les « foyers pluriactifs en 1991 » (et même 17 400 € pour les « foyers pluriactifs en 1997 »). Les exploitations pluriactives semblent également recourir dans une plus large mesure au financement externe, dès lors que le besoin de financement externe qu'elles formulent atteint 12 300 € environ pour les « foyers monoactifs en 1991 » (et 12 000 € pour les « foyers pluriactifs en 1997 »), contre 13 400 € pour les « foyers pluriactifs en 1991 » (et 14 300 € pour les « foyers pluriactifs en 1997 »). Les deux catégories d'exploitations se différencient dans une moindre mesure en terme de structure du financement, puisque la part impartie au financement interne des dépenses de l'exploitation oscille entre 54 et 55 % pour les deux types de foyers, tandis que la part dévolue au financement externe (hors subventions) fluctue quant à elle entre 43 et 44 %.

Les résultats obtenus à partir des données du tableau de financement peuvent encore être affinés en tenant compte des trajectoires individuelles des foyers d'agriculteurs en matière de pluriactivité **entre 1991 et 1997**. En se concentrant d'abord comme précédemment sur les seules exploitations non concernées par un changement de statut entre 1991 et 1997 (*i.e.* les « foyers monoactifs en 1991 et en 1997 » et les « foyers pluriactifs en 1991 et en 1997 »), il convient de noter que le besoin total de financement demeure toujours supérieur pour les foyers pluriactifs (30 000 € environ par an et par exploitation, contre 27 600 € pour les foyers monoactifs). Les montants de l'investissement total comme des remboursements de dettes financières demeurent supérieurs pour ces exploitations pluriactives (15 200 € et 13 200 € respectivement, contre 13 300 € et 12 500 € pour les foyers monoactifs). L'autofinancement constitue le mode de financement privilégié des deux catégories d'exploitations, mais son montant demeure supérieur pour les foyers pluriactifs, atteignant 16 200 € pour ces derniers contre 15 200 € pour les foyers monoactifs. Une fois encore, le montant supérieur de l'autofinancement des exploitations concernées par la pluriactivité est d'autant plus remarquable que leur capacité d'autofinancement est plus faible (31 400 € en moyenne pour les foyers pluriactifs, contre 35 800 € pour les foyers monoactifs). Les prélèvements privés ne mobilisent ainsi en moyenne qu'à peine 48,4 % de la capacité d'autofinancement des foyers pluriactifs, contre 57,5 % de celle des foyers monoactifs. Les exploitations concernées par la pluriactivité semblent également avoir plus volontiers recours à l'endettement, le besoin de financement externe formulé par ces dernières atteignant 13 200 € en moyenne, contre 11 900 € pour les foyers monoactifs.

Les exploitations ayant connu un changement de statut en matière de pluriactivité entre 1991 et 1997 sont caractérisées par des besoins en capitaux particulièrement importants, puisque le besoin total de financement atteint ainsi 33 400 € pour les « foyers pluriactifs en 1991 uniquement » et surtout 38 400 € pour les « foyers pluriactifs en 1997 uniquement ». Le dynamisme important de ces deux catégories de foyers, déjà mis en évidence précédemment en matière de croissance de la dimension économique, se vérifie également au niveau du montant de l'investissement total, qui

s'élève en moyenne à 18 400 € par an environ pour les « foyers pluriactifs en 1991 uniquement » et atteint même 19 500 € environ pour les « foyers pluriactifs en 1997 uniquement ». Les remboursements de dettes financières des « foyers pluriactifs en 1991 uniquement » demeurent proches de ceux des « foyers pluriactifs en 1991 et 1997 », (13 200 € environ) et culminent même à 16 800 € pour les « foyers pluriactifs en 1997 uniquement ». Les montants de l'autofinancement et des nouvelles dettes financières sont supérieurs à ceux des « foyers monoactifs en 1991 et 1997 » et des « foyers pluriactifs en 1991 et 1997 » pour les « foyers pluriactifs en 1991 uniquement » (17 900 € et 14 200 € respectivement) et les « foyers pluriactifs en 1997 uniquement » (20 600 € et 17 200 € respectivement). Les « sacrifices » consentis par les « foyers pluriactifs en 1997 uniquement » tendent à encore à être supérieurs à ceux consentis par les « foyers pluriactifs en 1991 et 1997 », puisque la part des prélèvements dans la capacité d'autofinancement ne s'élève qu'à 45,3 % en moyenne, alors qu'elle est légèrement supérieure pour les « foyers pluriactifs en 1991 uniquement » (50,6 % environ). Il convient enfin de souligner que les quatre catégories d'exploitations distinguées se différencient peu en terme de mode de financement, les contributions de l'autofinancement et du financement externe (hors subventions) s'établissant respectivement à 54 % et à 44 % environ.

Tableau 3.4.6

Tableau de financement

(Moyennes 1991-1997, en milliers d'euros constants 1997)

	Statut en 1991			Statut en 1997					
	Ensemble des exploitations	Exploitations monoactives	Exploitations pluriactives	Exploitations monoactives	Exploitations pluriactives	Exploitations monoactives en 1991 et 1997	Exploitations pluriactives en 1991 uniu.	Exploitations pluriactives en 1997 uniu.	Exploitations pluriactives en 1991 et 1997
1.- EMPLOIS	28,9	28,4	30,7	27,9	32,2	27,6	33,4	38,4	30,0
▪ Investissement total	14,2	13,8	15,9	13,6	16,3	13,3	18,4	19,5	15,2
▪ Remboursement de dettes financières	12,9	12,9	13,2	12,6	14,2	12,5	13,2	16,8	13,2
▪ Variation du besoin en fonds de roulement	1,7	1,7	1,6	1,7	1,7	1,7	1,7	1,9	1,6
▪ Charges a répartir	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
<i>En % du total des emplois</i>	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,1%	0,0%	0,0%	0,1%	0,0%
▪ Variation des disponibilités	0,0	0,0	0,0	0,0	0,1	0,0	0,1	0,2	0,0
2.- FINANCEMENT DES EMPLOIS	28,9	28,4	30,7	27,9	32,3	27,6	33,4	38,4	30,0
A.- Autofinancement	15,8	15,6	16,6	15,4	17,4	15,2	17,9	20,6	16,2
▪ Capacité d'autofinancement	35,2	35,9	32,5	35,8	33,1	35,8	36,2	37,7	31,4
▪ Prélèvements privés nets	19,4	20,3	15,9	20,5	15,7	20,6	18,3	17,1	15,2
B.- Subventions d'équipement reçues	0,5	0,5	0,7	0,5	0,6	0,4	1,3	0,6	0,6
C.- Besoin de financement externe	12,5	12,3	13,4	12,0	14,3	11,9	14,2	17,2	13,2
▪ Nouvelles dettes financières	12,4	12,1	13,2	11,9	14,1	11,8	14,0	16,9	13,0
▪ Variation des concours bancaires et découverts	0,2	0,2	0,2	0,2	0,2	0,2	0,3	0,3	0,2

Source : Panel RICA-Source fiscale 1991-1997 (résultats non extrapolés)

2.- Eléments relatifs au bilan de l'exploitation

Des données synthétiques relatives au bilan de l'exploitation permettent encore de prolonger les conclusions obtenues à partir du tableau de financement de l'exploitation. L'actif total inscrit au bilan de l'exploitation agricole moyenne s'élève ainsi à 251 100 € en moyenne au cours de la période 1991-1997. Il est composé à hauteur des deux tiers de l'actif immobilisé (soit 168 200 € environ), le tiers restant étant le fait de l'actif circulant (soit 82 400 € environ). L'actif immobilisé est presque exclusivement composé d'immobilisations corporelles (162 500 € environ, soit 96,6 % des immobilisations corporelles), l'actif circulant étant pour sa part majoritairement composé des stocks et encours de production (54 800 € ou 65,5 % de l'actif circulant), et dans une moindre mesure de valeurs réalisables (19 100 € ou 23,1 % de l'actif circulant) et de valeurs disponibles (8 600 € ou 10,4 % de l'actif circulant). Concernant la structure du passif de l'exploitation, les capitaux propres s'élèvent à 171 800 € (68,4 % du total du bilan), l'endettement total à 79 300 € (31,6 % du total du bilan). Les dettes financières atteignent 56 700 € (soit 22,6 % du total du bilan et 71,5 % de l'endettement total). Les emprunts à long et moyen terme, qui contribuent au financement des dépenses d'investissement, s'élèvent à 52 700 € (soit 21,0 % du total du bilan, 66,4 % de l'endettement total et 92,9 % des dettes financières). Les dettes non financières sont essentiellement issues des comptes de tiers (18 000 € environ, soit 7,2 % du total du bilan et 79,6 % des dettes non financières).

L'observation des évolutions des différents postes du bilan de l'exploitation agricole moyenne au cours de la période 1991-1997 nous conduit à faire remarquer que les dégradations de l'environnement conjoncturel ont occasionné une diminution du total du bilan de l'exploitation agricole moyenne (qui passe de 255 000 € à 240 700 €) entre 1991 et 1993, avant de se redresser pour atteindre finalement 259 700 € en fin de période. Ce mouvement affecte l'actif circulant, qui passe de 80 100 € à 77 300 € entre 1991 et 1993, pour atteindre finalement 88 400 € en 1997. L'actif immobilisé évolue de manière similaire, se réduisant de 174 300 € à 162 900 € entre 1991 et 1993, et

atteignant finalement 170 800 € en 1997. La composition de l'actif du bilan demeure stable tout au long de la période considérée, la part de l'actif immobilisé étant des 2/3 (1/3 pour l'actif circulant).

Tableau 3.4.7
Bilan simplifié des exploitations : Ensemble des exploitations
 (Moyennes 1991-1997, en milliers d'euros constants 1997)

	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	Moyenne 1991-1997
Actif immobilisé	174,3	169,6	162,9	164,2	166,0	169,6	170,8	168,2
Immobilisations incorporelles	0,5	1,0	0,9	1,0	1,0	1,0	1,1	0,9
Immobilisations corporelles	169,5	164,0	157,4	158,6	160,2	163,5	164,6	162,5
Immobilisations financières	4,3	4,6	4,6	4,7	4,8	5,1	5,1	4,8
Actif circulant	80,1	79,7	77,3	80,5	84,7	86,1	88,4	82,4
Stocks et encours de production	53,6	53,6	51,9	53,1	55,5	56,9	59,0	54,8
Valeurs réalisables	17,7	17,5	17,1	19,0	20,7	20,9	20,7	19,1
Valeurs disponibles	8,9	8,7	8,3	8,4	8,6	8,3	8,7	8,6
Régularisation Actif	0,6	0,6	0,5	0,5	0,5	0,5	0,5	0,5
TOTAL ACTIF	255,0	249,9	240,7	245,3	251,2	256,2	259,7	251,1
Capitaux permanents	168,8	165,7	161,0	168,4	173,9	180,2	184,5	171,8
Endettement total	86,1	84,1	79,6	76,8	77,3	75,8	75,1	79,3
Dettes financières à LMT	59,9	58,1	53,9	51,1	49,5	48,3	47,8	52,7
Dettes financières à CT	4,1	4,3	4,3	3,8	4,0	3,9	3,6	4,0
Comptes financiers	4,5	4,4	4,7	4,6	4,9	4,5	4,9	4,6
Comptes de tiers	17,5	17,3	16,8	17,4	19,0	19,1	18,8	18,0
Régularisation Passif	0,1	0,1	0,1	0,0	0,0	0,3	0,1	0,1
TOTAL PASSIF	255,0	249,9	240,7	245,3	251,2	256,2	259,7	251,1

Source : Panel RICA-Source fiscale 1991-1997 (résultats non extrapolés)

Les évolutions observées au niveau de la structure du passif laissent entrevoir un mouvement de désendettement de l'exploitation agricole moyenne, le taux d'endettement se réduisant de 33,8 % à 28,9 % entre 1991 et 1997. La structure de l'endettement est également affectée, puisque la part des dettes financières se réduit de 74,4 % à 68,4 %, ce qui est imputable aux remboursements d'emprunts à long et moyen terme. La part des dettes non financières progresse pour sa part de 25,6 % à 31,6 % sur la période considérée.

Cette approche descriptive des caractéristiques financières des exploitations peut encore être complétée en tenant compte du statut du foyer d'agriculteur en matière d'emploi en 1991 et/ou 1997. Le *tableau 3.4.8* laisse ainsi entrevoir un total du bilan

inférieur en moyenne pour les foyers concernés par la pluriactivité. Il atteint ainsi 168 900 € pour les « foyers monoactifs en 1991 » (et 169 500 € pour les « foyers monoactifs en 1997 »), contre 165 300 € en moyenne pour les « foyers pluriactifs en 1991 » (et 163 600 € pour les foyers pluriactifs en 1997 »). Cette faiblesse de l'actif total se vérifie tant au niveau de l'actif immobilisé que de l'actif circulant. Les exploitations se différencient toutefois peu en matière de structure de l'actif, l'actif immobilisé représentant, quel que soit le statut de l'exploitation, les deux tiers environ de l'actif total. Au niveau de la structure du passif, il convient par contre de souligner le taux d'endettement supérieur des exploitations dont le foyer est concerné par la pluriactivité, dès lors que l'endettement total représente 32,8 % du passif total des « foyers pluriactifs en 1991 » (soit 79 500 € environ) et même 34,2 % du passif des « foyers pluriactifs en 1997 » (soit 82 100 €), contre 31,3 % du passif pour les « foyers monoactifs en 1991 » (soit 79 200 €) et 30,9 % du passif pour les « foyers monoactifs en 1997 » (soit 78 500 €). Des différences sont également observables au niveau de la structure de leur endettement (en terme de dettes financières/non financières et dettes à court terme/long et moyen terme). Les données du bilan permettent encore d'évaluer la dimension patrimoniale de l'exploitation à l'aune de l'actif net. Ce patrimoine professionnel net tend dans l'ensemble à être supérieur pour les foyers monoactifs (atteignant 162 800 € pour les « foyers pluriactifs en 1991 » et 157 700 € pour les « foyers pluriactifs en 1997 », contre 174 200 € pour les « foyers monoactifs en 1991 » et même 175 900 € pour les « foyers monoactifs en 1997 »).

La prise en compte des trajectoires individuelles des foyers d'agriculteurs en matière de pluriactivité **entre 1991 et 1997** laisse entrevoir des différences sensibles au niveau du total du bilan pour les « foyers pluriactifs en 1991 et 1997 » et les « foyers monoactifs en 1991 et 1997 ». Le total du bilan s'élève ainsi à 252 700 € pour les monoactifs, contre 231 400 € environ pour les foyers pluriactifs. Si ces deux catégories d'exploitations se différencient une fois encore relativement peu en matière de structure de l'actif, il convient par contre de souligner la plus forte propension à l'endettement des foyers pluriactifs. Le taux d'endettement atteint ainsi près de 33 % pour ces foyers

(75 600 € environ) contre 31 % pour les foyers monoactifs (77 500 €). La dimension patrimoniale est très inférieure pour les pluriactifs, puisque le patrimoine net n'atteint que 155 800 € pour ces derniers, contre près de 175 200 € pour leurs homologues monoactifs. Les exploitations agricoles ayant connu un changement de statut en matière d'emploi entre 1991 et 1997 sont pour leur part caractérisées par un total du bilan très supérieur à celui des « foyers pluriactifs en 1991 et 1997 » et même des « foyers monoactifs en 1991 et 1997 », puisqu'il s'élève à 262 900 € environ en moyenne pour les « foyers pluriactifs en 1997 uniquement » au cours de la période considérée et surtout à 282 800 € pour les « foyers pluriactifs en 1991 uniquement ». Ces deux catégories d'exploitations bénéficient également d'un endettement supérieur, celui-ci atteignant 93 900 € environ pour les « foyers pluriactifs en 1991 uniquement » (soit un taux d'endettement moyen de 33,2 % environ) et 100 100 € environ pour les « foyers pluriactifs en 1997 uniquement » (soit un taux d'endettement de 38,1 %). En dépit de cet endettement supérieur, la dimension patrimoniale de l'exploitation tend à demeurer supérieure pour ces exploitations, puisqu'elle s'établit en moyenne à 162 800 € environ pour les « foyers pluriactifs en 1997 uniquement » et à 188 900 € pour les « foyers pluriactifs en 1991 uniquement ».

Tableau 3.4.8

Bilan simplifié des exploitations

(Moyennes 1991-1997, en milliers d'euros constants 1997)

	Statut en 1991			Statut en 1997					
	Ensemble des exploitations	Exploitations monoactives	Exploitations pluriactives	Exploitations monoactives	Exploitations pluriactives	Exploitations monoactives en 1991 et 1997	Exploitations pluriactives en 1991 uniu.	Exploitations pluriactives en 1997 uniu.	Exploitations pluriactives en 1991 et 1997
Actif immobilisé	168,2	168,9	165,3	169,5	163,6	168,0	194,9	180,7	157,4
Immobilisations incorporelles	0,9	0,9	0,9	0,9	1,1	0,9	0,9	1,9	0,9
Immobilisations corporelles	162,5	163,3	159,5	164,0	157,5	162,5	188,6	173,5	151,7
Immobilisations financières	4,8	4,7	4,9	4,7	5,0	4,6	5,4	5,4	4,8
Actif circulant	82,4	83,9	76,6	84,3	75,8	84,1	87,4	81,4	73,7
Stocks et encours de production	54,8	56,5	48,3	57,0	47,1	57,1	55,7	49,5	46,2
Valeurs réalisables	19,1	18,9	19,6	18,8	20,1	18,6	22,7	23,4	18,8
Valeurs disponibles	8,6	8,5	8,7	8,5	8,6	8,5	9,0	8,5	8,6
Régularisation Actif	0,5	0,5	0,4	0,5	0,5	0,5	0,5	0,7	0,4
TOTAL ACTIF	251,1	253,4	242,3	254,4	239,8	252,7	282,8	262,9	231,4
Capitaux permanents	171,8	174,1	162,8	175,8	157,5	175,1	188,8	162,2	155,8
Endettement total	79,3	79,2	79,5	78,5	82,1	77,5	93,9	100,1	75,6
Dettes financières à LMT	52,7	52,7	52,7	52,3	53,9	51,5	64,9	66,4	49,4
Dettes financières à CT	4,0	4,0	4,0	4,0	4,1	4,0	3,3	4,0	4,2
Comptes financiers	4,6	4,7	4,5	4,6	4,7	4,6	4,4	5,3	4,5
Comptes de tiers	18,0	17,9	18,3	17,6	19,4	17,4	21,3	24,4	17,5
Régularisation Passif	0,1	0,1	0,0	0,1	0,2	0,1	0,1	0,6	0,0
TOTAL PASSIF	251,1	253,4	242,3	254,4	239,8	252,7	282,8	262,9	231,4

Source : Panel RICA-Source fiscale 1991-1997 (résultats non extrapolés)

C.- Pluriactivité et difficultés financières des exploitations

L'étude des principales caractéristiques structurelles, économiques et financières des exploitations qui composent le panel RICA-Source fiscale peut enfin être complétée, dans le cadre de ce dernier paragraphe, par la recherche d'éventuelles corrélations entre le statut des foyers d'agriculteurs en matière d'emploi et l'intensité des difficultés financières auxquelles les exploitations peuvent être confrontées. Cette question revêt une importance particulière dans le débat public, puisque la décision de pluriactivité est fréquemment associée dans les esprits à l'émergence de difficultés financières, les foyers d'agriculteurs confrontés à de telles difficultés étant incités à rechercher un complément de ressources hors de l'exploitation afin de restaurer l'équilibre financier de l'unité ménage/exploitation. Dans une telle perspective, la fréquence des difficultés financières devrait être supérieure pour les exploitations concernées par la pluriactivité.

La littérature relative aux agriculteurs en difficulté a connu, au cours de la décennie 1980, d'importants développements en France, en particulier au sein du département d'Economie et Sociologie Rurales (ESR) de l'INRA. Ces travaux, initiés par Aubert et Léon (1987), se sont principalement poursuivis dans la période récente sous l'impulsion de Colson, de Chatellier et de Blogowski (Blogowski, Colson et Léon, 1992 ; Colson *et al.*, 1993 ; Colson, Blogowski et Chatellier, 1995). La question centrale dans cette littérature du repérage des exploitations agricoles en difficulté a ainsi donné lieu au développement et à la mise en œuvre d'outils méthodologiques plus ou moins sophistiqués (fonctions de score, etc.). Nous avons pour notre part opté pour une méthodologie simple, mais néanmoins répandue dans les travaux relatifs aux difficultés financières en agriculture, autorisant le classement des exploitations du panel en fonction de leur degré de risque financier et s'appuyant sur des « *critères objectifs, précis et aisément mesurables* » (Blogowski *et al.*, 2002).

La typologie retenue dans cette étude, originellement proposée par Colson, Chatellier et Blogowski (1995), associe trois indicateurs de la solvabilité de l'exploitation agricole

pour distinguer quatre classes de risque financier (risque nul, risque faible, risque moyen et risque élevé). Ces trois indicateurs sont :

- le ratio *Service de la dette*³³/*Produit brut*, qui rapporte le poids de l'endettement dans l'activité de l'exploitation. Cet indicateur rend notamment compte de la capacité de l'exploitation à faire face à ses obligations financières (Carles, 1999) ;
- le ratio *Endettement total/Actif du bilan*, qui permet d'apprécier l'autonomie financière de la firme agricole. Un niveau élevé de ce ratio traduit une forte dépendance de l'exploitation vis-à-vis de ses créanciers, ce qui est de nature à compromettre son endettement ultérieur (Carles, 1999) ;
- le ratio *Dettes à court terme/Actif circulant*, qui constitue un ratio de liquidité générale décrivant dans quelle mesure l'actif circulant (stock et encours de production, valeurs réalisables et valeurs disponibles) permet d'assurer la couverture des dettes à court terme de l'exploitation (Carles, 1999).

Pour chaque ratio, Colson, Chatellier et Blogowski (1995) définissent deux seuils de risques : un **seuil d'alerte**, au delà duquel les équilibres financiers de l'exploitation sont fragilisés, et un **seuil critique**, au delà duquel la situation financière de l'entreprise agricole peut être considérée comme particulièrement dégradée. Le tableau suivant (*tableau 3.4.9*) récapitule les seuils retenus pour chaque indicateur :

Figure 3.4.9

Seuil retenus pour la construction de la typologie des risques financiers

	Annuités(*)/ Produit brut	Dettes totales/ Passif	Dettes CT/ Actif circulant
Seuil d'alerte	15%	60%	50%
Seuil critique	20%	80%	100%

Source : Colson, Chatellier et Blogowski (1995)

³³ Le service de la dette correspond au remboursement de capital à long et moyen terme, augmenté des charges financières à court, moyen et long terme.

Chacune des exploitations du panel peut désormais être rattachée à un groupe de risque, selon sa position par rapport aux seuils retenus pour ces indicateurs financiers³⁴. A l'instar des précédents paragraphes, les résultats obtenus peuvent être présentés et commentés en dégagant d'abord les grandes évolutions observées sur l'échantillon complet (1.), puis en tenant compte du statut des foyers d'agriculteurs en matière d'emploi en 1991 et/ou 1997 (2.).

1.- Ensemble des exploitations

Les exploitations qui composent le panel RICA-Source fiscale demeurent en moyenne majoritairement saines du point de vue financier au cours de la période 1991-1997 (tableau 3.4.10). La part dans l'échantillon des exploitations présentant un risque nul s'établit en effet à 52,0 % en moyenne sur l'ensemble de la période considérée, contre 23,4 % pour les exploitations présentant un risque faible, 18,5 % pour les exploitations présentant un risque moyen et 5,7 % à peine pour les exploitations présentant un risque élevé.

Tableau 3.4.10
Typologie du risque financier

	Ensemble des exploitations
Risque financier :	
- Nul	52,0%
- Faible	23,9%
- Moyen	18,5%
- Elevé	5,7%
Total	100,0%

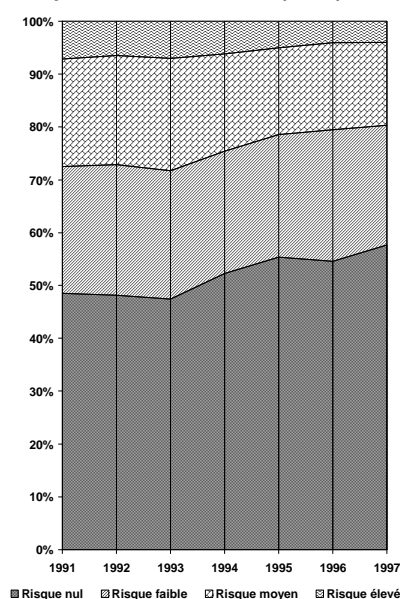
Source : Panel RICA-Source fiscale 1991-1997 (résultats non extrapolés)

Ces résultats dissimulent en réalité deux épisodes distincts d'évolution du risque financier au cours de la période étudiée (figure 3.4.1). Ainsi, après une phase initiale de lente dégradation de leur position financière, les exploitations ont vu à partir de 1993

³⁴ Le risque financier est ainsi supposé nul lorsqu'aucun des trois ratios n'excède le seuil d'alerte. Le risque est dit faible lorsqu'aucun des ratios ne dépasse le seuil critique. Le risque est qualifié de moyen dès lors qu'un ratio dépasse le seuil critique et que les deux autres sont inférieurs au seuil d'alerte ou qu'un ratio dépasse le seuil critique, un autre le seuil d'alerte, le troisième demeurant inférieur au seuil d'alerte. Enfin le risque est supposé élevé lorsqu'un ratio au moins dépasse le seuil critique, les deux

leur position financière s'améliorer très nettement, en accusant toutefois un très léger infléchissement en 1996. La part dans l'échantillon des exploitations présentant un risque financier nul accuse ainsi un léger recul de 48,5 % à 47,4 % entre 1991 et 1993, avant de se redresser, pour atteindre finalement 57,7 % en 1997. Dans le même temps, la part dans l'échantillon des exploitations présentant un risque financier élevé se réduisait régulièrement, passant de 7,1 % environ en 1991 à 4,0 % seulement en 1997.

Figure 3.4.1.
Evolution des effectifs par groupe de risque entre 1991 et 1997 (en %)



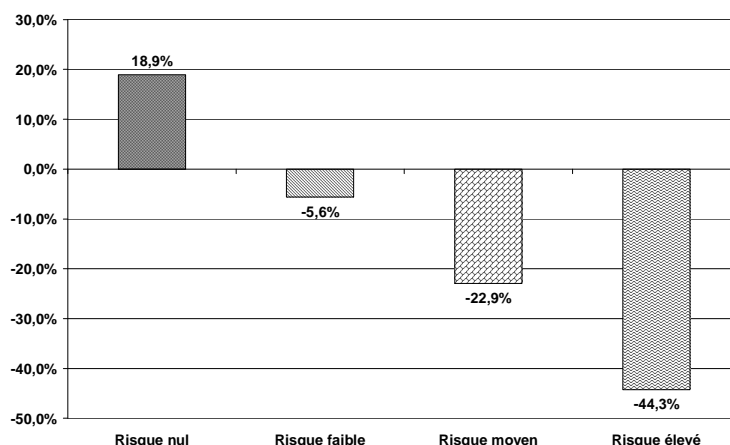
Source : Panel RICA-Source fiscale 1991-1997 (résultats non extrapolés)

Cette embellie de la situation financière des exploitations constatée à partir de 1993 est confirmée par une étude récente de Blogowski *et al.* (2002) portant toutefois sur un champ plus large – l'ensemble des observations du RICA –, et s'expliquerait principalement, selon ces auteurs, par l'entrée en vigueur de la réforme de la Politique Agricole Commune de 1992 et par le versement d'aides directes substantielles, qui auraient permis une amélioration sensible de la position financière d'un grand nombre de producteurs.

autres étant supérieur au seuil d'alerte ou que deux ratios sont supérieurs au seuil critique, le troisième demeurant inférieur au seuil d'alerte (Colson, Chatellier et Blogowski, 1995).

Au final (figure 3.4.2), les exploitations du panel RICA-Source fiscale présentant un risque nul ont vu leurs effectifs s'accroître de +19,6 % au cours de la période 1991-1997, tandis que les exploitations présentant un risque financier voyaient leurs effectifs se réduire entre ces deux dates de -5,6 % pour les risques faibles, de -23,9 % pour les risques moyens et surtout de -44,3 % pour les risques élevés.

Figure 3.4.2
Variation des effectifs entre 1991 et 1997 selon le degré de risque financier (en %)



Source : Panel RICA-Source fiscale 1991-1997 (résultats non extrapolés)

Enfin, la prise en compte des trajectoires individuelles en matière de risque financier (tableau 3.4.11) permet encore de mettre en évidence une amélioration de leur situation financière entre 1991 et 1997 pour 517 exploitations (soit 30,2 % de l'échantillon), un maintien pour 890 exploitations (soit 52,0 % de l'échantillon) et une dégradation pour 305 exploitations (soit 17,8 % de l'échantillon)³⁵.

Tableau 3.4.11
Typologie du risque financier

Evolution 1991-1997	Ensemble des exploitations
Amélioration	30,2%
Maintien	52,0%
Détérioration	17,8%
Total	100,0%

Source : Panel RICA-Source fiscale 1991-1997 (résultats non extrapolés)

³⁵ L'amélioration de la situation financière correspond à une situation dans laquelle le degré de risque de l'exploitation en 1997 est plus faible que celui observé en 1991, le maintien à une situation où le degré de risque en 1997 est identique à celui de 1991, la détérioration à une situation où le degré de risque est supérieur en 1997 au degré de risque présenté en 1991.

2.- Prise en compte du statut en matière de pluriactivité

Les exploitations concernées par la pluriactivité semblent avoir été, en moyenne sur la période 1991-1997, plus fréquemment confrontées à des difficultés financières (tableau 3.4.12). Les exploitations présentant un risque financier nul tendent en effet à être plus faiblement représentées parmi les « exploitations pluriactives en 1991 » et les « exploitations pluriactives en 1997 », alors même que la part des exploitations présentant un risque faible, moyen et élevé tend à y être supérieure.

Tableau 3.4.12
Typologie du risque financier
(Moyennes 1991-1997)

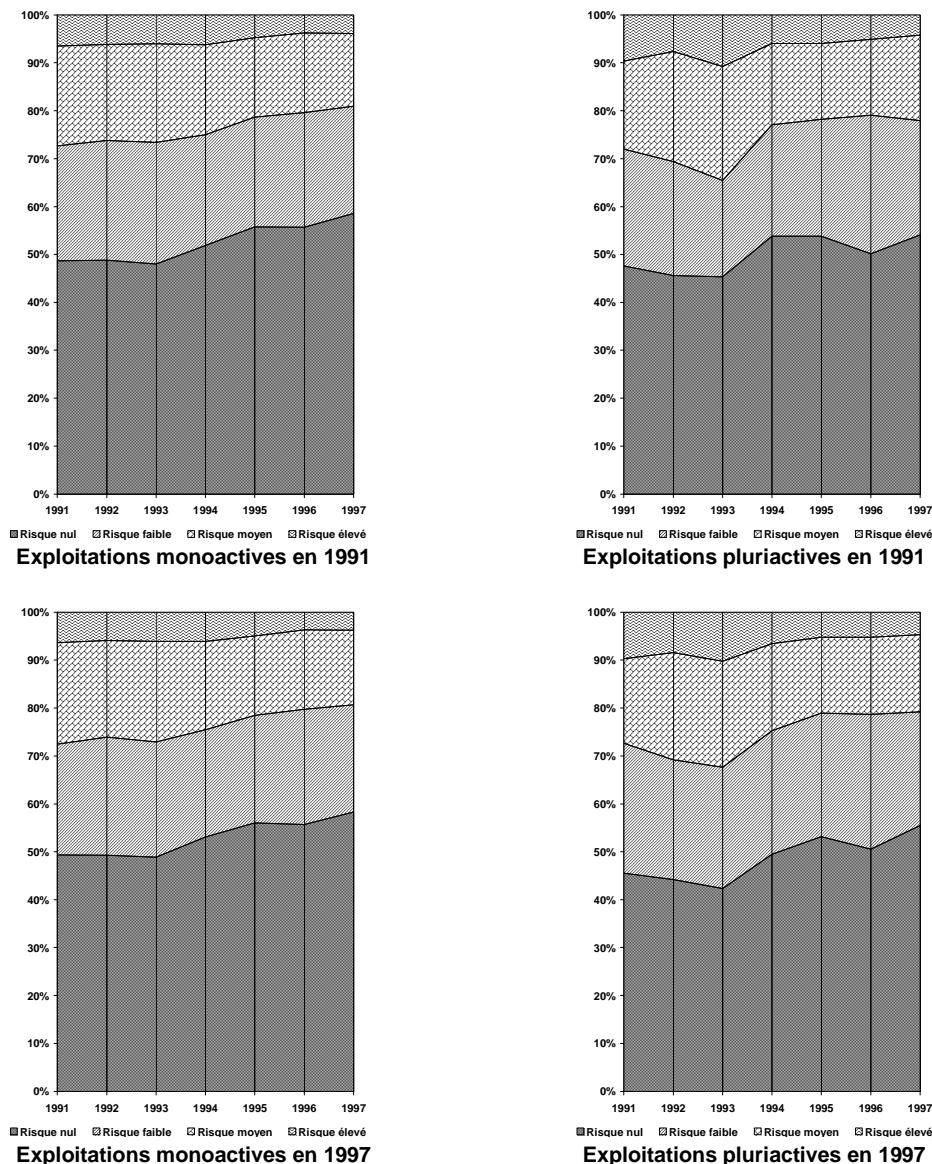
	Statut en 1991		Statut en 1997	
	Exploitations monoactives	Exploitations pluriactives	Exploitations monoactives	Exploitations pluriactives
Risque financier :				
- Nul	52,5%	50,1%	52,9%	48,7%
- Faible	23,8%	24,1%	23,3%	25,8%
- Moyen	18,4%	18,8%	18,5%	18,3%
- Elevé	5,3%	7,0%	5,3%	7,2%
Total	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%

Source : Panel RICA-Source fiscale 1991-1997 (résultats non extrapolés)

Les évolutions du risque financier au cours de la période 1991-1997, mises en évidence précédemment sur l'échantillon complet (figure 3.4.1), s'observent également pour les divers sous-échantillons distingués (figure 3.4.3). Ainsi, les « exploitations monoactives en 1991 » comme les « exploitations monoactives en 1997 » ont d'abord vu entre 1991 et 1993 leur position financière se dégrader lentement, avant de connaître, dès 1994, une amélioration – en dépit d'un très léger infléchissement en 1996. La part des exploitations présentant un risque financier nul a ainsi progressé *in fine* de près de 49 % en 1991 à plus de 58 % en 1997, alors que dans le même temps, les exploitations présentant un risque élevé voyaient leur part dans ce sous-échantillon se réduire de 6,5 % environ en 1991 à moins de 4 % en 1997. Les « exploitations pluriactives en 1991 » et les « exploitations pluriactives en 1997 » connaissent des évolutions similaires, mais l'ampleur de ces dernières tend à être plus accentuée. Ainsi, les exploitations concernées par la pluriactivité ont accusé une dégradation plus nette de leur situation financière entre 1991 et 1993, avant de connaître à leur tour une embellie

– elle aussi plus marquée – à partir de 1994. L’infléchissement de la position financière de 1996, déjà mentionné à propos des exploitations monoactives, est également accentué dans le cas des exploitations concernées par la pluriactivité. La part des exploitations présentant un risque financier nul décline ainsi de 47,6 % à 45,3 % entre 1991 et 1993 pour les « exploitations pluriactives en 1991 » (et même de 45,5 % à 42,4 % pour les « exploitations pluriactives en 1997 »), avant de se redresser pour atteindre finalement 54,1 % en 1997 (55,5 % pour les « exploitations pluriactives en 1997 »). Dans le même temps, la part des exploitations présentant un risque financier élevé se réduisait pour les deux catégories d’exploitations pluriactives de près de 10 % environ en 1991 à moins de 5 % en 1997.

Figure 3.4.3
Evolution des effectifs par groupe de risque entre 1991 et 1997 (en %)

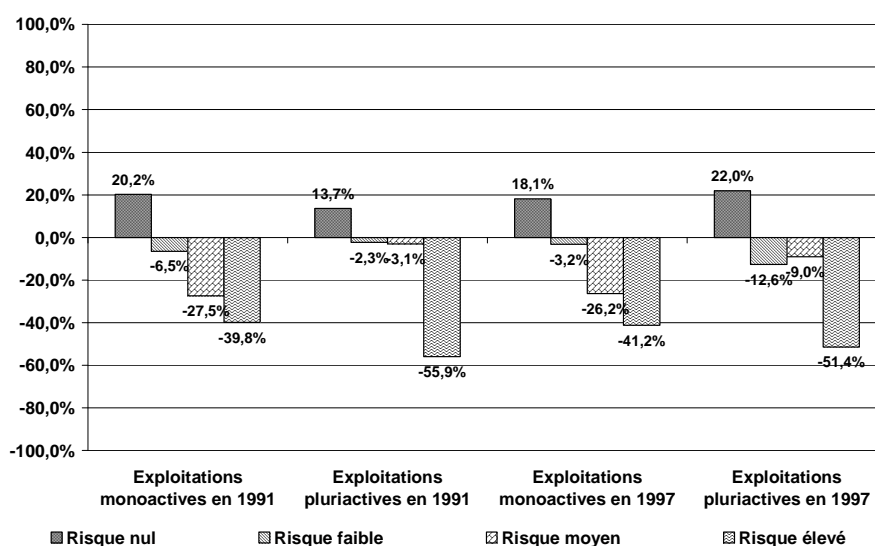


Source : Panel RICA-Source fiscale 1991-1997 (résultats non extrapolés)

Au final, la comparaison des évolutions des effectifs entre 1991 et 1997 laisse entrevoir (figure 3.4.4), une amélioration de la position financière des exploitations agricoles, monoactives comme pluriactives. Les « exploitations monoactives en 1991 » semblent toutefois avoir bénéficié d'une amélioration plus substantielle de leur situation financière que les « exploitations pluriactives en 1991 ». Les effectifs des exploitations

présentant un risque financier nul ont en effet progressé de +20,2 % dans le cas des « exploitations monoactives en 1991 » (contre +13,2 % dans le cas des « exploitations pluriactives en 1991 »), tandis que les effectifs présentant un risque faible et moyen voyaient leurs effectifs se réduire de -6,5 % et -27,5 % respectivement (-2,3 % et -3,1 % respectivement dans le cas des « exploitations pluriactives en 1991 uniquement »). Les exploitations pluriactives ont toutefois bénéficié d'un recul plus accentué des effectifs des exploitations présentant un risque financier élevé, (-55,9 % contre -38,9 % pour les « exploitations monoactives en 1991 »). L'amélioration globale de la situation financière des exploitations semble au contraire avoir plus fortement bénéficié aux « exploitations pluriactives en 1997 », puisque les exploitations présentant un risque financier nul ont vu leurs effectifs progresser de +22,0 % pour cette catégorie d'exploitation (contre +18,1 % pour les « exploitations monoactives en 1997 »), alors que les effectifs présentant un risque faible, moyen et élevé se réduisaient respectivement de -12,6 %, de -9,0 % et de -51,4 % (contre -3,2 %, -26,2 % et -41,2 % respectivement dans le cas des « exploitations monoactives en 1997 »).

Figure 3.4.4
Variation des effectifs entre 1991 et 1997 selon le degré de risque financier (en %)



Source : Panel RICA-Source fiscale 1991-1997 (résultats non extrapolés)

La prise en compte de la dimension individuelle (*tableau 3.4.13*) laisse entrevoir une propension plus faible des exploitations en proie à la pluriactivité au maintien de leur position financière, puisque 48 % environ de ces exploitations ont vu leur position financière se maintenir au cours de la période considérée, alors que cette proportion atteint 53 % dans le cas des exploitations monoactives. Il en découle une propension légèrement supérieure pour les pluriactifs à l'amélioration de la situation financière de leur exploitation (près de 31 % pour les « exploitations pluriactives en 1991 » et près de 32 % pour les « exploitations pluriactives en 1997 », contre 30 % environ pour leurs homologues monoactives), mais également à la détérioration de leur situation financière (17 % environ pour les exploitations monoactives, contre plus de 21 % pour les « exploitations pluriactives en 1991 » et près de 20 % pour les « exploitations pluriactives en 1997 »).

Tableau 3.4.13
Typologie du risque financier

Evolution 1991-1997	Statut en 1991		Statut en 1997	
	Exploitations monoactives	Exploitations pluriactives	Exploitations monoactives	Exploitations pluriactives
Amélioration	30,0%	30,9%	29,7%	32,1%
Maintien	53,1%	47,9%	53,0%	48,4%
Détérioration	16,9%	21,2%	17,3%	19,5%
<i>Total</i>	<i>100,0%</i>	<i>100,0%</i>	<i>100,0%</i>	<i>100,0%</i>

Source : Panel RICA-Source fiscale 1991-1997 (résultats non extrapolés)

La prise en compte des trajectoires individuelles des exploitations en matière d'emploi **entre 1991 et 1997** (*tableau 3.4.14*) tend à confirmer une fréquence plus élevée des difficultés financières sur les exploitations concernées par la pluriactivité, en particulier pour les exploitations concernées par un changement de statut en matière d'emploi entre 1991 et 1997. Ainsi, les « exploitations pluriactives en 1991 et 1997 » semblent plus fréquemment sujettes à des difficultés financières que les « exploitations monoactives en 1991 et 1997 », même si les écarts constatés demeurent, dans leur ensemble, limités. Au cours de la période 1991-1997, la part des exploitations présentant un risque financier nul s'élève à plus de 53 % en moyenne pour les « exploitations monoactives en 1991 et 1997 », contre 51 % environ dans le cas des « exploitations pluriactives en 1991 et 1997 ». Cette part s'établit encore à près de 47 %

dans le cas des « foyers pluriactifs en 1991 uniquement », mais n'excède pas 43 % dans le cas des « foyers pluriactifs en 1997 uniquement ».

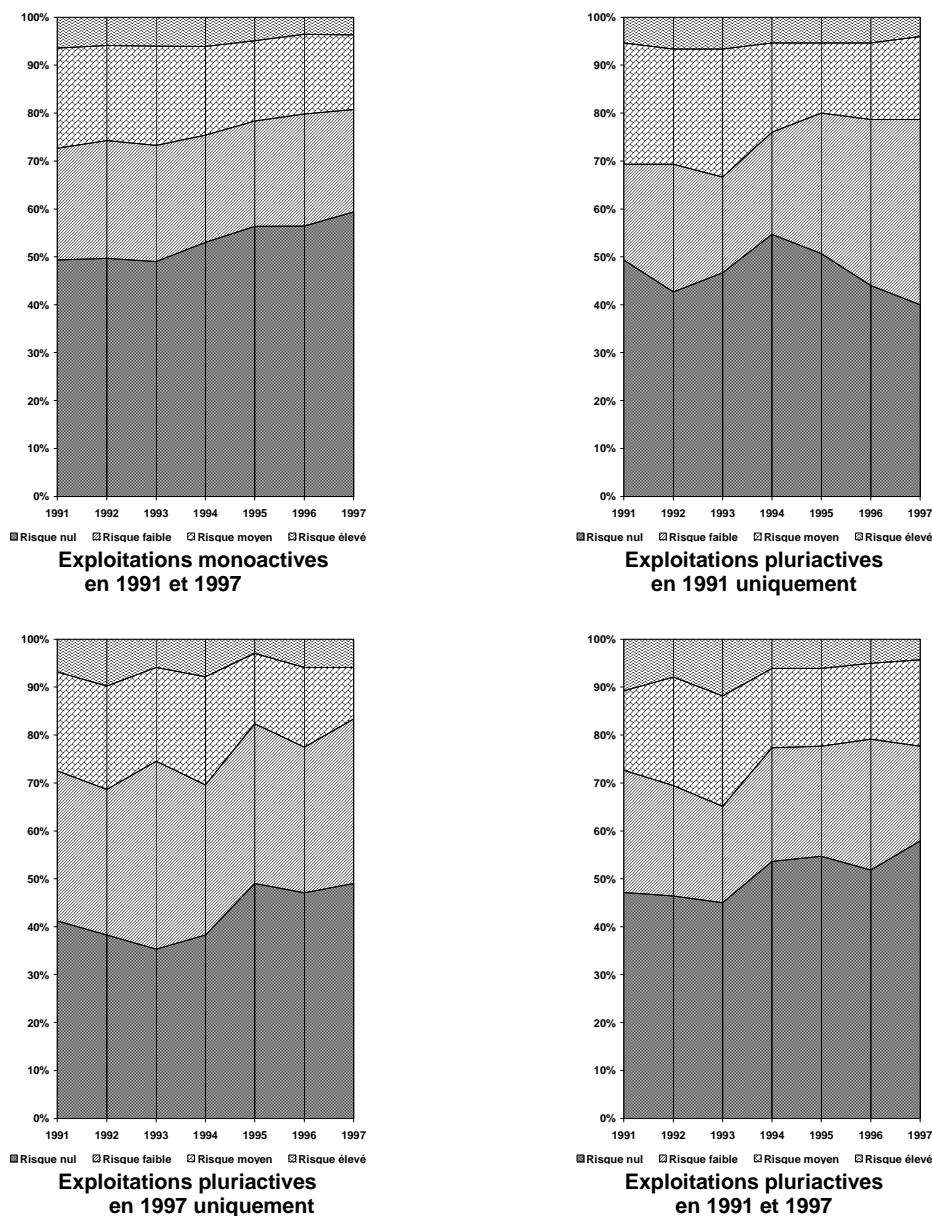
Tableau 3.4.14
Typologie du risque financier
 (Moyennes 1991-1997, en milliers d'euros constants 1997)

	Exploitations monoactives en 1991 et 1997	Exploitations pluriactives en 1991 uniquement	Exploitations pluriactives en 1997 uniquement	Exploitations pluriactives en 1991 et 1997
Risque financier :				
- Nul	53,3%	46,9%	42,6%	50,9%
- Faible	23,1%	27,2%	32,9%	23,2%
- Moyen	18,4%	20,4%	18,1%	18,4%
- Elevé	5,3%	5,5%	6,4%	7,5%
Total	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%

Source : Panel RICA-Source fiscale 1991-1997 (résultats non extrapolés)

Les évolutions temporelles du risque financier tendent également à être plutôt différenciées selon le statut des foyers d'agriculteurs en matière de pluriactivité. Pour les « exploitations monoactives en 1991 et 1997 » comme pour les « exploitations pluriactives en 1991 et 1997 », les évolutions observées sont globalement conformes à celles mises en évidence sur l'échantillon complet, à savoir une lente dégradation de situation financière entre 1991 et 1993, suivie d'une amélioration de la position financière des exploitations à compter de cette date. Ainsi, pour les « exploitations monoactives en 1991 et 1997 », la part des exploitations présentant un risque nul se maintient autour de 49 % entre 1991 et 1993, pour atteindre finalement 59,3 % en 1997. Pour les « exploitations pluriactives en 1991 et 1997 », la dégradation est plus sensible entre 1991 et 1993 puisque la part des exploitations présentant un risque financier nul de réduit de 47 % à 45 % environ entre ces deux dates, avant de se redresser pour atteindre finalement près de 58 % en fin de période. Les « exploitations pluriactives en 1997 uniquement » connaissent des évolutions similaires, mais sont caractérisées – de manière générale – par une plus faible représentation des exploitations présentant un risque nul. La part de ces dernières, qui n'atteint que 41 % environ en 1991 se réduit encore jusqu'en 1993 où elle atteint 35 %, avant de se redresser pour atteindre finalement 49 % en fin de période.

Figure 3.4.5
Evolution des effectifs par groupe de risque financier entre 1991 et 1997 (en %)

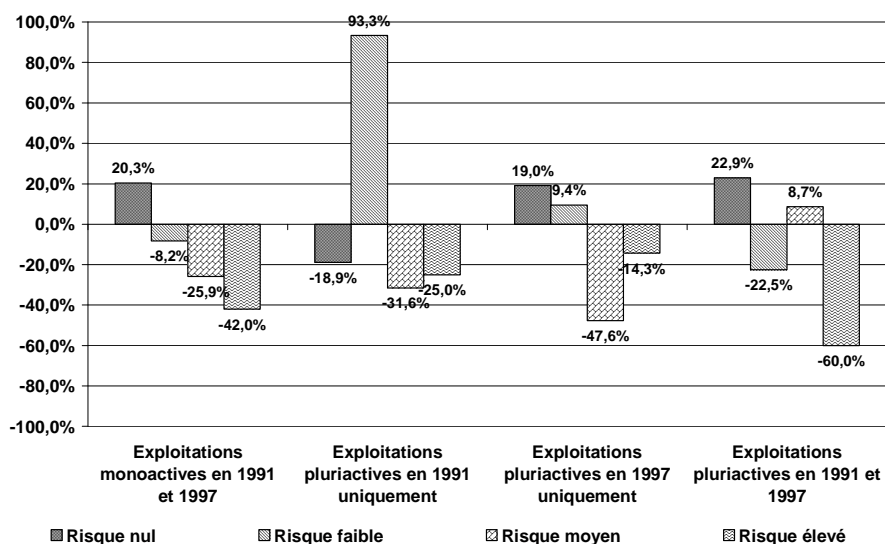


Source : Panel RICA-Source fiscale 1991-1997 (résultats non extrapolés)

Les « exploitations pluriactives en 1991 uniquement » accusent par contre au cours de la période 1991-1997 une nette détérioration de leur situation financière, dès lors que la part des exploitations présentant un risque nul chute brutalement entre 1991 et 1993 (de 49 % à moins de 43 %) avant de se redresser très provisoirement pour culminer à

près de 55 % en 1994 et se détériorer à nouveau pour ne plus atteindre que 40 % environ en 1997.

Figure 3.4.6
Variation des effectifs entre 1991 et 1997 selon le degré de risque financier (en %)



Source : Panel RICA-Source fiscale 1991-1997 (résultats non extrapolés)

Au final (*figure 3.4.6*), les risques financiers tendent à se réduire pour les « exploitations monoactives en 1991 et 1997 » puisque les effectifs des exploitations présentant un risque financier nul s'accroissent de +20,3 % entre 1991 et 1997, alors que dans le même temps, les effectifs des exploitations présentant un risque faible, moyen et élevé se réduisaient respectivement de -8,2 %, de -25,9 % et de -42,0 %. Ces grandes évolutions s'observent également pour les « exploitations pluriactives en 1991 et 1997 », mais se concrétisent différemment puisque les effectifs des exploitations présentant un risque financier nul progressent entre 1991 et 1997 de +22,9 % et que les exploitations présentant un risque financier faible et élevé connaissent une diminution de leurs effectifs de -22,5 % et de -60,0 % respectivement. Les effectifs des exploitations présentant un risque moyen tendent par contre à croître de +8,7 % pour ces exploitations. On assiste pour les « exploitations pluriactives en 1991 uniquement » à une détérioration particulièrement nette de leur position financière entre 1991 et 1997, puisque les effectifs des exploitations présentant un risque nul se réduisent de -18,9 %

et que les effectifs présentant un risque faible progressent de manière spectaculaire de +93,3 %. La part des exploitations présentant un risque moyen et élevé se réduisent par contre sur la période de -31,6 % et de -25,0 % respectivement. Enfin, pour les exploitations pluriactives en 1997 uniquement », il convient de souligner une tendance relativement nette à l'amélioration de leur situation financière entre 1991 et 1997, puisque les exploitations présentant un risque nul et faible progressent respectivement de +19,0 % et de +9,4 %, alors que les exploitations présentant un risque moyen et élevé voyaient leurs effectifs se réduire respectivement de -47,6 % et de -14,3 %.

Tableau 3.4.15
Typologie du risque financier

Evolution 1991-1997	Exploitations monoactives en 1991 et 1997	Exploitations pluriactives en 1991 uniquement	Exploitations pluriactives en 1997 uniquement	Exploitations pluriactives en 1991 et 1997
Amélioration	29,9%	25,3%	31,4%	32,4%
Maintien	53,5%	45,3%	48,0%	48,6%
Détérioration	16,6%	29,3%	20,6%	19,1%
<i>Total</i>	<i>100,0%</i>	<i>100,0%</i>	<i>100,0%</i>	<i>100,0%</i>

Source : Panel RICA-Source fiscale 1991-1997 (résultats non extrapolés)

La prise en compte de la dimension individuelle (*tableau 3.4.15*) vient renforcer ces différentes conclusions, en faisant apparaître une propension plus forte des exploitations pluriactives à la détérioration de leur situation financière. Ainsi, la part des exploitations ayant subi une détérioration de leur position financière entre 1991 et 1997, qui s'établit à moins de 17 % dans le cas des « exploitations monoactives en 1991 et 1997 », atteint près de 20 % pour les « exploitations pluriactives en 1991 et 1997 » et les « exploitations pluriactives en 1997 uniquement » et même 30 % dans le cas des « exploitations pluriactives en 1991 uniquement ». Pour ces dernières exploitations, la part des exploitations ayant connu une détérioration de leur situation est même supérieure à celle des exploitations ayant connu une amélioration (qui s'établit à 25 % environ). Cette dernière part est par contre supérieure pour les « exploitations pluriactives en 1997 uniquement » (31 % environ) et les « exploitations pluriactives en 1991 et 1997 » (plus de 32 %) à celle des « exploitations monoactives en 1991 et 1997 » (30 % environ).

Chapitre 4 :

Applications empiriques

L'approche descriptive des relations que sont susceptibles d'entretenir le statut du foyer d'agriculteur en matière d'emploi et les principales caractéristiques physiques, économiques et financières des exploitations se doit désormais d'être complétée par une approche plus analytique de ces relations, visant à explorer plus en profondeur l'influence des décisions d'emploi sur les comportements de financement et sur la stratégie de croissance de l'exploitation. De ce qui précède, il convient de retenir que les exploitations concernées par la pluriactivité semblent dans les faits bénéficier de facilités d'accès à la ressource financière, tant au plan du financement interne du cycle de production et des investissements qu'au plan du financement externe de ces mêmes dépenses.

Cette situation peut en réalité renvoyer à deux cas de figure bien distincts. Une première interprétation peut consister à voir dans le statut du foyer d'agriculteur en matière d'emploi un facteur propice à l'accès au financement, dès lors que comme cela a pu être mis en évidence précédemment, la perception de revenus d'activité extérieure autorise une réduction du montant des prélèvements privés, libérant des fonds qui peuvent être réinvestis sur l'exploitation (montant supérieur de l'autofinancement brut).

Le statut du foyer d'agriculteur en matière d'emploi peut également exercer une influence sur les conditions d'accès au financement externe, l'autofinancement brut supérieur traduisant l'engagement des membres du foyer dans le bon fonctionnement de l'exploitation et contribuant en soi à atténuer le risque de défaillance de l'emprunteur. Les revenus d'activité extérieurs peuvent également remplir pour l'intermédiaire financier une fonction de garanties supplémentaires des prêts octroyés. Une seconde lecture possible peut consister à voir dans le statut du foyer d'agriculteur en matière de pluriactivité une conséquence d'une situation financière difficile. L'exploitation agricole a contracté des dettes importantes, qui donnent lieu à des remboursements d'emprunts eux aussi importants, et qui ne peuvent que difficilement être couverts à partir des seules ressources financières dégagées par l'exploitation (au risque de mettre en péril le niveau de vie du foyer). Ce dernier est alors incité, du fait de cette situation financière difficile, à rechercher un complément de ressources hors de l'exploitation, afin de rétablir l'équilibre des emplois et ressources de l'unité ménage/exploitation.

La mise en relation des fréquences de pluriactivité et des difficultés financières ne nous a pas permis, dans le cadre du présent chapitre, de trancher très nettement cette question, dès lors que les divergences constatées entre les diverses catégories d'exploitations demeurent dans l'ensemble ténues pour les exploitations non concernées par un changement de statut en matière d'emploi, les seuls résultats tangibles étant l'amélioration de la situation financière des exploitations dont le foyer est entré en pluriactivité entre 1991 et 1997 et la nette dégradation de la position financière des exploitations ayant cessé d'être concernées par la pluriactivité entre 1991 et 1997.

Le présent chapitre entend prolonger nos travaux en recherchant d'éventuelles spécificités des exploitations en fonction de leur statut en matière d'emploi, en s'interrogeant d'abord sur les déterminants de leurs décisions de financement, autrement dit en s'intéressant aux spécificités des exploitations dans leur arbitrage réalisé entre le financement interne et le financement externe de leur activité courante et de leurs projets d'investissement. Ces travaux, qui ne s'appuient pas sur un modèle micro-

économique duquel seraient rigoureusement dérivées des hypothèses testables empiriquement et valides théoriquement reposent sur l'estimation de relations économétriques construite de manière *ad hoc* et font l'objet des deux premières sections de ce chapitre.

La **première section** insiste ainsi sur les spécificités des exploitations en matière de financement interne, en fonction de leur position dans notre typologie des foyers d'agriculteurs en matière d'emploi. Cette première approche, qui tient compte du caractère mixte d'unité de production et de consommation du ménage agricole qui est une unité de production et de consommation met l'accent sur le montant des prélèvements privés. Elle consiste plus concrètement, en s'appuyant sur les développements récents de la littérature relative à la consommation et à l'épargne des ménages agricoles, à tester la sensibilité des comportements de prélèvements à un certain nombre de déterminants traditionnels de la consommation et de l'épargne. La **seconde section** prolonge ces travaux en s'interrogeant sur d'éventuelles spécificités des exploitations en matière d'accès à la ressource financière externe en fonction de leur position dans notre typologie des foyers d'agriculteurs. Ces travaux visent plus concrètement à appréhender les choix financiers des exploitations, en testant la sensibilité de leurs décisions de financement à un certain nombre de facteurs explicatifs, se rattachant à des corpus théoriques variés et qui influencent l'offre et la demande de crédit, mais qui sont pour l'essentiel liés à l'existence d'imperfections des marchés de capitaux. La **troisième et dernière section** entend enfin dépasser le caractère *ad hoc* des travaux entrepris jusqu'à présent en explorant les relations susceptibles de lier le statut du foyer d'agriculteur en matière d'emploi et la stratégie de croissance de l'exploitation, en tenant explicitement compte du fonctionnement imparfait du marché du crédit et en s'appuyant sur un modèle formel de ménage agricole, producteur et consommateur, duquel est dérivé un ensemble d'hypothèses testables économétriquement et valides théoriquement.

Section 1.- Pluriactivité et financement interne de l'exploitation

L'analyse économique des comportements de consommation et d'épargne des ménages agricoles a connu, au cours de la dernière décennie, un vif regain d'intérêt. Si la portée de ces travaux est avant tout de nature académique, en permettant à l'économiste agricole d'améliorer sa compréhension des différentes théories de la consommation – originellement développées dans un contexte plus général – et d'apprécier leur pertinence en matière d'analyse des comportements des ménages agricoles (Oskam et Woldehanna, 2001), les décisions de consommation et d'épargne sont également amenées à jouer un rôle déterminant en matière d'analyse financière de l'exploitation agricole (Barry, 1994).

Une connaissance approfondie des comportements de consommation est en effet de nature à apporter une contribution décisive au débat public, en permettant au décideur politique d'anticiper les effets de politiques économiques et agricoles et de leurs réformes sur les revenus agricoles, et de ce fait sur les dépenses de consommation des ménages agricoles, qui constituent également un indicateur de leur niveau de vie et de leur bien-être. Cette connaissance approfondie permet encore au décideur d'apprécier indirectement – dès lors que le financement des besoins familiaux entre en concurrence avec les dépenses contractées par le ménage agricole au titre de sa sphère productive dans l'affectation du revenu agricole – les effets des politiques agricoles en matière d'utilisation d'intrants, d'investissement et de remboursement d'emprunts et d'apprécier, par ce biais, la capacité des exploitations à croître et à se développer (Langemeier et Patrick, 1990 ; Phimister, 1995c).

Cette section est organisée comme suit. Après une revue succincte de la littérature économique relative aux comportements de consommation et d'épargne, dont la finalité première est de mettre à jour ses principaux intérêts et limites en matière d'analyse empirique du secteur agricole (A.), le second paragraphe de cette section est consacré,

en l'absence de source statistique directement utilisable, à l'élaboration d'un cadre original d'analyse, reposant sur l'étude du partage du revenu agricole entre les sommes ponctionnées par le foyer d'agriculteur pour financer ses besoins familiaux, et les sommes réinvesties sur l'exploitation (**B.**). Le troisième et dernier volet de cette section est enfin consacré à la présentation de la stratégie d'estimation retenue et des principaux résultats empiriques obtenus (**C.**).

A.- Revue de la littérature

Ce paragraphe se propose de replacer brièvement, dans leur contexte historique, les principaux développements de l'analyse économique relatifs aux comportements de consommation et d'épargne des ménages, intervenus pour l'essentiel au cours du dernier demi siècle, en insistant plus particulièrement sur les diverses spécifications de la fonction de consommation rencontrées dans la littérature empirique et transposées dans un contexte plus spécifiquement agricole par Girao, Tomek et Mount (1974), par Langemeier et Patrick (1990) ou, plus récemment, par Oskam et Woldehanna (2001). L'objectif ultime de ce paragraphe n'étant pas d'aboutir à l'exposé détaillé de ces différents corpus théoriques³⁶ – ce qui dépasserait assez largement le cadre de la présente étude –, cette revue de littérature se cantonnera d'abord volontairement à leur présentation très générale (**1.**), en faisant ensuite ressortir, dans la mesure du possible, leur intérêt en matière d'analyse des comportements des ménages agricoles (**2.**).

1.- Contexte théorique

Les développements de l'analyse économique relatifs aux comportements de consommation – et d'épargne – s'articulent très schématiquement autour de deux pôles principaux. Le premier axe de recherche, historiquement le plus ancien, est le fait d'économistes d'obédience keynésienne et privilégie une approche macro-économique

des comportements (a.). La seconde voie explorée dans la littérature, dont la vocation est également à l'origine d'ordre macro-économique, se propose toutefois de donner à ces comportements des fondements micro-économiques plus rigoureux et s'appuie sur les hypothèses du *revenu permanent* et du *cycle de vie* (b.).

a.- La fonction de consommation keynésienne et ses extensions

La paternité de la littérature économique moderne relative aux comportements de consommation et d'épargne des ménages est attribuable à Keynes³⁷ qui a jeté, dès 1936, les bases d'une fonction macro-économique de consommation. La spécification traditionnellement retenue dans les analyses empiriques consiste en une fonction affine, liant très simplement le montant de la consommation courante (noté C_t) au revenu de la période courante (noté Y_t) :

$$C_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_t + \varepsilon_t \quad (4.1.1)$$

où α_0 définit une consommation incompressible, α_1 la propension marginale à consommer et ε_t un terme d'erreur aléatoire.

L'idée générale, sous-jacente dans cette relation, est celle d'une « *loi psychologique fondamentale* », selon laquelle la consommation des agents économiques croît avec le revenu, mais à un rythme plus faible que ce dernier. La propension moyenne à consommer, définie comme le rapport de la consommation courante au revenu courant ($C_t/Y_t = \alpha_1 + \alpha_0/Y_t$), apparaît ainsi comme une fonction décroissante du revenu et est supérieure à la propension marginale à consommer α_1 , véritable pivot de la théorie keynésienne de la consommation. L'épargne ne revêt dans ce contexte qu'une

³⁶ Le lecteur intéressé par une telle présentation consultera avec profit les travaux de Deaton (1992), Romer (1997), Schubert (1996), Villieu (1997) ou encore Hairault [éd.] (2000).

³⁷ **KEYNES John Maynard (1936).**- *The General Theory of Employment, Interest and Money*, MacMillan, Traduction française *Théorie générale de l'emploi, de l'intérêt et de la monnaie*, Payot, 387 p.

dimension résiduelle, puisqu'elle s'apparente simplement à la part du revenu non consommé.

Les tentatives de validation empirique de la fonction de consommation keynésienne, entreprises dès les années 1940 par Kuznets (1942)³⁸ notamment, ont rapidement conduit à souligner la pertinence de cette spécification empirique sur données en coupe instantanée (analyse transversale), mais les résultats obtenus sur séries chronologiques longues (analyse longitudinale) tendent *a contrario* à fragiliser cette grille de lecture des comportements de consommation (*paradoxe de Kuznets*), dès lors que cette dernière serait plutôt une fonction linéaire du revenu, impliquant une égalisation des propensions moyennes et marginales à consommer. La propension marginale à consommer estimée en coupe instantanée tendrait de plus à demeurer inférieure à celle estimée sur séries chronologiques longues, traduisant une moindre sensibilité à court terme de la consommation aux variations du revenu, autrement dit une certaine inertie des comportements de consommation. Des reformulations de la fonction de consommation, originellement d'inspiration post-keynésienne, ont dès lors été rapidement expérimentées, afin notamment de rendre compte de la possibilité d'un ajustement graduel de la consommation aux variations du revenu, lié en particulier à la formation d'habitudes en matière de consommation.

Brown (1952)³⁹ a ainsi esquissé une première variante de la fonction de consommation keynésienne, consistant en l'introduction dans la spécification « de base » d'un processus d'ajustement partiel, destiné à tenir compte de ces possibilités d'ajustement graduel de la consommation aux fluctuations du revenu et modélisé très simplement par l'introduction, parmi les variables explicatives, de la consommation

³⁸ **KUZNETS Simon (1942).**- *Use of National Income in War and Peace*, National Bureau of Economic Research

³⁹ **BROWN (1952).**- « Habit Persistence and Lags in Consumer Behavior », *Econometrica*, vol. 20, pp. 355-371

retardée C_{t-1} . Cette nouvelle formulation, testée dans le contexte agricole par Langemeier et Patrick (1990), s'écrit par exemple :

$$C_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_t + \alpha_2 C_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.1.2)$$

Duesenberry (1952)⁴⁰ s'est pour sa part attaché à proposer une seconde reformulation de la fonction de consommation keynésienne, qualifiée de *théorie du revenu relatif*. Dans cette optique, la consommation d'un agent pourrait être liée à celle des autres ménages (effet de démonstration) ou – alternativement – au revenu le plus élevé observé par le passé (traduisant un effet d'accoutumance à un certain niveau de vie). Ce modèle, également destiné à rendre compte de la formation d'habitudes en matière de consommation, a fait l'objet de tentatives de validation empirique dans le secteur agricole sur données individuelles-temporelles de la part de Langemeier et Patrick notamment, qui ont procédé dans leur étude de 1990 à l'estimation économétrique d'une relation du type :

$$C_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_0 + \alpha_2 (Y_t - Y_0) + \varepsilon_t \quad (4.1.3)$$

où α_1 et α_2 s'interprètent respectivement comme une propension à consommer de long terme et comme une propension à consommation de court terme et où Y_0 désigne le revenu le plus élevé atteint par le passé. La consommation retardée n'apparaît pas explicitement dans la formulation de l'équation (4.1.3), puisque c'est le niveau de revenu le plus élevé atteint par le passé qui fait ici office de force de rappel. Toutefois, à la différence de la fonction de consommation keynésienne originelle ou de sa reformulation proposée par Brown, la relation (4.1.3) suggère une réaction asymétrique de la consommation en cas d'accroissement ou de diminution du revenu.

⁴⁰ DUESENBERY (1952).- *Income, Saving and the Theory of Consumer Behavior*, Harvard University Press

b.- La théorie du revenu permanent et ses extensions

D'autres approches théoriques, visant également à prendre en considération la formation d'habitudes en matière de consommation, ont été proposées un peu plus tardivement, en cherchant désormais à leur donner des fondements micro-économiques rigoureux. C'est en particulier le cas de la *théorie du revenu permanent*, développée par Friedman (1957)⁴¹. Dans ce modèle micro-économique de comportement individuel, qui repose sur des fondements empiriques particulièrement solides, Friedman opère une distinction entre la composante permanente et la composante transitoire de la consommation et du revenu. Il postule ainsi que la consommation permanente est une fonction linéaire du revenu permanent, tandis que la composante transitoire n'est, pour sa part, pas corrélée au revenu transitoire. La principale difficulté rencontrée lors des tentatives de validation empirique d'une telle approche consiste à distinguer la composante permanente de la consommation et du revenu de leur composante transitoire. Friedman propose d'approximer le revenu permanent par une moyenne pondérée des revenus réels passés et présents (en appliquant une pondération géométrique décroissante).

La pertinence de l'*hypothèse du revenu permanent*, appréciée dans le cas des ménages agricoles par Langemeier et Patrick (1990), mais également par Girao, Tomek et Mount (1974) ou plus récemment par Oskam et Woldehanna (2001), peut être testée empiriquement en procédant à l'estimation économétrique d'une relation du type :

$$C_t = \alpha_0 + \alpha_1 PI_t + \alpha_2 C_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.1.4)$$

où PI_t désigne le revenu permanent, construit en adoptant un schéma de pondération du type $PI_t = (1/2)Y_t + (1/3)Y_{t-1} + (1/6)Y_{t-2}$ ⁴².

⁴¹ **FRIEDMAN Milton (1957).**- *A Theory of the Consumption Function*, Princeton University Press/NBER

⁴² Ce revenu permanent peut également être formulé alternativement, en postulant un processus d'anticipations adaptatives.

La dernière fonction de consommation traditionnellement envisagée dans la littérature est celle de la *théorie du cycle de vie*, originellement développée par Modigliani et Brumberg (1954)⁴³ et par Ando et Modigliani (1963)⁴⁴, qui constitue probablement l'approche la mieux structurée en matière d'analyse des comportements de consommation et d'épargne, puisqu'elle repose sur des fondements théoriques particulièrement robustes, en retenant pour principal point d'ancrage le modèle micro-économique néoclassique des choix intertemporels. Dans ce cadre, l'utilité du consommateur est une fonction de sa consommation courante, mais également de sa consommation future. La maximisation de la fonction d'utilité du consommateur, sous la contrainte de ses gains (présents et futurs) sur le cycle de vie et de la richesse courante, définit une consommation proportionnelle aux ressources anticipées sur le cycle de vie, actualisées à la période initiale. Ces ressources, définies comme la somme de la valeur présente des revenus du travail anticipés sont généralement approximées à partir du revenu courant. La fonction de consommation à estimer empiriquement s'écrit, par exemple (Langemeier et Patrick, 1990) :

$$C_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_t + \alpha_2 C_{t-1} + \alpha_3 NW_t + \varepsilon_t \quad (4.1.5)$$

où NW_t désigne la richesse nette en début de période .

La théorie du cycle de vie s'est rapidement érigée en cadre d'analyse de référence dans la littérature économique moderne relative aux comportements de consommation et d'épargne. Une part non négligeable de ce succès est probablement imputable au fait qu'elle permet assez facilement de tenir compte des effets potentiels sur la consommation et l'épargne d'une grande variété de caractéristiques individuelles et familiales. Elle postule ainsi l'existence de liens entre l'**âge** et les décisions de consommation et d'épargne. Les besoins de consommation tendent en effet à être importants en début de cycle de vie, lors de la phase de constitution du ménage, tandis

⁴³ **MODIGLIANI Franco et BRUMBERG (1954)**.- « Utility Analysis and the Consumption Function: an Interpretation of Cross Section Data », in KURIHARA K. [éd.] *Post Keynesian Economics*, Rutgers University Press

que le revenu tend à être faible en fin de cycle de vie en période de retraite. En conséquence, l'épargne tend à demeurer faible en début de cycle de vie (il peut même alors y avoir désépargne), avant de devenir positive et d'atteindre un pic avant la retraite, pour décliner enfin une fois en retraite (période de désépargne). La **composition du ménage** est également de nature à influencer les décisions de consommation, puisque les ménages composés d'individus plutôt jeunes ou plutôt âgés tendent à épargner moins. Il peut également y avoir des profils différenciés de consommation et d'épargne en fonction du degré de **qualification des individus**. Cette corrélation entre l'épargne et le niveau d'éducation peut être imputable à une différence de taux de préférence pour le présent, les individus les plus patients étant probablement les plus enclins à suivre une formation longue et à épargner plus. L'influence de ces différentes caractéristiques peut aisément être discutée dans le cadre de *l'hypothèse du cycle de vie*. Il en est de même pour la variation anticipée du revenu, qui constitue un facteur propice à la constitution d'une épargne de précaution, ou l'existence de contraintes de liquidité, qui peuvent justifier une réduction de la consommation pour un niveau de revenu (faible) donné et impliquer un ajustement graduel de la consommation aux variations du revenu.

L'évidente proximité des hypothèses du *cycle de vie* et du *revenu permanent* justifie leur association fréquente dans la littérature, donnant naissance à *l'hypothèse du cycle de vie/revenu permanent*. Le principal point de divergence entre ces deux approches réside toutefois dans le fait que dans le modèle du cycle de vie, la consommation est liée à l'ensemble des ressources perçues sur le cycle de vie alors qu'elle n'est fonction, dans l'optique du revenu permanent, que d'un revenu moyen ou anticipé. *L'hypothèse du cycle de vie/revenu permanent*, qui s'est progressivement érigé en cadre d'analyse incontournable des comportements de consommation et d'épargne des ménages

⁴⁴ **ANDO Albert et MODIGLIANI Franco (1963)**.- « The Life-Cycle Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests », *American Economic Review*, vol. 53, pp. 55-84

agricoles, a donné lieu à un certain nombre de développements, particulièrement intéressants pour notre propos, qui se doivent dorénavant d'être examinés plus en détail.

2.- L'hypothèse du cycle de vie/revenu permanent

Le rôle dévolu à l'épargne s'avère traditionnellement important dans le cas des ménages agricoles, dans la mesure où l'épargne conditionne leurs possibilités futures de production et de consommation. Dans une étude réalisée récemment sur données norvégiennes, Sand (2002) entrevoit ainsi quatre motivations principales à l'épargne dans un contexte spécifiquement agricole. Le ménage agricole se doit en effet d'assurer en permanence :

1. la constitution et l'alimentation d'une *épargne de précaution*, conséquence de la variabilité potentiellement importante qui entache les revenus agricoles ;
2. la constitution et l'alimentation d'une *épargne agricole*, destinée à permettre au ménage d'honorer ses obligations financières et à contribuer, dans la mesure du possible, à l'autofinancement de l'activité courante et des investissements de l'exploitation agricole ;
3. la constitution et l'alimentation d'une épargne en vue de la *retraite*, ces besoins pouvant s'avérer particulièrement importants en l'absence de système de retraite ;
4. le *transfert intergénérationnel* de l'exploitation, le ménage étant incité à tout mettre en œuvre pour maintenir un certain degré de compétitivité à l'exploitation, et permettre à la génération qui présidera à l'avenir à la destinée de l'exploitation de bénéficier à son tour d'un potentiel de production – et par conséquent de revenus – important.

En écartant volontairement de la discussion les questions relatives aux problèmes de retraite et de transfert intergénérationnel de l'exploitation, qui ont fait l'objet par ailleurs de travaux spécifiques, les deux motivations principales de l'épargne que constituent l'*épargne de précaution* et l'*épargne agricole* peuvent être assez aisément examinées à partir de l'*hypothèse du cycle de vie/revenu permanent*.

Dans une telle optique, les montants de la consommation et de l'épargne et leur part dans le revenu disponible sont ainsi en premier lieu fonction du montant de ce dernier et de ses caractéristiques, au premier rang desquelles figure sa variabilité. Friedman fait en effet remarquer que la propension marginale à consommer est une fonction décroissante de la variabilité du revenu disponible, du fait de l'incertitude accrue qui caractérise alors le revenu disponible. Cette incertitude incite légitimement le ménage à accroître son épargne de précaution, puisqu'il devient dès lors optimal de constituer des réserves pour se prémunir contre ce risque de revenu et maintenir ultérieurement – le cas échéant – le niveau de vie des ménages. Du fait de la variabilité potentiellement importante qui caractérise les revenus agricoles et des besoins en épargne de précaution en résultant, les ménages agricoles seraient plus enclins, selon Sand (2002), à épargner plus et devraient être caractérisés par une propension à consommer réduite, comparativement aux autres catégories de ménages (non agricoles) qui retirent l'essentiel de leur revenu disponible de l'exercice d'activités salariées donnant lieu à des revenus plus stables que les revenus agricoles. A cet égard, la composition du revenu disponible est également de nature à jouer un rôle important dans les décisions de consommation et d'épargne. La diversification des sources de revenus est en effet susceptible d'autoriser les ménages qui en bénéficient à réduire leur épargne, du fait d'un risque de revenu atténué. Les foyers pluriactifs devraient ainsi se retrouver en toute logique dans une position intermédiaire du fait de la composition mixte de leur revenu disponible.

Parallèlement à ce motif de précaution, les décisions d'épargne du ménage agricole doivent également répondre à la nécessité de contribuer au financement de l'activité agricole. Les décisions de consommation et d'épargne sont ainsi influencées par la stratégie de développement de l'exploitation, qui détermine son besoin global de financement. Il convient alors de prendre en considération la question du bon fonctionnement du marché du crédit. Il apparaît en effet dans la littérature théorique qu'un marché du crédit fonctionnant de manière efficiente s'accompagne d'une réduction du volume de l'épargne de précaution.

Les tentatives de validation empirique de l'*hypothèse du cycle de vie/revenu permanent* se heurtent toutefois à certaines difficultés, principalement liées au développement d'une équation testable économétriquement et satisfaisante d'un point de vue théorique. De plus, la relative pénurie de données réellement adaptées – et leur qualité parfois discutable – rend la tâche encore plus ardue, ce qui peut justifier le caractère relativement embryonnaire des travaux empiriques ayant pris pour champ d'étude les comportements de consommation et d'épargne des ménages agricoles. La littérature empirique existante, qui a pour connu un relatif essor au cours de la dernière décennie, semble très schématiquement avoir privilégié deux types d'approches⁴⁵.

Certains travaux ont cherché, à la suite de Hall (1978), à valider empiriquement un modèle structurel de ménage agricole, producteur et consommateur, par l'estimation d'équations d'Euler de la consommation (Langemeier et Patrick, 1993 ; Phimister, 1995c ; Oskam et Woldehanna, 2002). Ces travaux, qui reposent sur l'emploi de fonctions d'utilité spécifiques, autorisent la dérivation d'équations théoriquement satisfaisantes et empiriquement testables. L'intérêt principal de ces travaux est de permettre un test rigoureux de l'hypothèse d'existence de *contraintes de liquidité*, liées à la présence d'imperfections des marchés de capitaux. Mais la principale limite de l'approche des comportements de consommation en terme d'équation d'Euler, qui met l'accent sur la croissance de la consommation, réside dans l'impossibilité d'analyser les montants proprement dits de la consommation et de l'épargne. Même si elle ne se rattache pas explicitement à un modèle structurel du ménage agricole, producteur et consommateur, une seconde voie de recherche peut toutefois s'avérer fructueuse⁴⁶.

⁴⁵ L'analyse de la consommation est traditionnellement préférée à l'analyse de l'épargne, les ménages exprimant une préférence marquée pour un sentier de croissance équilibrée de la consommation qui implique une fluctuation de l'épargne avec le revenu. Dans le modèle du cycle de vie/revenu permanent, la pension marginale à consommer de court terme joue un rôle déterminant, puisqu'elle agit directement sur le volume de l'épargne, pour un revenu donné.

⁴⁶ L'approche empirique des comportements de consommation à partir de l'équations d'Euler n'a pas pu faire l'objet d'investigations empiriques dans le cadre de la présente étude, du fait de l'absence de données adéquates. Comme cela sera discuté plus longuement dans l'introduction du prochain

La seconde piste de recherche esquissée dans la littérature a ainsi consisté en l'estimation de fonctions de consommation, destinées notamment à mieux appréhender empiriquement la propension marginale à consommer des ménages agricoles. Au cours de la dernière décennie, Langemeier et Patrick (1990) et plus récemment Oskam et Woldehanna (2001) ont ainsi cherché à estimer économétriquement cette dernière, en procédant à l'estimation des différentes formes fonctionnelles présentées précédemment. Aucune étude empirique ne s'est à proprement parler intéressée explicitement aux liens susceptibles d'exister entre les décisions d'emploi des ménages agricoles d'une part et les décisions de consommation (et d'épargne) d'autre part. Certains auteurs se sont toutefois intéressés aux effets de la composition du revenu global disponible sur la propension marginale à consommer, en procédant à une décomposition par source du revenu global destinée notamment à tenir compte de la présence de revenus d'activité extérieure. C'est en particulier le cas de l'étude de Carriker *et al.* (1993) ou, plus récemment, de Sand (2002). Selon ces auteurs, la propension marginale à consommer un ensemble de ressources sur le cycle de vie serait ainsi une fonction hautement non linéaire des risques qui caractérisent ces ressources, des risques de taux d'intérêt, de l'influence relative courante et future du revenu et de la richesse non humaine, du taux d'actualisation, du taux d'intérêt ou encore de l'horizon temporel. Enfin, conformément aux enseignements de la théorie du cycle de vie, les caractéristiques générales du ménage agricole sont susceptibles d'influencer fortement la consommation.

La consommation d'un ménage i à chaque période t (C_{it}) est ainsi modélisée par ces auteurs comme une fonction linéaire du revenu disponible (Y_{it}), de la richesse nette en début de période (NW_{it}) et d'un vecteur de caractéristiques du ménage agricole (Z_{it}) :

paragraphe, le panel RICA-Source fiscale 1991-1997 met par construction l'accent sur les activités productives du ménage, les données relatives à la consommation étant extrêmement sommaires. Une approche en terme d'équation d'Euler a toutefois été menée, mais en mettant l'accent sur les

$$C_{it}^* = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{it} + \alpha_2 NW_{it} + \alpha_3 Z_{it} \quad (4.1.6)$$

Ce modèle linéaire permet d'appréhender de manière satisfaisante les comportements de consommation, dès lors que les différents risques, le taux d'actualisation, les taux d'intérêt et l'horizon temporel sont supposés constants dans le temps pour chaque ménage considéré. Le terme C_{it}^* peut s'interpréter comme une consommation du ménage d'équilibre de long terme. Le processus d'ajustement à court terme peut toutefois s'écarter de l'ajustement de long terme, du fait de la formation d'habitude en matière de consommation. Cela implique une propension à consommer relativement faible, tandis que la consommation antérieure aura une influence significative sur la consommation courante. De ce fait, on introduit généralement dans la modélisation la consommation retardée d'une période afin de modéliser la persistance d'habitudes. Carriker *et al.* (1993) montrent ainsi que le modèle de cycle de vie peut alors s'écrire sous l'hypothèse de persistance des habitudes et que le revenu est non fongible⁴⁷ :

$$C_{it} = a_0 + a_{11} Y_{1,it} + a_{12} Y_{2,it} + \dots + a_{1m} Y_{m,it} + a_2 NW_{it} + a_3 Z_{it} + a_4 C_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad (4.1.7)$$

avec $\varepsilon_{it} = e_i + e_t + v_{it}$ et où a_{11} s'interprète comme la propension marginale à consommer de court terme le revenu Y_1 ⁴⁸. Les résultats obtenus par Carriker *et al.* (1993) ou Sand (2002) laissent entrevoir une propension à consommer plus élevée pour les revenus d'origine non agricole, ce que les divers auteurs justifient par la moindre variabilité qui caractérise ces catégories de revenus.

comportements d'investissement. La présentation et le commentaire des résultats obtenus font l'objet de la troisième section de ce chapitre.

⁴⁷ On parle de fongibilité du revenu dès lors que la propension marginale à consommer le revenu d'une source est la même que la propension marginale à consommer les revenus d'autres sources. Les différentes sources de revenus constituent dès lors des substituts parfaits. Quand les revenus des différentes sources ne sont plus substituables, le revenu est dit non fongible et un accroissement du revenu retiré d'une source particulière ne produit plus les mêmes effets sur la consommation qu'un accroissement de revenu d'une source différente.

⁴⁸ Une formule simple pour la propension marginale de long terme du revenu Y_1 est $a_{11}/(1-a_4)$. Sand (2002) ne s'intéresse pas ici à cette propension marginale à consommer de long terme

B.- Une analyse du partage du revenu agricole

La nature comptable des données employées dans la présente étude ne permet pas de raisonner directement en terme de fonction de consommation comme précédemment, du fait de l'absence dans cette source statistique d'éléments réellement pertinents relatifs aux décisions de consommation et d'épargne des foyers d'agriculteurs. L'unique variable permettant d'établir la jonction entre les sphères domestique et professionnelle du ménage agricole est en effet la variable « *prélèvements privés (nets des apports familiaux)* »⁴⁹, qui figure au passif du bilan de l'exploitation et qui rend compte des sommes ponctionnées par le ménage sur les résultats de l'exploitation pour assurer le financement – intégral ou partiel – de ses besoins familiaux. Les déterminants du montant des prélèvements privés recouvrent par conséquent un champ bien plus large que celui des seules dépenses de consommation, dès lors qu'ils doivent notamment permettre, outre le financement de ces dernières, la constitution et l'alimentation d'une épargne extra-agricole – dont les motivations renvoient plus ou moins fortement à un motif de précaution –, ainsi que le remboursement du principal et des intérêts pesant sur l'endettement contracté par le ménage agricole au titre de sa sphère privée. Ces diverses catégories de dépenses, qui relèvent toutes de la sphère domestique du ménage agricole, pourraient toutefois être – imparfaitement – approximées dans leur globalité, en procédant à la construction d'une variable « *dépenses familiales* » (Butault, 1983 ; Butault *et al.*, 1999) par agrégation des montants des prélèvements privés (nets des apports familiaux), des revenus d'activité extérieure et des autres revenus extérieurs. Mais dans le cas présent – emploi des données du panel RICA-Source fiscale 1991-

⁴⁹ Cette variable, construite à partir du compte 108 du plan comptable général agricole (*Compte de l'exploitant*), enregistre les versements et les prélèvements opérés par l'exploitant (en nature ou en espèces) en cours d'exercice. Il enregistre « en positif » les apports personnels (en trésorerie ou en nature) de l'exploitant, et « en négatif » les prélèvements (en espèces ou en nature) effectués par l'exploitant (production autoconsommée, assurances personnelles de l'exploitant, emprunts et frais liés à l'habitation personnelle, frais afférents à la voiture dès lors que celle-ci n'est pas inscrite au bilan, sommes versées aux aides familiaux si ces derniers ne sont pas considérés comme du personnel salarié et charges sociales de l'exploitation). Dans la suite du texte, on préférera inverser la proposition en privilégiant une approche en terme de « *prélèvements privés, nets des apports familiaux* » à une approche en terme de « *apports et prélèvements privés* ».

1997 –, l'information fiscale, indispensable pour appréhender les revenus d'origine non agricole et construire une telle variable, n'est disponible qu'en début et en fin de période d'observation. L'analyse a par conséquent dû être recentrée sur le partage du revenu agricole entre le montant des prélèvements privés d'une part, et les sommes réinvesties sur l'exploitation d'autre part.

1.- Construction du cadre d'analyse

L'élaboration d'un cadre d'analyse original peut être menée en prenant pour point de départ la contrainte budgétaire du modèle dynamique du ménage agricole (*cf. section 3 du présent chapitre, par exemple*), qui postule l'égalisation à chaque période t des divers emplois et ressources du ménage agricole. Dans ce modèle, les emplois se composent très schématiquement des besoins familiaux (abusivement notés C_t , puisque recouvrant une réalité plus large que la seule consommation), des dépenses d'investissement $q_t I_t$ (où q_t désigne le prix unitaire du bien d'investissement et I_t le volume de ce dernier) et des charges financières pesant sur la dette antérieurement contractée $i_{t-1} B_{t-1}$ (où i_t désigne le taux d'intérêt B_t le montant de l'endettement). Les ressources sont pour leur part composées du revenu agricole courant π_t , des revenus d'activité extérieure $w_t L_e$ (où w_t désigne le taux de salaire hors de l'exploitation et L_e le temps de travail alloué à l'activité extérieure), des autres revenus extérieurs E_t et de la variation de la dette $(B_t - B_{t-1})$:

$$\underbrace{C_t + q_t I_t + r_{t-1} B_{t-1}}_{\text{Emplois}} = \underbrace{\pi_t + w_t L_e + E_t + (B_t - B_{t-1})}_{\text{Ressources}} \quad (4.1.8)$$

Cette dernière relation peut encore être réarrangée en définissant la variation de la dette $(B_t - B_{t-1})$ comme les nouveaux emprunts contractés au cours de la période, notés b_t , nets des remboursements intervenus au cours de la période, notés a_t :

$$(B_t - B_{t-1}) = b_t - a_t ;$$

et en définissant les prélèvements privés (nets des apports familiaux), notés P_t , comme la dépense familiale totale C_t , nette du revenu d'activité extérieure $w_t L e_t$ et des autres revenus extérieurs E_t :

$$P_t = C_t - w_t L e_t - E_t.$$

L'équation suivante décrivant le partage du revenu agricole est alors obtenue :

$$\underbrace{\pi_t}_{\text{Revenu agricole}} = \underbrace{P_t}_{\text{Prélèvements privés}} + \underbrace{(a_t + i_{t-1} B_{t-1})}_{\text{Annuités d'emprunts}} + \underbrace{(q_t I_t - b_t)}_{\text{Autofinancement net}} \quad (4.1.9)$$

Autofinancement brut
(ou Epargne Agricole)

La relation comptable (4.1.9) stipule ainsi qu'à chaque période t , le montant du revenu agricole, qui s'apparente à une *capacité d'autofinancement courante*, doit être suffisant pour permettre en premier lieu le financement des besoins familiaux, par le biais des *prélèvements privés* (Carles, 1999). L'excédent de revenu, qui prend le sens d'un *autofinancement brut* ou d'une *épargne agricole* (Cordellier, 1987), doit permettre à l'exploitation agricole de faire face à ses *annuités d'emprunts* (qui correspondent aux remboursements de dettes financières, augmentés des charges financières). Le résidu éventuel, qui définit un *autofinancement net*, est destiné à contribuer au financement des dépenses d'investissement et correspond, dans ce cadre d'analyse très simplifié, à la part de la dépense d'investissement non financée par l'emprunt.

2.- Les déterminants potentiels du partage du revenu agricole

Afin de procéder au recensement exhaustif des principaux facteurs susceptibles de présider au partage du revenu agricole entre les prélèvements privés et les sommes réinvesties sur l'exploitation (épargne agricole), l'approche retenue dans cette section met l'accent sur les déterminants du montant des prélèvements (Butault, 1983 ; Butault *et al.*, 1999 ; Krebs, 2000 ; Butault et Krebs, 2001). Ces déterminants peuvent alternativement renvoyer à la sphère domestique (**a.**) ou professionnelle (**b.**) du ménage agricole, mais encore revêtir une dimension mixte en relevant simultanément de ces deux sphères décisionnelles (**c.**).

a.- Déterminants propres à la sphère domestique

La vocation première des prélèvements privés est de participer au financement des dépenses engagées par le ménage agricole dans le cadre d'activité relevant de sa sphère domestique (consommation et épargne extra-agricole principalement), ce qui laisse augurer une sensibilité particulièrement élevée des comportements de prélèvements aux déterminants traditionnels de la consommation et de l'épargne. Il est ainsi raisonnable de postuler une liaison positive entre le montant des prélèvements privés et le montant du revenu agricole. Les variations de plus ou moins forte ampleur qui caractérisent le revenu agricole sont toutefois de nature à produire un effet indéterminé sur la propension (moyenne) à ponctionner le revenu agricole – *i.e.* la part des prélèvements dans le revenu agricole. En effet, conformément aux enseignements de la *théorie du revenu permanent*, les fluctuations du revenu agricole exercent une influence négative à court terme sur la propension à consommer, même si celle-ci tend à s'estomper progressivement pour devenir nulle à plus long terme. Un accroissement du revenu agricole s'apparente pour le ménage agricole à une hausse de son revenu transitoire, qui sera épargnée, entraînant une diminution de la propension moyenne à consommer. Si cet accroissement de revenu est persistant, il sera progressivement assimilé à un accroissement du revenu permanent et sera consommé en conséquence, ramenant la

propension moyenne à consommer à son niveau initial. Le risque de revenu induit par les variations du revenu agricole incite par ailleurs le ménage agricole à la constitution et à l'alimentation d'une épargne de précaution, du fait de son aversion vis-à-vis du risque. Les fluctuations du revenu agricole ont par conséquent deux influences contradictoires sur les comportements de prélèvements, en influençant *négativement* le montant de la consommation – et sa part dans le revenu agricole – et *positivement* le montant de l'épargne extra-agricole – et sa part dans le revenu agricole – du fait du motif de précaution, débouchant sur un effet final *a priori* indéterminé, tant sur le montant des prélèvements que sur la part de ces derniers dans le revenu agricole.

La prise en compte du statut des foyers d'agriculteurs en matière de pluriactivité est toutefois de nature à lever en partie l'ambiguïté qui pèse sur l'importance des prélèvements privés, de par ses effets en matière de composition du revenu global disponible. Il est en effet raisonnable de supposer que la propension à ponctionner le revenu agricole sera d'autant plus faible que la part du revenu agricole dans le revenu global est réduite. Le foyer monoactif retire l'essentiel de ses ressources de l'exercice de son activité agricole. Les revenus agricoles constituent dès lors la principale source de financement de ses besoins familiaux, ce qui laisse augurer une propension à ponctionner plutôt élevée pour cette catégorie de foyers d'agriculteurs. De plus, du fait de la variabilité potentiellement importante qui caractérise les revenus agricoles, l'épargne de précaution tend également à jouer un rôle important pour ces foyers, ce qui renforce la pression à la hausse exercée sur les montants prélevés. Le foyer d'agriculteur pluriactif a pour sa part la possibilité de financer une partie – sinon la totalité – de ses besoins familiaux à partir de ses revenus extérieurs, composés pour l'essentiel de revenus d'activité extérieure (*cf. chapitre précédent*). Il en résulte pour les foyers pluriactifs une pression réduite inhérente au financement des dépenses relevant de la sphère domestique. De plus, la perception de revenus d'activité extérieure tend à atténuer les risques qui caractérisent le revenu global, autorisant pour cette catégorie de foyers une réduction du montant de leur épargne de précaution. L'effet sur la propension à ponctionner le revenu agricole tend toutefois à être indéterminé pour les

foyers pluriactifs, dans la mesure où la pluriactivité tend à s'accompagner de revenus agricoles plus faibles. Au final, la pluriactivité semblerait toutefois dans les faits avoir une influence négative sur le montant des prélèvements comparativement aux ménages monoactifs, même si l'effet sur la propension à ponctionner le revenu agricole tend à demeurer théoriquement ambigu.

Enfin, l'accès des ménages agricoles au crédit à la consommation est également de nature à affecter le montant des prélèvements privés et leur part dans le revenu agricole. Lorsque le ménage agricole n'a pas accès au crédit à la consommation ou que son accès au crédit à la consommation est rendu difficile du fait par le prohibitif de la ressource financière et/ou sa disponibilité en quantité insuffisante, le ménage bute sur une contrainte de liquidité. Il peut alors être incité à accroître le montant de ses prélèvements privés, afin de pouvoir assurer le financement de certains de ses besoins familiaux. La pluriactivité peut alors agir sur les conditions d'accès au crédit et autoriser une réduction du montant des prélèvements. La perception de revenus d'activité extérieure, en contribuant à une atténuation du risque global de revenu, tend à réduire le risque de défaillance de l'emprunteur. De plus, la présence de revenus extérieurs, en particulier de revenus salariaux, peut également faire office de garantie supplémentaire de remboursement des prêts à la consommation octroyés et faciliter de ce fait l'accès au crédit. L'accès au crédit à la consommation ne peut toutefois avoir qu'un effet transitoire, puisque le ménage devra, tôt ou tard, procéder au remboursement des prêts contractés.

b. Déterminants propres à la sphère professionnelle

Les comportements de prélèvements des foyers d'agriculteurs tendent par ailleurs à être influencés par la nécessité de contribuer directement à partir du revenu agricole au financement de l'activité agricole. Ces déterminants renvoient pour l'essentiel aux stratégies des ménages en matière de croissance et de développement de l'exploitation, qui conditionnent pour une large part leurs revenus futurs et, par ce biais, leurs

possibilités futures de consommation. Ces stratégies rendent ainsi le partage du revenu agricole particulièrement sensible aux décisions d'investissement passées, présentes et futures, ainsi qu'à leur mode de financement.

Le ménage agricole est en effet amené à formuler, dans le cadre de ses activités productives, un besoin global de financement, destiné à permettre la réalisation de projets d'investissement et à financer le cycle de production. Ce besoin de financement peut alternativement être couvert directement à partir du revenu agricole, autrement dit à partir des ressources financières internes générées par l'exploitation (autofinancement), mais également par le biais de ressources financières d'origine externe (endettement). Sans entrer dans le détail de l'analyse des déterminants de l'arbitrage autofinancement/endettement, qui fait l'objet de la seconde section du présent chapitre, il convient dès à présent d'insister sur certains faits saillants.

Le partage du revenu agricole est ainsi rendu particulièrement sensible aux décisions présentes et futures d'investissement et au mode de financement de ce dernier et de l'activité courante de l'exploitation. En l'absence d'imperfections des marchés de capitaux, l'influence de ces décisions financières tend, d'un point de vue théorique, à demeurer négligeable, puisque le ménage a la possibilité d'emprunter autant qu'il le souhaite au taux d'intérêt du marché (entraînant l'autonomie des sphères réelles et financières, et l'indépendance de ses décisions de production et de consommation). Le partage du revenu agricole devrait dès lors être, en toute logique, peu sensible à la stratégie de croissance et de développement de l'exploitation. La présence d'imperfections de marchés de capitaux, qui peut affecter le coût et la disponibilité de la ressource financière externe, est susceptible d'influencer le partage du revenu agricole et, de ce fait, les montants prélevés. Le ménage peut alors être objectivement incité à privilégier le financement interne de ses projets d'investissement et de son cycle de production, induisant une pression à la baisse sur les montants des prélèvements privés afin de pouvoir entreprendre des projets économiquement profitables.

Les décisions passées d'investissement et l'endettement qui en résulte sont également susceptibles d'affecter le partage du revenu agricole, par le biais des annuités d'emprunts. Le ménage agricole est en effet contraint d'honorer au quotidien ses engagements financiers, faute de quoi il s'expose à brève échéance à des sanctions pécuniaires de la part de ses partenaires (prenant, par exemple, la forme de pénalités) financiers, et compromet à plus longue échéance sa capacité d'endettement future, puisqu'en cas de retards répétés dans le remboursement de ses annuités d'emprunts, sa crédibilité vis-à-vis de ses partenaires financiers est ébranlée. On s'attend ainsi logiquement à une liaison négative entre le montant des annuités et le montant des prélèvements. Cette influence tend même à être d'autant plus forte que le revenu agricole est faible.

Une fois encore, le statut des foyers d'agriculteurs en matière de pluriactivité peut être amené à jouer un rôle important dans le partage du revenu agricole par ses répercussions sur la sphère privée. La perception de revenus d'activité extérieure est en effet de nature à autoriser le ménage à réduire le montant de ses prélèvements, lorsque le développement de l'exploitation constitue la priorité du ménage agricole et que ce dernier a la faculté de financer une part importante de ses besoins familiaux à partir du revenu d'activité extérieure. La contribution des revenus d'activité extérieure à l'atténuation du risque de revenu permet de plus de libérer des fonds, qui peuvent être réinvestis sur l'exploitation alors qu'ils auraient été affectés, en l'absence d'activité extérieure, à la constitution et à l'alimentation d'une épargne de précaution. Le statut des foyers d'agriculteurs en matière d'emploi peut également agir sur les conditions d'accès au financement externe, en contribuant à réduire le risque de non remboursement des prêts octroyés (du fait notamment d'un risque de revenu réduit), mais également lorsque les revenus d'activités extérieure perçus peuvent faire office de garanties pour l'intermédiaire financier. Enfin, le fait de réinvestir une part plus importante de ses revenus sur l'exploitation par le jeu d'un autofinancement supérieur peut également refléter l'engagement des différents membres du foyer d'agriculteurs dans le bon fonctionnement de l'exploitation, ce qui est de nature à autoriser un

assouplissement des conditions d'accès au crédit se traduisant par un engagement financier plus important des partenaires financiers de l'exploitation dans le financement de ses projets d'investissement. L'exercice par les membres du couple d'exploitants d'une activité extérieure peut également inciter *a contrario* les banques à une certaine prudence, qui peut renvoyer à des facteurs objectifs – comme la faiblesse des revenus agricoles perçus par les foyers pluriactifs –, ou à des facteurs plus subjectifs – liées par exemple à leurs interrogations légitimes quant aux causes réelles de l'entrée en pluriactivité.

c.- Déterminants mixtes du montant des prélèvements privés

D'autres déterminants revêtent enfin une dimension mixte en affectant simultanément les sphères domestique et professionnelle du ménage agricole. C'est typiquement le cas d'un certain nombre de caractéristiques individuelles et familiales, mais également de certaines caractéristiques de l'exploitation. La position du foyer d'agriculteurs dans le cycle de vie, qui peut être approximée par l'âge du chef d'exploitation, est ainsi susceptible d'avoir des répercussions importantes sur le partage du revenu agricole, en agissant sur l'importance des besoins familiaux, mais également sur le besoin de financement de l'exploitation. Les besoins liés à la consommation familiale tendent à être importants en début de cycle de vie, lors de la constitution du ménage. Les besoins de financement liés à l'activité agricole tendent également à être importants durant cette période, qui coïncide avec la phase d'installation. Le rôle dévolu à l'épargne tend ensuite à s'affirmer tandis que les besoins liés au financement de l'exploitation tendent à se stabiliser. Enfin, à l'approche de la retraite, les besoins familiaux tendent à demeurer particulièrement importants (entraînant des prélèvements importants), tandis que les besoins liés à l'activité agricole tendent plus volontiers à se réduire, en particulier en l'absence de successeur.

La dimension de la famille affecte également le partage du revenu agricole, en agissant simultanément sur les besoins familiaux qui tendent à être importants, mais en

agissant également sur l'importance de la main d'œuvre familiale disponible. Dans les deux cas de figure, l'importance des prélèvements privés tendra à être renforcée, du fait de besoins familiaux importants d'abord, mais également du fait l'importance de la main d'œuvre familiale dont le montant des prélèvements s'apparente à un indicateur de leur rémunération.

L'hypothèse du cycle de vie confère également au patrimoine un rôle traditionnellement important. Il constitue en effet un élément des ressources totales à la disposition des ménages pour financer leur consommation présente et future. Dans le cas du ménage agricole, ce patrimoine est composé pour une très large part d'actifs professionnels à vocation agricole. Les montants prélevés tendent ainsi logiquement à être corrélés positivement au patrimoine professionnel, les prélèvements privés contribuant dans une certaine mesure à la rémunération de la force de travail familiale, mais également des capitaux investis par le ménage agricole sur l'exploitation. L'importance de ce patrimoine professionnel est également de nature à influencer indirectement le coût et la disponibilité de la ressource financière externe disponible, en constituant une approximation des garanties réelles présentées par l'exploitation destinées à permettre aux établissements bancaires de récupérer, intégralement ou partiellement, les fonds engagés sur l'exploitation en cas de défaillance de l'emprunteur. L'influence de la richesse nette sur les montants prélevés peut alors être négative sur les montants prélevés, dès lors que le ménage est confronté à l'existence d'imperfections des marchés de capitaux.

Enfin, l'environnement macro-économique dans lequel évoluent les exploitations peut également avoir des répercussions importantes en matière de partage du revenu agricole et de ce fait sur les montants des prélèvements. Une conjoncture agricole générale ou sectorielle dégradée, synonyme de montants faibles du revenu agricole, est de nature à réduire sensiblement les marges de manœuvre du foyer d'agriculteurs en matière d'allocation du revenu agricole. Le foyer est alors contraint de satisfaire prioritairement à certaines dépenses, qui peuvent être qualifiées d'incompressibles et

qui tiennent tant aux activités relevant de sa sphère domestique (consommation minimale, remboursement d'emprunts contractés à titre privé, etc.) qu'à sa sphère professionnelle (annuités d'emprunts, impôts, etc.) dont un non satisfaction prolongée est susceptible de remettre en cause, à plus ou moins brève échéance, la pérennité de l'unité ménage/exploitation.

D'autres facteurs théoriques, d'ordre macro-économique – comme le taux d'inflation ou le taux d'intérêt – ou micro-économique – comme le taux d'actualisation –, plus difficiles à appréhender empiriquement peuvent encore influencer le partage du revenu agricole.

C.- Spécification empirique, stratégie d'estimation et résultats

Le recensement des divers facteurs explicatifs susceptibles de présider au partage du revenu agricole qui vient d'être réalisé nous amène dorénavant à développer une équation de prélèvements – définie de manière *ad hoc* puisque ne se rattachant pas explicitement à un modèle structurel du ménage agricole, producteur et consommateur – inspirée des récents développements de la littérature empirique relative à la fonction de consommation (1.). L'estimation d'une telle équation sur les données du panel RICA–Source fiscale 1991-1997 soulève toutefois certaines difficultés économétriques, qui ne peuvent être solutionnés que par la mise en œuvre de techniques sophistiquées d'estimation, reposant sur l'emploi de la *Méthode des Moments Généralisés* (2.). Enfin, les résultats obtenus sont présentés et commentés (3.)

1.- Spécification(s) économétrique(s) et statistiques descriptives

L'équation de prélèvements que nous nous proposons d'estimer économétriquement sur données de panel, inspirée de la fonction de consommation développée par Oskam et Woldehanna (2001), est la suivante⁵⁰ :

$$P_{it} = \alpha_1 P_{i,t-1} + \alpha_2 CAF_{it} + \alpha_3 CAF_{i,t-1} + \alpha_4 CAF_{i,t-2} + \alpha_5 NW_{it} + \alpha_6 Z_{it} + \rho_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (4.1.10)$$

avec $i = 1, \dots, N$ et $t = 1, \dots, T$. La variable expliquée P_{it} est le montant des prélèvements privés (nets des apports familiaux) opérés par le ménage i au cours de l'exercice comptable t , CAF_{it} désigne la capacité d'autofinancement de l'exploitation i à la période t , NW_{it} le patrimoine professionnel (net) de l'exploitation i en début de l'exercice t et Z_{it} un vecteur de caractéristiques individuelles et familiales⁵¹. Le modèle fait également intervenir des effets fixes individuels ρ_i , destinés à prendre en compte des facteurs explicatifs non disponibles et/ou non observables spécifiques à chaque foyer d'agriculteur, ainsi que des effets fixes temporels η_t , afin de tenir compte de variables macro-économiques non disponibles et/ou non observables, non constantes au cours du temps et susceptibles d'affecter simultanément les comportements de tous les foyers d'agriculteurs représentés dans le panel RICA–Source fiscale. Enfin le modèle fait intervenir un terme d'erreur aléatoire, noté ε_{it} .

Compte tenu de l'origine comptable des données et d'autres contraintes d'ordre « technique », qui seront brièvement évoquées ultérieurement, il n'a été possible de faire intervenir explicitement dans les applications empiriques qu'un nombre

⁵⁰ Il ne nous a pas semblé opportun, dans le cadre de cette étude, de procéder à l'estimation économétrique de la propension à ponctionner le revenu agricole, dans la mesure où les montants du revenu agricole comme des prélèvements privés peuvent être négatifs.

⁵¹ Les variables explicatives sont définies comme suit :

P_{it} = prélèvements privés courants, nets des apports familiaux et des charges sociales de l'exploitant ;

CAF_{it} = capacité d'autofinancement courante, nette des charges sociales de l'exploitant ;

NW_{it} = actif total du bilan en début de période, diminué de l'endettement total en début de période.

relativement restreint de caractéristiques individuelles et familiales, au premier rang desquelles figure bien évidemment le statut du foyer d'agriculteur en matière d'emploi. Cette information n'étant en effet disponible dans la source statistique employée qu'en début et en fin de période d'observation, la solution retenue a consisté à procéder à l'estimation séparée d'équations de prélèvements pour chacune des catégories de foyers distingués dans la typologie des foyers d'agriculteurs élaborée dans le cadre du précédent chapitre. Les équations de prélèvements présentées ont ainsi d'abord fait successivement l'objet d'une estimation économétrique sur l'échantillon complet, puis en tenant compte de la position particulière de chaque foyer dans notre typologie des foyers d'agriculteurs en matière d'emploi en 1991 et/ou en 1997.

La seconde caractéristique individuelle et familiale considérée est un critère de main d'œuvre familiale, approximée par le nombre d'unité-travail-année (UTA) non salariée. Il a en effet été possible de souligner dans le chapitre précédent que les exploitations concernées par la pluriactivité étaient caractérisées par des montants de prélèvements moindres, ce qui peut du moins partiellement s'expliquer dans les faits par la main d'œuvre familiale moins abondante qui caractérise ce type d'exploitation. Les prélèvements privés pouvant dans une certaine mesure être assimilés à une rémunération de cette main d'œuvre familiale et des capitaux investis par le foyer d'agriculteurs dans l'exploitation, il ne semble ainsi pas illogique que les exploitations monoactives, qui bénéficient d'une main d'œuvre familiale plus importante, soient également caractérisées par des montants supérieurs de prélèvements privés. Une seconde variante de l'équation de prélèvements, qui devrait *a priori* produire des résultats rigoureusement équivalents à ceux de la spécification « de base », a ainsi été également estimée, en rapportant les variables expliquée comme explicatives au nombre d'actifs familiaux à temps plein :

$$\begin{aligned}
(P/UTANS)_{it} = & \alpha_1(P/UTANS)_{i,t-1} + \alpha_2(CAF/UTANS)_{it} \\
& + \alpha_3(CAF/UTANS)_{i,t-1} + \alpha_4(CAF/UTANS)_{i,t-2} \quad (4.1.11) \\
& + \alpha_5(NW/UTANS)_{it} + \alpha_6 Z_{it} + \rho_i + \eta_t + \varepsilon_{it}
\end{aligned}$$

Enfin, deux dernières caractéristiques de l'exploitation agricole ont également été prises en considération lors de la construction du vecteur des caractéristiques individuelles Z_{it} . Il s'agit de l'encours de dettes à court terme (CT_{it}) d'une part, de l'encours de dettes à long et moyen terme (LMT_{it}) d'autre part – en rapportant également ces deux variables au nombre d'actifs familiaux à temps plein dans le cas de la seconde variante du modèle⁵². Du fait de l'absence dans la source statistique retenue d'éléments relatifs à l'endettement contracté par le foyer d'agriculteur à titre privé, l'endettement présentement considéré ne concerne que le volet professionnel de ses activités. La distinction opérée entre l'encours de dettes à court terme et l'encours de dettes à long et moyen terme est motivée par la volonté d'isoler d'éventuels effets spécifiques liés au financement du cycle de production d'une part, au financement des dépenses d'investissement d'autre part.

Dans les applications empiriques, notre objectif n'est pas tant l'estimation rigoureuse des différents paramètres de la fonction de consommation – en particulier d'une propension à ponctionner le revenu agricole – que de tester, par analogie avec les équations d'endettement estimées dans la section suivante⁵³, la sensibilité des comportements de prélèvements aux divers facteurs explicatifs retenus.

⁵² Où CT_{it} désigne l'encours de dette à court terme en début de période (dettes financières et non financières) et LMT_{it} l'encours de dettes à LMT en début de période.

⁵³ Notons toutefois qu'il n'a pas été possible, à la différence des équations d'endettement présentées dans la section suivante, de raisonner à partir d'un certain nombre de ratios comptables, dès lors que les prélèvements privés, à l'instar des résultats de l'exploitation, peuvent être négatifs, ce qui interdit l'estimation directe d'une propension à ponctionner le revenu agricole.

2.- Stratégie d'estimation

L'estimation économétrique d'équations dynamiques de prélèvements sur données de panel soulève deux problèmes « techniques » importants, liés à la présence parmi les régresseurs d'effets fixes individuels α_i d'une part, et de la variable endogène retardée $P_{i,t-1}$ d'autre part. Ces deux problèmes ne peuvent être solutionnés de manière satisfaisante par le biais des outils basiques de l'économétrie des données de panel et requièrent la mise en œuvre de techniques économétriques plus sophistiquées.

Le traitement des effets fixes individuels α_i s'opère traditionnellement dans la littérature empirique en procédant (simplement) à l'estimation d'un modèle à effets fixes ou (de manière plus sophistiquée) par l'estimation du modèle en ayant au préalable transformé les diverses variables en écarts aux moyennes individuelles (transformation *Within*). Cette dernière solution, qui présente l'avantage de faire disparaître l'effet fixe individuel de la relation à estimer, est toutefois de nature à s'accompagner d'une contamination de la perturbation ε_{it} par les perturbations des autres périodes, présentes dans la perturbation individuelle moyenne $\varepsilon_{i\cdot}$. Ce phénomène survient typiquement lorsque les erreurs de mesure sont corrélées au cours du temps, ou – comme cela est généralement le cas lors de l'estimation de modèles dynamiques sur données de panel – lorsque des variables explicatives retardées sont employées comme instruments (Kremp, Stöss et Gerdesmeier, 1999). C'est ce qui motive finalement le recours à une troisième méthode, consistant en l'estimation de l'équation dynamique de prélèvements privés en différences premières :

$$\begin{aligned}
 (P_{it} - P_{i,t-1}) = & \alpha_1 (P_{i,t-1} - P_{i,t-2}) + \alpha_2 (CAF_{it} - CAF_{i,t-1}) \\
 & + \alpha_3 (CAF_{i,t-1} - CAF_{i,t-2}) + \alpha_4 (CAF_{i,t-2} - CAF_{i,t-3}) \\
 & + \alpha_5 (NW_{it} - NW_{i,t-1}) + \alpha_6 (Z_{it} - Z_{i,t-1}) \\
 & + (\varepsilon_{it} - \varepsilon_{i,t-1})
 \end{aligned} \tag{4.1.12}$$

L'estimation du modèle en différences premières est également motivée par la nécessité d'apporter une réponse satisfaisante aux problèmes soulevés par la présence de la variable endogène retardée parmi les régresseurs dans la relation (4.1.10), qui pose avec une certaine acuité la question de la simultanéité de cette variable avec l'erreur résiduelle. Afin de surmonter cette difficulté, ainsi que d'autres difficultés potentielles liées à des erreurs de mesure des régresseurs, à des problèmes d'hétéroscédasticité ou à la corrélation temporelle des résidus, la méthode des variables instrumentales est fréquemment appliquée au modèle dynamique, préalablement réécrit en différences premières. Arellano et Bond (1991) ont ainsi proposé une méthode d'estimation en deux étapes, reposant sur l'emploi de la *Méthode des Moments Généralisés* (MMG) qui permet, à partir des conditions d'orthogonalité sur la matrice de variance-covariance, de traiter les problèmes de biais de simultanéité, d'hétéroscédasticité, de corrélation des erreurs dans le temps ou encore d'erreurs de mesure.

La principale difficulté rencontrée avec ce type d'approche réside toutefois dans le choix des instruments. Ce délicat problème nous a conduit à procéder à l'estimation d'un nombre particulièrement conséquent de variantes de l'équation dynamique de prélèvements, afin de déterminer le jeu d'instrument le mieux adapté (*i.e.* hypothèses quant au nombre de retards et quant au choix des variables considérées comme endogènes et devant par conséquent être instrumentées). Pour chacune des variantes du modèle (équation « de base » et sa variante par actif familial à temps plein), deux séries de résultats sont finalement présentées. Dans la première série, toutes les variables – exception faite de la variable endogène retardée – sont supposées exogènes et non sujettes à erreurs de mesure. La variable endogène retardée (en différences premières) est instrumentée par ses propres retards (en niveaux). La seconde série de résultats repose sur l'hypothèse d'endogénéité des régresseurs (et/ou que les régresseurs sont sujets à des erreurs de mesure). Toutes ces variables (en différences premières) sont dès lors instrumentées par leurs propres retards (en niveaux). Au final, quatre modèles ont été estimés sur l'échantillon complet d'abord, puis pour chacune des sous-populations distinguées :

- **modèle 1** : équation « de base », la variable endogène retardée est instrumentée par ses propres retards datés $t-3$ et $t-4$, les autres variables explicatives sont supposées exogènes ;
- **modèle 2** : équation « de base », la variable endogène retardée est instrumentée par ses propres retards datés $t-3$ et $t-4$, les autres variables explicatives sont supposées endogènes et instrumentées par leurs propres retards datés $t-2$;
- **modèle 3** : variante par actif familial à temps plein, la variable endogène retardée est instrumentée par ses propres retards datés $t-3$ et $t-4$, les autres variables explicatives sont supposées exogènes ;
- **modèle 4** : variante par actif familial à temps plein, la variable endogène retardée est instrumentée par ses propres retards datés $t-3$ et $t-4$, les autres variables explicatives sont supposées endogènes et instrumentées par leurs propres retards datés $t-2$.

L'estimation d'équations de prélèvements en différences premières, la présence de variables explicatives retardées et l'instrumentation de ces dernières provoquent le raccourcissement de la période d'estimation à quatre années (1994-1997), contre sept (1991-1997) pour la période d'observation.

Les différentes estimations économétriques présentées dans le cadre de cette section – comme d'ailleurs plus généralement dans la suite de la présente étude – ont été réalisées à l'aide des macro-commandes proposées par Blanchard (2000 ; 2001), qui constituent une transposition en langage SAS du logiciel DPD (*Dynamic Panel Data*), originellement développé par Doornik, Arellano et Bond en langages Gauss et Ox pour l'estimation de modèles dynamiques sur données de panel (Arellano et Bond, 1998 ; Doornik, Arellano et Bond, 1999). L'intérêt majeur de ce programme est de permettre l'estimation de modèles dynamiques, en disposant d'une grande latitude en matière de gestion du choix des variables instrumentales. De plus, ces macro-commandes fournissent également, en accompagnement des résultats des régressions, divers tests

statistiques permettant d'apprécier la validité des estimations par la *Méthode des Moments Généralisés*, en particulier le *test de Sargan* ou la *statistique m_2* . Ainsi, la *statistique de Sargan* permet de tester l'indépendance des instruments et les résidus de l'équation sont indépendants, condition indispensable pour valider le choix des instruments (hypothèse nulle H_0 : les variables explicatives ne sont pas corrélées asymptotiquement avec les perturbations du modèle estimé). La statistique m_2 teste pour sa part l'existence d'une corrélation des résidus de second ordre.

3.- Présentation et commentaire des résultats

L'adoption d'une spécification dynamique est validée sur l'échantillon complet (*Ensemble des foyers*) par le coefficient fortement significatif de la variable endogène retardée $P_{i,t-1}$, quel que soit le modèle estimé (équation « de base » ou sa variante par actif familial à temps plein) et quelle que soit la spécification retenue (endogène ou exogène). Le coefficient estimé est toutefois négatif, traduisant une influence négative des comportements de prélèvements passés sur les prélèvements courants. Autrement dit, les sommes réinvesties sur l'exploitation agricole (*i.e.* l'épargne agricole) sont d'autant plus élevées que les prélèvements ont été importants par le passé. Le montant des prélèvements privés est également influencé dans les divers modèles estimés positivement et très significativement par la capacité d'autofinancement courante, ainsi que par les valeurs retardées de cette dernière, confirmant le rôle déterminant joué par les résultats de l'exploitation dans le partage du revenu agricole. La richesse nette (*i.e.* le patrimoine professionnel net) exerce une influence positive sur le montant des prélèvements, mais cette influence n'est véritablement significative que dans le cas du *modèle 1* et du *modèle 3*, autrement dit sous l'hypothèse d'exogénéité des régresseurs.

Tableau 4.1.1.
Equations dynamiques de prélèvements : Résultats (Ensemble des foyers)

	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4
$P_{i,t-1}$	-0,479*** (0,139)	-0,186* (0,108)	-0,452*** (0,106)	-0,332*** (0,059)
CAF_{it}	0,324*** (0,038)	0,287** (0,134)	0,309*** (0,056)	0,352*** (0,099)
$CAF_{i,t-1}$	0,229*** (0,078)	0,250*** (0,085)	0,255*** (0,084)	0,316*** (0,078)
$CAF_{i,t-2}$	0,084* (0,048)	0,100** (0,040)	0,072 (0,061)	0,112*** (0,029)
NW_{it}	0,153*** (0,053)	0,030 (0,064)	0,130*** (0,036)	0,067 (0,054)
CT_{it}	-0,034 (0,066)	0,397 (0,242)	-0,034 (0,057)	0,478*** (0,183)
LMT_{it}	-0,107** (0,043)	0,019 (0,120)	-0,113** (0,047)	-0,113 (0,070)
Sargan	3,8	11,4	3,2	12,6
p-value	0,71	0,93	0,78	0,89
m_1 (p-value)	0,05	0,00	0,02	0,01
m_2 (p-value)	0,01	0,93	0,02	0,92

Source : Panel RICA-Source fiscale 1991-1997

Notes : * : p=10 %, ** : p=5% et *** : p=1%. Ecart types robustes entre parenthèses. Les modèles ont été estimés en différences premières par la Méthode des Moments Généralisés (MMG) et incluent des indicatrices temporelles. Les instruments retenus (en niveaux) sont :

- Modèle 1 : Variable endogène retardée datée t-3 et t-4, autres variables explicatives exogènes ;
- Modèle 2 : Variable endogène retardée datée t-3 et t-4, capacité d'autofinancement retardée t-2 et t-3, autres variables explicatives datées t-2 ;
- Modèle 3 : Variable endogène retardée datée t-3 et t-4, autres variables explicatives exogènes ;
- Modèle 4 : Variable endogène retardée datée t-3 et t-4, capacité d'autofinancement retardée t-2 et t-3, autres variables explicatives datées t-2

Les résultats présentés sont ceux de la deuxième étape.

Les variables d'endettement (encours de dettes à court terme et encours de dettes à long et moyen terme) semblent enfin avoir une incidence ambiguë sur les montants prélevés, puisque le signe et la significativité des coefficients estimés sont particulièrement sensibles aux hypothèses formulées quant à l'exogénéité des régresseurs. Ainsi, sous l'hypothèse d'exogénéité de régresseurs, l'influence des variables d'endettement est négative, mais le coefficient estimé n'est toutefois significatif que pour l'encours de dettes à long et moyen terme (*Modèles 1 et 3*). Le relâchement de cette hypothèse d'exogénéité des régresseurs laisse *a contrario* entrevoir une influence positive des variables d'endettement, même si l'unique coefficient significatif est celui associé à l'encours de dettes à court terme dans le cas du *modèle 4*. Les tests de spécification qui accompagnent les diverses variantes estimées de l'équation de prélèvements tendent à valider le choix des instruments dans tous les cas de figure (dès lors que le test de Sargan ne permet de rejeter l'hypothèse nulle de non

corrélation des instruments et des résidus pour aucun des modèles considérés). Les statistiques m_2 également fournies, qui testent l'existence d'une corrélation des résidus du second ordre, ne permettent cependant de rejeter sans ambiguïté l'hypothèse nulle que dans le cas des *modèles 2 et 4*, ce qui plaide *a priori* en faveur d'une spécification endogène de l'équation de prélèvements.

La prise en compte du statut des foyers d'agriculteurs en matière de pluriactivité peut être menée très simplement en opposant dans un premier temps les foyers d'agriculteurs selon leur statut en 1991 d'une part, en 1997 d'autre part. Pour les foyers d'agriculteurs non concernés par la pluriactivité (*tableau 4.1.2*), il apparaît que les coefficients estimés sont très proches de ceux obtenus sur l'échantillon complet (ce qui n'est pas à proprement parler une surprise, dans la mesure où il s'agit du type de foyer majoritaire), à savoir une influence négative et très significative des prélèvements passés et une influence positive et significative de la capacité d'autofinancement courante et retardée. Comme pour l'ensemble des foyers, le coefficient associé à la richesse est positif, mais n'est significatif que sous l'hypothèse d'exogénéité de régresseurs. Le signe et la significativité des variables d'endettement sont également liés aux hypothèses formulées en matière d'exogénéité des régresseurs (effet négatif et significatif de l'encours de dettes à long et moyen terme sous l'hypothèse d'exogénéité des régresseurs ; effet positif et significatif de l'encours de dette à long et moyen terme sous l'hypothèse d'endogénéité des régresseurs). Comme précédemment, la spécification endogène s'avère la mieux adaptée, du fait de l'autocorrélation significative du second ordre du *modèle 1*.

Les résultats obtenus pour les foyers concernés par la pluriactivité (en 1991 comme en 1997) souffrent d'une certaine ambiguïté, qui affecte en premier lieu le signe et la significativité des coefficients associés à la variable endogène retardée $P_{i,t-1}$. L'effet de la capacité d'autofinancement courante (et retardée dans une moindre mesure) tend par contre à être positive et significative, à l'instar de la richesse nette, dont l'influence sur les montants prélevés est positive et significative quel que soit le modèle considéré.

L'ambiguïté qui affectait le signe (et la significativité) des variables d'endettement dans le cas des foyers monoactifs, est levée dans le cas des foyers pluriactifs, l'encours de dettes à court terme et l'encours de dettes à moyen et long terme exerçant dorénavant une influence négative sur les montants prélevés. Le *test de Sargan* tend à valider le choix des instruments, mais la statistique m_2 soulève un problème d'autocorrélation du second ordre pour certaines spécifications et type d'équations (*modèles 2 et 3* dans le cas des foyers pluriactifs en 1991, *modèle 1* dans le cas des foyers pluriactifs en 1997). Cela nous a logiquement conduit à faire reposer nos conclusions sur le *modèle 4* (variante par actif familial à temps plein avec spécification endogène).

Au final (en limitant le commentaire des résultats au *modèle 4*), il apparaît que l'influence négative de la variable endogène retardée, très significative dans le cas des foyers monoactifs, tend à s'estomper dans le cas des foyers pluriactifs, impliquant une moindre inertie des comportements de prélèvements pour ces derniers. Ces comportements tendent également à être affectés positivement et significativement par l'importance présente et passée des résultats de l'exploitation (coefficients sensiblement inférieurs pour ce qui est des pluriactifs pour la capacité d'autofinancement courante, et supérieure pour la capacité d'autofinancement retardée). Les clivages les plus importants s'observent pour la richesse nette (dont l'influence n'affecte significativement que les comportements des pluriactifs) et surtout les variables d'endettement. L'influence des dettes à court terme et des dettes à long et moyen terme est sans réelle ambiguïté négative et très significative (à l'exception de l'encours de dettes à court terme pour les foyers pluriactifs en 1997), alors que seules les dettes à court terme affectent de manière positive et significative les comportements de prélèvements des foyers monoactifs.

L'analyse en terme d'équations de prélèvements peut encore être affinée en prenant dorénavant en croisant dorénavant le statut des foyers en matière de pluriactivité en 1991 et 1997 (*tableau 4.1.3*). Afin de ne pas alourdir le commentaire des résultats, il convient dès à présent de souligner que le modèle qui semble le plus adapté à l'aune du

critère de Sargan et du test de Sargan est *modèle 2* (modèle « de base » avec spécification endogène).

Il faut ainsi noter rapidement que l'influence négative des comportements passés de prélèvement ne s'observe que pour les « exploitations monoactives en 1991 et 1997 » et pour les « exploitations pluriactives en 1997 uniquement », les types de foyers ne subissant pas d'influence significative de ces derniers.

Les résultats présents et passés de l'exploitation affectent de manière positive et significative les comportements de pluriactivité des « foyers monoactifs en 1991 et 1997 » et des « foyers pluriactifs en 1991 et 1997 », même si les prélèvements opérés par ces derniers semblent plutôt liés à la capacité d'autofinancement courante. Pour les deux autres types de foyers, les prélèvements semblent relativement indépendants de la capacité d'autofinancement courante ; tandis que l'influence de la capacité d'autofinancement courante est même négative pour les foyers pluriactifs en 1997 uniquement.

La richesse nette tend à influencer positivement le montant des prélèvements, mais l'influence n'est significative que dans le cas des « foyers pluriactifs en 1991 uniquement » et des « foyers pluriactifs en 1991 et 1997 ».

Tableau 4.1.2.

Equation dynamiques de prélèvements : Résultats (suite)

	Statut en matière de pluriactivité en 1991							
	Foyers monoactifs en 1991				Foyers pluriactifs en 1991			
	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4
$P_{i,t-1}$	-0,505*** (0,131)	-0,360*** (0,108)	-0,462*** (0,177)	-0,207** (0,095)	0,039 (0,165)	0,102* (0,058)	-0,326*** (0,091)	-0,017 (0,057)
CAF_{it}	0,331*** (0,044)	0,277** (0,132)	0,293*** (0,051)	0,503*** (0,087)	0,294*** (0,082)	0,242** (0,111)	0,352*** (0,087)	0,209* (0,124)
$CAF_{i,t-1}$	0,234*** (0,073)	0,317*** (0,089)	0,233** (0,101)	0,134* (0,076)	0,105 (0,124)	0,172** (0,074)	0,383*** (0,091)	0,181** (0,075)
$CAF_{i,t-2}$	0,094* (0,052)	0,128*** (0,036)	0,090 (0,064)	0,032 (0,044)	-0,040 (0,070)	0,040 (0,055)	0,088** (0,043)	0,011 (0,062)
NW_{it}	0,150*** (0,045)	0,012 (0,072)	0,125*** (0,047)	0,075 (0,055)	0,309** (0,139)	0,300*** (0,078)	0,135** (0,068)	0,272*** (0,056)
CT_{it}	-0,008 (0,076)	0,892*** (0,255)	-0,007 (0,091)	0,432*** (0,138)	-0,221** (0,097)	-0,198 (0,126)	-0,229*** (0,076)	-0,508*** (0,172)
LMT_{it}	-0,088* (0,050)	0,017 (0,105)	-0,094* (0,048)	0,033 (0,080)	-0,044 (0,061)	-0,019 (0,100)	-0,102 (0,082)	-0,573*** (0,116)
Sargan	8,1	9,063	7,2	10,7	6,5	16,6	6,9	13,66
p-value	0,23	0,98	0,30	0,95	0,37	0,68	0,33	0,85
m_1 (p-value)	0,06	0,00	0,05	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00
m_2 (p-value)	0,06	0,44	0,23	0,57	0,36	0,07	0,07	0,71

	Statut en matière de pluriactivité en 1997							
	Foyers monoactifs en 1997				Foyers pluriactifs en 1997			
	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4
$P_{i,t-1}$	-0,440*** (0,145)	-0,344*** (0,095)	-0,298 (0,195)	-0,180** (0,090)	-0,005 (0,329)	0,039 (0,082)	-0,255* (0,146)	-0,147** (0,060)
CAF_{it}	0,362*** (0,040)	0,393*** (0,124)	0,353*** (0,045)	0,491*** (0,089)	0,236** (0,094)	0,567** (0,226)	0,324*** (0,094)	0,382*** (0,084)
$CAF_{i,t-1}$	0,208** (0,084)	0,305*** (0,084)	0,174 (0,113)	0,126* (0,070)	-0,042 (0,200)	0,166* (0,089)	0,156* (0,090)	0,216** (0,098)
$CAF_{i,t-2}$	0,087* (0,050)	0,128*** (0,032)	0,079 (0,059)	0,034 (0,038)	-0,114 (0,147)	0,026 (0,047)	-0,018 (0,078)	-0,005 (0,051)
NW_{it}	0,155*** (0,050)	0,023 (0,060)	0,145*** (0,056)	0,049 (0,049)	0,494*** (0,186)	0,079 (0,070)	0,239*** (0,064)	0,266*** (0,069)
CT_{it}	-0,007 (0,078)	0,612** (0,244)	-0,039 (0,092)	0,435*** (0,150)	-0,148 (0,101)	-0,199 (0,147)	-0,238** (0,101)	-0,013 (0,147)
LMT_{it}	-0,082** (0,035)	0,155 (0,130)	-0,103** (0,041)	0,070 (0,087)	-0,162 (0,119)	0,073 (0,143)	-0,269** (0,128)	-0,490*** (0,109)
Sargan	3,2	13,46	2,0	16,54	8,5	17,39	7,1	23,28
p-value	0,78	0,86	0,92	0,68	0,20	0,63	0,31	0,28
m_1 (p-value)	0,06	0,00	0,05	0,01	0,09	0,00	0,03	0,00
m_2 (p-value)	0,05	0,37	0,79	0,65	0,09	0,53	0,17	0,62

Source : Panel RICA-Source fiscale 1991-1997

Notes : cf. tableau 4.1.1.

Enfin, les variables d'endettement semblent une fois encore avoir une influence contrastée selon le statut en matière de pluriactivité. Les montants prélevés sont influencés positivement par l'encours de dette à court terme (coefficient significatif) et

non significativement par l'encours de dette à long et moyen terme dans le cas des foyers monoactifs en 1991 et 1997. Ce comportement s'oppose assez fortement à celui des « foyers pluriactifs en 1991 et 1997 », dans la mesure à l'encours de dette à court terme comme l'encours de dettes à long et moyen terme ont une influence positive et très significative sur les montants prélevés. Les deux dernières catégories de foyers sont caractérisées par une position intermédiaire, caractérisée par une influence positive et significative de l'encours de dette à court terme, et une influence négative de l'encours de dette à long et moyen terme qui n'est cependant significative que dans le cas des foyers pluriactifs en 1997 uniquement. Dans tous les cas de figure, il convient de souligner la supériorité de la spécification endogène.

Tableau 4.1.3.

Equation dynamiques de prélèvements : Résultats (suite)

	Foyers monoactifs en 1991 et 1997				Foyers pluriactifs en 1991 uniquement			
	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4
$P_{i,t-1}$	-0,482*** (0,140)	-0,406*** (0,102)	-0,267 (0,184)	-0,162* (0,087)	-0,052 (0,114)	0,071 (0,050)	0,175 (0,132)	-0,015 (0,046)
CAF_{it}	0,353*** (0,041)	0,402*** (0,111)	0,308*** (0,043)	0,494*** (0,074)	0,493*** (0,124)	0,154 (0,098)	0,384*** (0,144)	0,217* (0,126)
$CAF_{i,t-1}$	0,230*** (0,077)	0,325*** (0,078)	0,174* (0,103)	0,129** (0,066)	0,113 (0,116)	-0,064 (0,120)	0,023 (0,100)	-0,010 (0,136)
$CAF_{i,t-2}$	0,082 (0,053)	0,132*** (0,034)	0,039 (0,061)	0,016 (0,039)	0,472*** (0,102)	0,445*** (0,054)	0,505*** (0,139)	0,465*** (0,068)
NW_{it}	0,167*** (0,049)	0,034 (0,069)	0,173*** (0,053)	0,037 (0,054)	0,089* (0,047)	0,165*** (0,055)	0,120** (0,053)	0,091* (0,051)
CT_{it}	-0,021 (0,081)	0,605*** (0,210)	-0,082 (0,099)	0,342*** (0,116)	0,320 (0,194)	0,347* (0,198)	0,325* (0,196)	0,709*** (0,195)
LMT_{it}	-0,073** (0,034)	0,092 (0,100)	-0,098*** (0,037)	0,024 (0,075)	-0,302*** (0,099)	-0,037 (0,089)	-0,347*** (0,115)	-0,320*** (0,098)
Sargan	7,0	13,17	6,4	13,01	14,5	26,67	11,9	28,91
p-value	0,32	0,87	0,38	0,88	0,02	0,14	0,06	0,09
m ₁ (p-value)	0,09	0,01	0,01	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00
m ₂ (p-value)	0,04	0,26	0,83	0,64	0,81	0,45	0,20	0,69

	Foyers pluriactifs en 1997 uniquement				Foyers pluriactifs en 1991 et 1997			
	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4
$P_{i,t-1}$	0,281 (0,235)	-0,205*** (0,064)	0,074 (0,263)	-0,154** (0,065)	0,485 (0,374)	-0,165 (0,128)	-0,304*** (0,073)	-0,382*** (0,067)
CAF_{it}	-0,024 (0,186)	-0,613*** (0,170)	-0,174 (0,196)	-0,418*** (0,113)	0,458*** (0,075)	0,499*** (0,140)	0,434*** (0,075)	0,754*** (0,082)
$CAF_{i,t-1}$	-0,145 (0,124)	0,253** (0,101)	-0,015 (0,169)	0,116 (0,090)	-0,469* (0,273)	0,196* (0,107)	0,236*** (0,069)	0,455*** (0,083)
$CAF_{i,t-2}$	-0,235* (0,136)	0,041 (0,056)	-0,223 (0,176)	0,001 (0,071)	-0,317* (0,166)	0,045 (0,059)	0,045 (0,043)	0,114* (0,060)
NW_{it}	0,456*** (0,110)	0,064 (0,044)	0,302*** (0,110)	0,030 (0,040)	1,036*** (0,279)	0,250** (0,126)	0,286*** (0,059)	0,621*** (0,044)
CT_{it}	0,007 (0,161)	0,643*** (0,103)	0,067 (0,103)	0,245*** (0,056)	-0,203** (0,088)	-0,413*** (0,118)	-0,355*** (0,056)	-0,648*** (0,149)
LMT_{it}	-0,411*** (0,205)	-0,181*** (0,067)	-0,351** (0,164)	0,109 (0,068)	0,007 (0,087)	-0,330** (0,154)	-0,220** (0,096)	-0,686*** (0,091)
Sargan	8,2	14,63	12,5	19,45	4,3	20,34	7,0	25,02
p-value	0,22	0,80	0,05	0,49	0,64	0,44	0,32	0,20
m ₁ (p-value)	0,00	0,00	0,01	0,00	0,02	0,00	0,00	0,06
m ₂ (p-value)	0,32	0,70	0,67	0,91	0,15	0,40	0,33	0,03

Source : Panel RICA-Source fiscale 1991-1997

Notes : cf. tableau 4.1.1.

Section 2.- Pluriactivité et financement externe de l'exploitation

Une seconde approche possible des relations que sont susceptibles d'entretenir les décisions de pluriactivité et de financement consiste à mettre l'accent sur le financement externe de l'exploitation. Les analyses descriptives menées précédemment à partir des données du bilan ou du tableau de financement (*cf. chapitre précédent*) ou les travaux consacrés au financement interne de l'exploitation (*cf. section précédente*) nous ont en effet conduit à nous interroger, à maintes reprises, sur les conditions d'accès au financement externe des exploitations agricoles selon leur statut en matière d'emploi en 1991 et/ou 1997. La présente section se propose d'identifier plus spécifiquement les principaux déterminants de la structure financière des exploitations, en accordant une attention toute particulière aux difficultés d'accès à la ressource financière externe auxquelles peuvent être confrontées certaines catégories d'exploitations et qui renvoient, pour une large part à la présence d'imperfections du marché du crédit.

Indépendamment des travaux relatifs aux effets des contraintes de liquidité sur les comportements de consommation et d'épargne des ménages déjà brièvement mentionnés dans la précédente section, la littérature économique et financière contemporaine a également connu un véritable essor de travaux relatifs à la structure financière des entreprises. Le premier paragraphe de cette section se propose d'en opérer un rapide survol (**A.**). Afin de tester la pertinence des diverses argumentations théoriques proposées, la méthodologie retenue dans certains travaux empiriques récents, qui ont pour l'essentiel pris pour champ d'étude les firmes industrielles, est transposée à l'étude du financement externe de notre panel d'exploitations agricoles françaises. Le second paragraphe de cette section est consacré à la présentation de la démarche retenue, qui consiste plus précisément en l'estimation d'équations d'endettement (**B.**). Le troisième et dernier paragraphe détaille enfin la stratégie d'estimation retenue et présente les principaux résultats empiriques obtenus à l'issue de l'estimation d'équations d'endettement sur les données du panel RICA–Source fiscale 1991-1997 (**C.**).

A.- Revue de littérature

L'abondante littérature économique et financière contemporaine relative à la structure financière des entreprises est née des travaux fondateurs de Modigliani et Miller (1958), qui se sont interrogés sur l'existence d'une structure optimale du capital. Leur principal résultat théorique, également connu sous le nom de *théorème d'indépendance de Modigliani-Miller*, établit qu'en l'absence d'imperfections des marchés de capitaux, de fiscalité et de conflits d'objectifs entre les différents partenaires de la firme, toute structure financière combinant fonds propres et endettement est neutre sur la valeur de l'entreprise. Il en résulte une distribution aléatoire des structures financières, qui rend vaine toute tentative de recherche de fondements à la diversité des modes de financement observés. Il n'existerait par conséquent aucun facteur explicatif de l'endettement des firmes.

Le théorème de Modigliani-Miller a ouvert la voie à d'importantes controverses théoriques, portant pour l'essentiel sur ses hypothèses de départ, considérées par nombre d'auteurs comme particulièrement restrictives. Le relâchement de ces hypothèses, et en particulier de l'hypothèse de perfection des marchés de capitaux, a ainsi ouvert la voie à un formidable essor de la littérature académique, même si cette dernière demeure toujours caractérisée à l'heure actuelle par l'absence de modèle structurel unique, duquel seraient rigoureusement dérivés les différents facteurs explicatifs de la structure de financement des firmes. Ces différents travaux ont toutefois conduit leurs auteurs à proposer un vaste ensemble d'hypothèses, se rattachant à des corpus théoriques variés, mais dont la pertinence en matière d'explication du mode de financement des firmes est avérée.

Les imperfections des marchés de capitaux renvoient à la nature particulière des transactions qui s'y opèrent, puisqu'un prêteur met à la disposition immédiate d'un emprunteur des fonds, en contrepartie d'une promesse de remboursement ultérieur (et de rémunération) des sommes octroyées. Il résulte de ce décalage temporel un risque de

défaillance de l'emprunteur, le caractère effectif du remboursement du principal et des intérêts étant conditionné par les performances futures de l'emprunteur. Ce risque de défaillance est diversement apprécié par les parties contractantes, du fait de leurs différences d'accès à l'information.

L'emprunteur dispose en effet, de par sa position particulière, d'une information privilégiée quant à sa situation et à des performances économiques et financières, présentes comme futures. Trois types d'asymétries d'informations sont ainsi typiquement considérées dans la littérature (Sauvé et Scheuer [éds], 1999) :

- l'emprunteur a la possibilité, avant la signature du prêt, d'évaluer à moindre frais le degré de risque et la rentabilité associés aux projets pour lesquels il sollicite un financement, alors même que le prêteur est pour sa part dans l'incapacité de discriminer de manière efficiente entre les différentes candidatures de prêt. Ces asymétries d'information, qui surviennent *ex ante* sont à l'origine du phénomène d'*antisélection* sur le marché du crédit (Stiglitz et Weiss, 1981) ;
- une fois le prêt octroyé, l'emprunteur a la possibilité d'allouer les fonds obtenus au financement d'autres projets, moins profitables et/ou plus risqués que celui pour lequel le financement a été originellement obtenu. Le prêteur, qui ne dispose alors bien souvent pour seule information que du revenu réalisé par l'emprunteur, n'est alors pas en mesure de déterminer avec précision si une réduction de ce revenu est, par exemple, imputable à une mauvaise gestion de la firme ou s'il s'agit *a contrario* d'une réponse normale de la firme aux évolutions conjoncturelles de son environnement. Ces problèmes d'agence sont qualifiés dans la littérature d'*aléa moral* ;
- enfin, des asymétries d'information peuvent se révéler *ex post* lorsque le prêteur ne peut évaluer de manière certaine le taux de rendement du projet effectivement réalisé par l'emprunteur. Ce dernier peut en effet être incité, pour minimiser ses remboursements d'emprunts, à déclarer un revenu

inférieur à celui effectivement réalisé. Un tel comportement est alors qualifié d'*opportunisme du débiteur*.

En réponse à ces diverses catégories d'asymétries d'information rencontrées sur le marché du crédit, le prêteur se voit contraint de mettre en place des dispositifs de collecte de l'information (lors de l'examen des demandes de prêts, mais également une fois le prêt octroyé) et de rechercher des mécanismes incitatifs permettant de faire converger les intérêts de l'emprunteur avec ses propres intérêts. Ces dispositifs d'examen des demandes de prêt et de suivi et contrôle des prêts consentis ont un coût, que le prêteur est amené à répercuter – du moins partiellement – sur le coût de la ressource financière externe. De plus, du fait des problèmes d'antiselection sur le marché du crédit et de l'incapacité pour le prêteur d'évaluer précisément les risques caractérisant certains emprunteurs ou certains projets d'investissement, le prêteur ne peut accroître indéfiniment le taux d'intérêt et peut être tout bonnement incité à rationner le montant des crédits octroyés, en définissant par exemple un plafond d'endettement à partir de sa propre évaluation de la capacité de remboursement de l'emprunteur.

Le renchérissement du coût de la ressource financière externe qui résulte de la présence d'asymétrie d'information – coûts d'agence – justifie pour sa part l'existence d'une hiérarchie du financement, puisque l'autofinancement, moins coûteux, tend à être préféré à l'endettement, lui-même préféré à l'émission de titres (Myers et Majluf, 1984). Il en résulte une absence de structure financière cible, les niveaux observés d'endettement ne reflétant dès lors plus que la position initiale de la firme, ainsi que sa profitabilité, ses opportunités d'investissement et ses comportements d'endettement présents et passés. La *théorie de la hiérarchie des sources de financement (Pecking Order Theory)* suggère ainsi qu'une firme sera plus encline à constituer des réserves de liquidités et/ou procédera au remboursement de ses dettes au cours des périodes profitables, alors qu'il puisera dans ces réserves et/ou contractera de nouvelles dettes au cours des périodes moins favorables.

Les coûts additionnels associés à l'endettement peuvent toutefois être atténués – et/ou la quantité de crédit disponible accrue – lorsque l'emprunteur est en mesure de présenter au prêteur des garanties suffisantes, au regard du montant du prêt sollicité. Ces garanties, avant tout destinées à limiter la perte que peut être potentiellement amené à subir le prêteur en cas de défaillance de l'emprunteur, lui permettent également de contrôler dans une certaine mesure les actions entreprises par l'emprunteur, puisqu'une part plus ou moins importante de la richesse de ce dernier est rendue solidaire de la réussite de ses projets d'investissement. L'accès au crédit tend également à être facilité à mesure que la relation de prêt s'inscrit dans la durée, la crédibilité de l'emprunteur étant engagée aux yeux du prêteur à chaque instant. L'instauration d'une relation de confiance est de nature à atténuer les contraintes pesant sur l'accès au financement externe, en permettant à l'emprunteur de bénéficier de conditions de financement plus avantageuses.

L'emprunteur peut également chercher, conformément aux enseignements de la *théorie du signal* (Akerlof, 1970 ; Spence, 1974) à transmettre de son propre chef au prêteur des informations, afin d'atténuer l'importance des contraintes pesant sur son accès au financement externe, dès lors qu'il dispose d'opportunités d'investissement particulièrement intéressantes et qu'il ne souhaite pas avoir à subir le risque d'une mauvaise évaluation de la part du prêteur. Pour Ross (1977), la structure financière peut intrinsèquement constituer un tel signal : le financement d'un projet d'investissement en ayant prioritairement recours au crédit peut être interprété comme un signe de bonne gestion et de bonne santé future de l'entreprise, puisqu'en accroissant son endettement, la firme indique qu'elle est en mesure de supporter un endettement élevé sans risque de défaillance. Bourdieu et Colin-Sédillot (1993) font toutefois remarquer que de tels comportements n'ont de réelle portée que dans un contexte dynamique, autrement dit pour l'explication du choix du mode de financement d'un projet spécifique. L'idée que l'on puisse expliquer un endettement structurellement élevé par le désir de signaler de manière permanente et crédible à ses créanciers que l'on est en bonne santé et que l'on s'engage dans des projets sûrs ne fait guère de sens. L'autofinancement peut également

constituer un tel signal, en reflétant l'implication des dirigeants dans le bon fonctionnement de la firme et en constituant un indicateur de la solvabilité et de la viabilité de cette dernière. Le prêteur perçoit en effet un risque de politique d'investissement sous-optimale, qui peut se matérialiser par une capacité de remboursement de la firme inférieure à sa dette financière et déboucher *in fine* sur une défaillance de l'emprunteur. Ce risque peut renvoyer à une stratégie de sous-investissement, liée à des prélèvements trop importants opérés par l'entrepreneur au détriment de la firme, mais elle peut également être la conséquence d'une stratégie de surinvestissement, résultant d'une prise de risque excessive de la part de l'emprunteur. Ce problème de la non incitation à investir de manière optimale est particulièrement sensible pour les firmes présentant de fortes opportunités de croissance, qui peuvent soit lancer des projets trop risqués, soit ne pas lever une option de croissance. L'asymétrie d'information peut alors justifier une organisation spécifique de la relation de prêt visant à réduire le coût de l'obtention de l'information (Sauvé et Scheuer, 1999).

Le choix de la structure financière est enfin susceptible d'être conditionné par l'environnement politique et économique dans lequel évoluent les firmes. Ainsi, dans un contexte plus spécifiquement agricole, certaines interventions publiques, qui s'inscrivent notamment dans le cadre des politiques agricoles mises en œuvre à l'échelon national ou communautaire, ou de mesures plus ponctuelles dictées par des impératifs d'ordre conjoncturel, peuvent agir sur les choix financiers des exploitations, par le biais par exemple de prêts bonifiés (prêts d'installation consentis aux jeunes agriculteurs, prêts spéciaux de modernisation, etc.), d'allégement de charges ou de subventions d'investissement.

La liste des déterminants potentiels de la structure financière proposée par ces études s'avère ainsi relativement longue et les effets attendus peuvent différer assez fortement selon le cadre théorique d'analyse retenu. De manière générale, les relations entre ces déterminants intègrent des éléments renvoyant à l'offre de crédit émanant des différents partenaires financiers de l'entreprise au premier rang desquels les établissements de

crédit, mais également de la demande de crédit formulée par la firme. Ces différentes variables peuvent dorénavant être listées rapidement.

La **taille de la firme** est susceptible d'exercer deux influences contradictoires sur l'endettement des firmes. Les firmes de petite dimension, souvent insuffisamment dotées en fonds propres, tendent à être plus fortement tributaires du crédit bancaire, à la différence des grandes entreprises, qui disposent de facilités d'accès aux marchés financiers du fait d'une moindre asymétrie d'information, induisant une corrélation *a priori* négative entre la taille de la firme et son endettement. Les banques pourraient cependant être incitées, en cas de réduction de leurs concours bancaires, à limiter en priorité les prêts consentis aux unités de faible dimension, impliquant alors une liaison positive entre la taille de la firme et son endettement.

La structure financière est également influencée par la **stratégie de croissance de la firme**. Une croissance rapide de la firme est en effet de nature à accroître son besoin de financement externe, d'où une liaison *a priori* positive entre l'endettement et la croissance de la firme. Cette corrélation positive pourrait être renforcée, du côté de l'offre, par le fait que les entreprises à forte croissance subissent des moindres contraintes d'accès au financement externe, puisque les établissements bancaires anticipent alors des profits élevés. Mais d'un autre côté, la dynamique de croissance importante peut également accroître les coûts d'agence, ces firmes étant difficiles à évaluer et à contrôler, d'où une liaison potentiellement négative entre l'endettement et la croissance.

Les **garanties** présentées par la firme. En présence d'asymétrie d'information dans la relation de prêt, les coûts d'agence émanant du créancier peuvent être atténués si l'entreprise transmet au prêteur les signaux nécessaires. Ainsi, les garanties présentées par l'entreprise peuvent constituer un tel signal, en contribuant à réduire le risque d'aléa moral. La banque reçoit les informations complémentaires sur la firme et la constitution de garanties réduira le montant de la perte attendue en cas d'insolvabilité/de défaillance

de l'emprunteur. De ce fait, l'offre de crédit bancaire et la valeur des garanties tendent à être corrélées positivement.

La **valeur** de l'entreprise et sa **rentabilité**. La liaison entre ces variables et l'endettement souffre une fois encore d'une certaine ambiguïté. Pour une firme présentant une rentabilité élevée, le prêteur dispose d'un signal positif et l'interprète comme une probabilité accrue d'obtenir le remboursement des prêts octroyés. On s'attend dès lors à une corrélation positive entre l'endettement et la rentabilité de l'entreprise. De plus, les firmes ont tendance à accroître leur formation d'actifs à mesure que le produit marginal du capital s'élève. En conséquence, la demande de fonds tend elle aussi à croître. Mais pour un niveau donné de dépenses prévues, la demande de crédit décroît en liaison avec l'accroissement des profits. Une autre approche, basée sur la théorie des asymétries d'information et de la théorie de la hiérarchie du financement établit que la firme préfère se financer en priorité par autofinancement, puis par endettement, puis par émission de titres. On peut dès lors s'attendre à une liaison négative entre le niveau des profits et l'endettement. Certains auteurs suggèrent que la hiérarchie des préférences s'appliquerait plus volontiers aux petites firmes, dès lors que le coût relatif de l'endettement peut être plus élevé pour ces dernières.

Le **risque**. Du fait de problèmes d'asymétrie d'information (aléa moral et antisélection) que les banques doivent intégrer dans leur prise de décision, une forte volatilité des profits, qui est souvent employée comme un indicateur de risque, peut conduire à une probabilité de défaillance accrue, d'où une corrélation *a priori* négative. Il est également possible, en adoptant un point de vue différent, que les firmes présentant des risques élevés seraient également moins affectées par des problèmes de sous-investissement, de sorte que les coûts d'agence seraient atténués. De plus, les créanciers peuvent être tenus de contribuer au financement de ces firmes à risque, dans l'espoir d'éviter la faillite de ces dernières, en particulier dans le cas des grandes entreprises.

D'**autres facteurs** peuvent encore expliquer la structure financière observée d'une firme. C'est notamment le cas de la fiscalité – qui peut rendre plus avantageux un mode de financement particulier –, de l'organisation du système bancaire, des dépenses de recherche & développement, de la structure de détention du capital ou encore de la forme juridique. Mais ces divers facteurs revêtent une moindre importance dans le cas qui nous préoccupe.

B.- Méthodologie

La pertinence de l'argumentation théorique développée dans le cadre du précédent paragraphe peut désormais être appréciée empiriquement, en procédant à l'estimation économétrique d'équations d'endettement. Cette démarche, qui ne constitue pas à proprement parler une originalité dans la mesure où elle a déjà fait avec succès l'objet d'expérimentations dans le cadre de certaines études françaises récentes sur données de panel (Bourdieu et Colin-Sédillot, 1993 ; Sauvé et Scheuer, 1999), n'a toutefois pas encore donné lieu, à notre connaissance, à des applications spécifiques concernant l'analyse des modes de financement des exploitations agricoles françaises. Bourdieu et Colin-Sédillot (1993) ont ainsi cherché à tester empiriquement l'existence de contraintes d'accès aux ressources financières, en procédant à l'estimation d'équations d'endettement à partir d'un panel d'entreprises françaises. C'est également cette approche qui a été prévalu dans une étude initiée plus récemment par un collectif d'économistes de la *Banque de France* et de la *Deutsche Bundesbank*, qui a cherché à comparer, par l'estimation sur données de panel de fonctions d'endettement, les modes de financement d'un panel de firmes industrielles françaises et allemandes. La méthodologie retenue dans la présente section s'inspire particulièrement de celle développée dans le cadre de cette dernière étude, même si sa transposition au secteur agricole a nécessité quelques aménagements mineurs, destinés à tenir compte de certaines spécificités des exploitations en matière de financement, en particulier en matière de définition de certaines variables explicatives.

L'idée sous-jacente motivant l'estimation d'équations d'endettement à partir des données du panel RICA–Source fiscale 1991-1997 est de tester la sensibilité des comportements d'endettement des exploitations individuelles (et par ce biais de leur structure financière) à un vaste ensemble de facteurs explicatifs, qui renvoient pour partie au besoin de financement formulé par les exploitations, mais également à l'offre de fonds qui émane de leurs différents partenaires financiers et à d'éventuelles contraintes d'accès au financement externe. Les variables explicatives du taux d'endettement considérées, proches de celles retenues par Sauvé et Scheuer (1999) et détaillées ci-après, sont la croissance de l'exploitation, sa rentabilité, l'importance des garanties, le risque et le coût du financement.

L'engagement de l'exploitation dans un processus de **croissance** soutenue, caractérisé par des investissements importants, a pour corollaire un accroissement de son besoin de financement et en particulier de son besoin de financement externe, dès lors que les ressources financières internes ne sont disponibles qu'en quantité limitée (Bierlen *et al.*, 1998). L'endettement de l'exploitation tend alors à être corrélé positivement à la dynamique de croissance de l'exploitation. Mais une croissance trop rapide de l'exploitation peut également refléter un comportement de surinvestissement de l'exploitation, incitant alors les intermédiaires financières à la prudence et entraînant une corrélation négative entre la stratégie de croissance de l'exploitation et l'importance de son endettement.

La structure financière de l'exploitation est également liée à sa **rentabilité**. Un degré élevé de rentabilité constitue en effet un facteur propice au financement interne, ce qui devrait en toute logique entraîner une liaison négative entre l'endettement et la rentabilité de l'exploitation. Mais cette rentabilité élevée peut également permettre à l'exploitation d'honorer plus facilement ses engagements financiers, impliquant alors une liaison positive entre l'endettement de l'exploitation et la rentabilité.

L'importance de l'endettement est également susceptible d'être influencée par les **garanties** présentées par l'exploitation. Des garanties sérieuses sont en effet de nature à faciliter l'accès au crédit de l'exploitation, ce qui laisse augurer *a priori* une liaison positive entre l'importance des garanties présentées et l'endettement.

L'arbitrage entre le financement interne et le financement externe de l'exploitation est encore lié aux **risques** présentés par l'exploitation. Ces risques peuvent être, par exemple, approximés à partir du ratio du service de la dette, qui permet d'apprécier le poids des remboursements de dettes financières dans les résultats de l'exploitation et qui constitue un indicateur de la solvabilité de l'exploitation. Une valeur élevée de cet indicateur est de nature à rendre plus vraisemblable le risque d'impayé, ce qui laisse présager des difficultés d'accès au financement interne et une liaison négative entre la valeur de cet indicateur et l'endettement de l'exploitation.

Enfin, le dernier facteur explicatif de la structure de financement de l'exploitation retenu est le **coût du financement**, afin de prendre en compte dans l'analyse empirique les conditions d'accès des exploitations au financement bancaire de leurs projets d'investissement. Un coût élevé du financement est ainsi de nature à inciter les exploitations à privilégier le financement interne de ses projets d'investissement, d'où une influence très probablement négative du coût du financement sur le taux d'endettement. Ce coût du financement peut par exemple être apprécié à l'aune du taux d'intérêt apparent.

Les différentes équations d'endettement estimées ci-après sur l'échantillon complet d'abord, puis sur chacun des sous-échantillons considérés ensuite, intègrent également comme variables explicatives, à l'instar des équations dynamiques de prélèvements privés, des effets fixes individuels, destinés à prendre en compte des facteurs explicatifs non disponibles et/ou non observables spécifiques à chaque exploitation, ainsi que des indicatrices temporelles, destinées à tenir compte de variables d'ordre macro-économique non disponibles et/ou non observables, non constantes dans le temps et

susceptibles d'affecter simultanément les comportements de l'ensemble des exploitations composant le panel RICA-Source fiscale. Enfin, des valeurs retardées de la variable expliquée figurent également introduites parmi les régresseurs, afin de traduire la plus ou moins forte inertie des comportements d'endettement. Toutes les variables explicatives retenues ne permettent toutefois qu'une approximation des phénomènes par essence inobservables, ce qui doit inciter à la prudence lors de l'interprétation des résultats.

C.- Stratégie d'estimation et résultats

L'équation d'endettement à estimer économétriquement est ainsi du type :

$$END_{it} = \alpha_1 END_{i,t-1} + \alpha_2 DYN_{it} + \alpha_3 GAR_{it} + \alpha_4 REN_{it} + \alpha_5 SER_{it} + \alpha_6 COU_{it} + \rho_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (4.2.1)$$

où END_{it} désigne le taux d'endettement de l'exploitation i à la fin de l'exercice comptable t , DYN_{it} la dynamique de croissance, GAR_{it} les garanties présentées par l'exploitation, REN_{it} la rentabilité de l'exploitation, SER_{it} le service de la dette, COU_{it} le coût du financement de l'exploitation⁵⁴, ρ_i l'effet fixe individuel, η_t l'effet temporel et ε_{it} un terme aléatoire. Il convient encore de souligner que du fait de l'origine comptable des données collectées, il n'a été possible de tenir compte pour la construction de la variable « *garanties* » que des seules garanties physiques, la source statistique ne contenant aucune information relative aux autres types de garanties parfois exigées par les établissements bancaires (comme les cautions, gages, etc.).

⁵⁴ Plus concrètement, les différentes variables présentes dans l'équation d'endettement sont définies comme suit :

END_{it} = Endettement total / Total du passif du bilan

DYN_{it} = Taux de croissance du bilan

GAR_{it} = Immobilisations corporelles / total de l'actif du bilan

REN_{it} = Capacité d'autofinancement courante / Chiffre d'affaire de l'exercice

SER_{it} = (Annuités d'emprunts à long et moyen terme + Charges financières à court terme) / Produit brut

COU_{it} = Charges financières / Dettes financières à court, moyen et long terme.

1.- Stratégie d'estimation

A l'instar des équations dynamiques de prélèvements qui ont fait l'objet d'estimations dans le cadre de la section précédente, la présence parmi les régresseurs de la variable endogène retardée et d'effets fixes individuels conduit assez naturellement à procéder à l'estimation des fonctions d'endettement par la *Méthode des Moments Généralisés*, en ayant préalablement transformé le modèle en différences premières. Comme précédemment, deux variantes de l'équation d'endettement ont fait l'objet d'estimations économétriques. La première variante envisagée consiste en une spécification exogène (*modèle 1*), dans laquelle seule la variable endogène retardée (en différences premières) est instrumentée par ses retards (en niveaux) datés $t-3$ et $t-4$. Toutes les variables utilisées étant issues du bilan de l'exploitation et qu'il est alors difficile de concevoir l'existence de variables véritablement exogènes, une seconde variante de la fonction d'endettement, qualifiée quant à elle d'**endogène**, a été estimée, en instrumentant toujours la variable endogène retardée (en différences premières) par ses propres retards (en niveaux) datés $t-3$ et $t-4$, mais en instrumentant désormais également les différentes variables exogènes (en différences premières) par leurs retards (en niveaux), datés $t-2$. Les problèmes liés au choix de l'ensemble adéquat d'instruments nous ont en réalité conduit à procéder à l'estimation d'un grand nombre de variantes de la fonction d'endettement, dont seules les plus intéressantes sont présentées.

2.- Résultats

Les résultats obtenus sur l'échantillon complet (*tableau 4.2.1*) sous l'hypothèse d'exogénéité de régresseurs (*modèle 1*) font apparaître une influence positive et fortement significative de la dynamique de croissance et des garanties sur le taux d'endettement de l'exploitation, tandis que ce dernier est influencé positivement et significativement par la rentabilité, le service de la dette et le coût du financement. Les comportements d'endettement accusent également une inertie relativement marquée (le

coefficient associé à la variable endogène retardée étant positif et très significatif), ce qui tend à valider le choix d'une spécification dynamique. Toutefois, si le test de Sargan valide bel et bien le choix des instruments (p -value = 0,11), la statistique m_2 ne permet pas de rejeter clairement l'hypothèse d'une autocorrélation significative du second ordre.

Tableau 4.2.1.
Equation d'endettement : Résultats (Ensemble des exploitations)

	Modèle 1	Modèle 2
Taux d'endettement ($t-1$)	0,961***	0,966***
($\Delta END_{i,t-1}$)	(0,051)	(0,058)
Dynamique de croissance (t)	0,103***	0,006
(ΔDYN_{it})	(0,014)	(0,061)
Garanties (t)	0,083**	-0,124
(ΔGAR_{it})	(0,033)	(0,131)
Rentabilité (t)	-0,059***	-0,092**
(ΔREN_{it})	(0,009)	(0,042)
Service de la dette (t)	-0,083***	-0,313***
(ΔSER_{it})	(0,018)	(0,110)
Coût du financement (t)	-0,076***	-0,050
(ΔCOU_{it})	(0,025)	(0,051)
Sargan	10,4	27,5
p-value	0,11	0,38
m_1 (p-value)	0,00	0,00
m_2 (p-value)	0,06	0,11

Source : Panel RICA–Source fiscale 1991–1997

Notes : *** significatif au seuil de 1 %, ** significatif au seuil de 5 %, * significatif au seuil de 10 %
Tous les modèles sont estimés par la méthode des moments généralisés en différences premières et incluent des indicatrices temporelles. Les résultats de la seconde étape sont reportés dans le tableau.
Instruments : Variable endogène retardée $t-3$, $t-4$, autres variables explicatives retardées $t-2$.

Le relâchement de l'hypothèse d'exogénéité des régresseurs par l'instrumentation de l'ensemble des régresseurs (*modèle 2*) n'affecte pas fondamentalement le signe des coefficients estimés, mais affaiblit par contre leur significativité. Ainsi, si le taux d'endettement courant est toujours influencé positivement par le taux d'endettement passé et la croissance de l'exploitation, le coefficient associé à cette dernière variable devient non significatif, tout comme le coefficient associé aux garanties (qui devient même négatif). L'influence des autres déterminants potentiels de la structure financière demeure négative et significative, à l'exception toutefois du coût du financement qui ne semble alors plus jouer de rôle déterminant dans les décisions d'endettement. Les tests de spécification (test de Sargan, statistique m_2) qui accompagnent les estimations

valident le choix des instruments (p -value = 0,38) et concluent à l'absence d'autocorrélation significative du second ordre (p -value = 0,11).

La prise en considération lors de l'estimation d'équations d'endettement du statut des foyers d'agriculteurs en 1991 ou en 1997 (*tableau 4.2.2*) sous l'hypothèse d'exogénéité des régresseurs (*modèle 1*) n'engendre pas de profonds bouleversements par rapport aux résultats obtenus sur l'échantillon complet, dès lors que les signes des coefficients estimés demeurent, quel que soit le statut de foyer considéré, positifs pour ce qui concerne la variable endogène retardée, la croissance de l'exploitation et les garanties, et négatives pour ce qui concerne la rentabilité, le service de la dette et le coût du financement. Les principales différences observées portent sur la significativité des coefficients estimés : les comportements d'endettement des foyers concernées par la pluriactivité ne semblent ainsi pas influencés par le coût de la ressource financière externe. De plus, l'inertie des comportements d'endettement tend à être moindre pour ces foyers, tandis que l'influence de la dynamique de croissance, de la rentabilité et du service de la dette tend à y être supérieure. L'effet des garanties s'avère en réalité ambigu dans la mesure où le coefficient associé à cette variable est supérieur pour les « foyers monoactifs en 1991 » – et significatif, ce qui n'est pas le cas des foyers pluriactifs – tandis qu'il tend à être supérieur pour les « foyers pluriactifs en 1997 » – et significatif, ce qui n'est pas le cas pour les foyers monoactifs à cette date. Le test de Sargan permet de valider le choix des instruments pour les « foyers monoactifs en 1997 », les « foyers pluriactifs en 1997 » et les « foyers pluriactifs en 1991 », tandis que ce choix tend à ne pas être validé pour les « foyers monoactifs en 1991 » (p -value = 0,06). De plus, la statistique m_2 laisse entrevoir une autocorrélation significative du second ordre pour les « foyers pluriactifs en 1991 ».

Tableau 4.2.2.
Equation d'endettement : Résultats

	Statut en matière de pluriactivité en 1991			
	Foyers monoactifs en 1991		Foyers pluriactifs en 1991	
	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 1	Modèle 2
Taux d'endettement ($t-1$)	0,959***	0,898***	0,864***	0,649***
($\Delta END_{i,t-1}$)	(0,058)	(0,061)	(0,097)	(0,110)
Dynamique de croissance (t)	0,098***	-0,121**	0,111***	0,238***
(ΔDYN_{it})	(0,018)	(0,059)	(0,023)	(0,062)
Garanties (t)	0,085**	-0,059	0,064	-0,459***
(ΔGAR_{it})	(0,037)	(0,150)	(0,063)	(0,151)
Rentabilité (t)	-0,050***	-0,078**	-0,087***	-0,015
(ΔREN_{it})	(0,009)	(0,036)	(0,016)	(0,050)
Service de la dette (t)	-0,068***	-0,199**	-0,118***	0,330*
(ΔSER_{it})	(0,018)	(0,081)	(0,045)	(0,200)
Coût du financement (t)	-0,105***	-0,128**	-0,036	0,004
(ΔCOU_{it})	(0,024)	(0,062)	(0,023)	(0,058)
Sargan	11,6	38,2	5,5	32,2
p-value	0,07	0,06	0,48	0,19
m_1 (p-value)	0,00	0,00	0,00	0,00
m_2 (p-value)	0,44	0,64	0,08	0,19

	Statut en matière de pluriactivité en 1997			
	Foyers monoactifs en 1997		Foyers pluriactifs en 1997	
	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 1	Modèle 2
Taux d'endettement ($t-1$)	0,962***	0,895***	0,891***	0,763***
($\Delta END_{i,t-1}$)	(0,060)	(0,059)	(0,086)	(0,110)
Dynamique de croissance (t)	0,093***	-0,099*	0,134***	0,062
(ΔDYN_{it})	(0,016)	(0,059)	(0,028)	(0,075)
Garanties (t)	0,052	-0,009	0,177***	-0,079
(ΔGAR_{it})	(0,036)	(0,132)	(0,064)	(0,218)
Rentabilité (t)	-0,054***	-0,051	-0,073***	-0,033
(ΔREN_{it})	(0,010)	(0,038)	(0,015)	(0,052)
Service de la dette (t)	-0,078***	-0,168**	-0,094**	-0,098
(ΔSER_{it})	(0,019)	(0,079)	(0,040)	(0,228)
Coût du financement (t)	-0,094***	-0,052	-0,034	0,156***
(ΔCOU_{it})	(0,026)	(0,043)	(0,026)	(0,058)
Sargan	10,2	42,0	6,3	22,1
p-value	0,12	0,02	0,39	0,68
m_1 (p-value)	0,00	0,00	0,00	0,00
m_2 (p-value)	0,46	0,99	0,10	0,08

Source : Panel RICA—Source fiscale 1991–1997

Notes : cf. tableau 4.2.1.

L'adoption d'une spécification endogène ne s'avère alors pas plus judicieuse, dans la mesure où le test de Sargan tend à rejeter le choix des instruments pour les « foyers monoactifs en 1991 » (p -value = 0,06) et pour les foyers monoactifs en 1997 » (p -value = 0,02), tandis que la statistique m_2 semble indiquer la présence d'une autocorrélation significative du second ordre pour les « foyers pluriactifs en 1997 ». L'hypothèse

d'endogénéité des régresseurs a de plus des répercussions particulièrement importantes sur le signe de certains coefficients estimés (en particulier celui des garanties qui devient même négatif dans le cas des foyers monoactifs), mais également sur leur significativité (l'endettement des « foyers pluriactifs en 1997 » ne semblant alors plus être influencé que par le taux d'endettement retardé et le coût du financement, positivement de surcroît). L'adoption d'une spécification endogène conduit ainsi à une diminution de la précision des estimations, comparativement à la spécification exogène.

La décision de privilégier une spécification exogène de la fonction d'endettement est également motivée par les résultats obtenus en croisant les statuts des foyers d'agriculteurs en matière de pluriactivité en 1991 et 1997 (*tableau 4.2.3*), dès lors que les modèles estimés sont rejetés pour deux des quatre modèles estimés sous l'hypothèse d'exogénéité des régresseurs à l'aune de la statistique de Sargan (« foyers monoactifs en 1991 et 1997 ») ou de la statistique m_2 (« foyers pluriactifs en 1991 uniquement ») alors même que tous les modèles sont désormais validés par ces mêmes tests de spécification sous l'hypothèse d'exogénéité des régresseurs.

Tableau 4.2.3.
Equation d'endettement : Résultats

	Foyers monoactifs en 1991 et 1997		Foyers pluriactifs en 1991 uniquement	
	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 1	Modèle 2
Taux d'endettement ($t-1$)	0,962***	0,890***	0,700***	0,539***
($\Delta END_{i,t-1}$)	(0,061)	(0,059)	(0,228)	(0,092)
Dynamique de croissance (t)	0,096***	-0,125**	0,061***	0,029
(ΔDYN_{it})	(0,018)	(0,061)	(0,023)	(0,023)
Garanties (t)	0,054	-0,031	-0,042	-0,183
(ΔGAR_{it})	(0,037)	(0,146)	(0,137)	(0,135)
Rentabilité (t)	-0,050***	-0,051	-0,130***	-0,051
(ΔREN_{it})	(0,009)	(0,035)	(0,026)	(0,031)
Service de la dette (t)	-0,057***	-0,151*	-0,353***	0,092
(ΔSER_{it})	(0,017)	(0,081)	(0,091)	(0,078)
Coût du financement (t)	-0,114***	-0,074	-0,029	-0,029***
(ΔCOU_{it})	(0,026)	(0,055)	(0,019)	(0,010)
Sargan	10,3	40,1	4,1	24,5
p-value	0,11	0,04	0,67	0,55
m ₁ (p-value)	0,00	0,00	0,01	0,00
m ₂ (p-value)	0,80	0,65	0,33	0,01

	Foyers pluriactifs en 1997 uniquement		Foyers pluriactifs en 1991 et 1997	
	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 1	Modèle 2
Taux d'endettement ($t-1$)	0,756***	0,450***	0,832***	0,647***
($\Delta END_{i,t-1}$)	(0,132)	(0,102)	(0,101)	(0,119)
Dynamique de croissance (t)	0,106**	0,018	0,147***	0,240***
(ΔDYN_{it})	(0,048)	(0,046)	(0,019)	(0,070)
Garanties (t)	0,407***	0,338	0,100	-0,389**
(ΔGAR_{it})	(0,101)	(0,210)	(0,064)	(0,185)
Rentabilité (t)	-0,025	-0,145**	-0,075***	-0,019
(ΔREN_{it})	(0,027)	(0,061)	(0,017)	(0,048)
Service de la dette (t)	-0,141***	0,269*	-0,05	0,231
(ΔSER_{it})	(0,054)	(0,145)	(0,042)	(0,181)
Coût du financement (t)	-0,042	-0,436***	-0,038	0,068
(ΔCOU_{it})	(0,037)	(0,100)	(0,030)	(0,045)
Sargan	8,1	23,2	5,1	26,1
p-value	0,23	0,62	0,53	0,46
m ₁ (p-value)	0,00	0,00	0,00	0,00
m ₂ (p-value)	0,43	0,33	0,21	0,45

Source : Panel RICA–Source fiscale 1991–1997

Notes : cf. tableau 4.2.1.

Les résultats obtenus pour les différents sous-échantillons considérés produisent alors des résultats plutôt conformes à ceux escomptés, à savoir une influence positive du retard de la variable expliquée, de la dynamique de croissance et des garanties, et négative de la rentabilité, du service de la dette et du coût du financement. Les différentes sous-populations s'opposent toutefois en matière de significativité des différents coefficients estimés. Ainsi, pour les « foyers monoactifs en 1991 et 1997 »,

toutes les variables explicatives retenues semblent influencer significativement les comportements d'endettement, à l'exception des garanties. A cette variable sans influence significative s'ajoute, dans le cas « foyers pluriactifs en 1991 uniquement », le coût du financement. Pour les « foyers pluriactifs en 1997 uniquement », la variable garanties semble par contre exercer une influence déterminante (ce qui pourrait, du moins partiellement, expliquer le changement de signe associé à cette variable mis en évidence précédemment), tandis que les comportements tendent à ne pas être influencés de manière significative par la rentabilité de l'exploitation et par le coût du financement. Enfin, les comportements d'endettement des « foyers pluriactifs en 1991 et 1997 » ne semblent influencés significativement que par l'endettement passé, la dynamique de croissance et la rentabilité, les garanties, le service de la dette et le coût du financement ne semblant jouer pas jouer de rôle déterminant dans l'endettement de cette catégorie d'exploitation.

Section 3.- Pluriactivité et comportements d'investissement des foyers d'agriculteurs

Les travaux empiriques entrepris jusqu'à présent reposaient sur des spécifications *ad hoc* d'équations dynamiques de prélèvements ou d'endettement et ne se rattachaient pas formellement au modèle structurel du ménage agricole, producteur et consommateur. Notre ambition, dans le cadre de cette section, est de tenter une validation empirique du modèle développé dans les deux premiers chapitres de la thèse, afin de prendre explicitement en considération l'interdépendance potentielle des comportements d'investissement, de financement et d'emploi, lorsque le ménage agricole est confronté à l'existence d'imperfections du marché du crédit. Ce modèle nous a permis de dériver des *équations d'Euler de l'investissement*, destinées à tester les diverses hypothèses formulées lors de la construction du modèle.

A.- Le modèle

L'exploitant cherche ainsi à maximiser, sur un horizon de planification fini T , son flux actualisé et anticipé de revenus, sous un certain nombre de contraintes. Le programme d'optimisation de l'exploitant s'écrit :

$$\max E_t \left[\sum_{\tau=t}^T \beta_{\tau-t} R_{\tau} \right] \quad (4.3.1)$$

sous les contraintes :

$$R_{\tau} = P_{\tau} + w_{\tau}(1 - L_{\tau}) + E_{\tau} \quad (a)$$

$$P_{\tau} = \pi_{\tau}(K_{\tau}, L_{\tau}, I_{\tau}) + (B_{\tau} - B_{\tau-1}) - i_{\tau-1}B_{\tau-1} - A(B_{\tau-1}, q_{\tau-1}K_{\tau-1}) \quad (b)$$

$$K_{\tau} = (1 - \delta)K_{\tau-1} + I_{\tau} \quad (c)$$

$$(1 - L_{\tau}) \geq 0 \quad \text{avec} \quad 0 \leq L_{\tau} \leq 1 \quad (d)$$

$$M - \frac{B_{\tau}}{q_{\tau}K_{\tau}} \geq 0 \quad (e)$$

$$B_T = 0 \quad (f)$$

$$B_{t-1} = \bar{B}_{t-1} \quad (g)$$

$$K_{t-1} = \bar{K}_{t-1} \quad (h)$$

où $E_t [.]$ désigne l'opérateur d'anticipations, conditionnelles à l'information disponible au début de la période t , et β_t le taux d'actualisation.

La première contrainte **(a)** est une relation comptable, qui définit le revenu global perçu par l'exploitant à chaque période t (noté R_t), comme la somme des gains retirés de l'activité agricole (notés P_t), des gains retirés le cas échéant de l'exercice d'une activité salariée hors de l'exploitation $w_t(1-L_t)$ – où w_t désigne le taux de salaire hors de l'exploitation – et d'un revenu exogène (noté E_t).

Les gains retirés par l'exploitant de l'activité agricole correspondent ici aux prélèvements privés⁵⁵, définis par la contrainte **(b)** comme le profit net de l'exploitation, noté π_t – lui-même fonction du stock de capital de l'exploitation (K_t) du travail de l'exploitant (L_t) et de la dépense d'investissement (I_t) – augmenté de la variation du stock de dette ($B_t - B_{t-1}$) et diminué du paiement des intérêts sur la dette antérieurement contractée $i_{t-1}B_{t-1}$ – où i_{t-1} désigne le taux d'intérêt nominal de la dette et B_{t-1} le stock de dette en début de période. La fonction de profit net de l'exploitation fait intervenir des coûts internes d'ajustement du stock de capital. Ces coûts sont supposés convexes ($\partial^2 \pi_t / \partial I_t^2 < 0$) et contribuent – avec le prix des biens d'investissement – à une liaison négative entre l'investissement et le profit net de l'exploitation ($\partial \pi_t / \partial I_t < 0$).

La contrainte **(b)** fait également intervenir dans la définition des prélèvements privés une fonction $A(.)$, destinée à tenir compte dans le modèle de l'existence d'imperfections

⁵⁵ Le modèle n'intègre pas de contrainte de positivité sur le montant des prélèvements privés. Ces derniers, qui s'apparentent *grosso modo* aux dividendes versés aux actionnaires dans un contexte moins spécifiquement agricole, peuvent en effet être négatifs dans le cas de l'exploitation agricole, traduisant par exemple une situation d'apports familiaux. Une partie des besoins de financement de l'exploitation est alors financée par des ressources financières d'origine non agricole (revenus d'activité extérieure ou plus généralement revenus extérieurs (épargne extra-agricole, etc.).

du marché du crédit (Jaramillo, Schiantarelli et Weiss, 1993). Cette fonction traduit l'existence de **coûts d'agence** supportés par l'exploitant, qui viennent s'ajouter au taux d'intérêt sans risque i_t . L'introduction de cette prime est motivée par les problèmes d'asymétries d'information qui caractérisent la relation de prêt, ainsi que par les difficultés que peuvent rencontrer les intermédiaires financiers pour « forcer » le remboursement du prêt (« *enforcement problems* »). La prime d'agence $A(\cdot)$ est définie ici comme une fonction croissante du stock de dette ($\partial A(\cdot)/\partial B_t > 0$), et décroissante des actifs de l'exploitation pouvant faire office de garanties réelles, approximées ici par la valeur du stock de capital ($\partial A(\cdot)/\partial K_t < 0$).

Le modèle présenté fait également intervenir une seconde forme d'imperfections des marchés de capitaux, liée à l'existence de restrictions quantitatives en matière d'endettement (contrainte (e)). Ces restrictions peuvent être modélisées de manière très simple par l'introduction d'une contrainte supplémentaire, prenant par exemple la forme d'un plafond d'endettement exogène (Whited, 1992). Cette solution s'avère toutefois peu satisfaisante, puisqu'elle ne prend pas explicitement en considération les caractéristiques de l'emprunteur. Nous lui préférons pour notre part une situation où l'intermédiaire financier définit une limite supérieure au ratio de la dette rapportée à la valeur du stock de capital (Phimister (1993) ; Jaramillo, Schiantarelli et Weiss (1993)).

La contrainte (c) est une équation d'accumulation décrivant les évolutions du stock de capital. Cette relation établit très classiquement que les mouvements du stock de capital sont imputables à la dépréciation du stock de capital d'une part, au processus d'investissement d'autre part. Le taux de dépréciation économique du stock de capital, noté δ , est supposé constant (avec $0 \leq \delta \leq 1$). L'investissement brut décidé à la période courante est supposé immédiatement productif (Bond et Meghir, 1994).

La contrainte (d) est une contrainte de positivité associée au volume de travail alloué à l'activité extérieure. La contrainte (f) est une condition de solvabilité, qui établit que

l'exploitant ne peut s'endetter indéfiniment et qu'il devra nécessairement avoir remboursé l'intégralité de sa dette à la fin de l'horizon de planification. Enfin, les contraintes **(g)** et **(h)** définissent respectivement la dotation initiale en capital K_{t-1} et le stock de dette initial B_{t-1} .

En introduisant la relation **(b)** dans la contrainte **(a)** et en notant λ_t le multiplicateur de Lagrange associé à la contrainte d'accumulation **(c)** et μ_t et θ_t les variables duales respectivement associées aux contraintes de positivité pesant sur le volume d'activité extérieure **(d)** et sur le plafond d'endettement endogène **(e)**, il est possible de construire le Lagrangien associé au programme d'optimisation de l'exploitant et d'en dériver les conditions du premier ordre suivantes :

$$K_t: \quad \frac{\partial \pi_t}{\partial K_t} - \lambda_t - \beta_t \frac{\partial A_t}{\partial K_t} + \beta_t (1 - \delta) E_t [\lambda_{t+1}] + \theta_t \frac{B_t}{q_t K_t^2} = 0 \quad (4.3.2)$$

$$I_t: \quad \frac{\partial \pi_t}{\partial I_t} + \lambda_t = 0 \quad (4.3.3)$$

$$L_t: \quad \frac{\partial \pi_t}{\partial L_t} - w_t - \mu_t = 0 \quad (4.3.4)$$

$$B_t: \quad 1 - \beta_t (1 + i_t) - \beta_t \frac{\partial A_t}{\partial B_t} - \frac{\theta_t}{q_t K_t} = 0 \quad (4.3.5)$$

$$\lambda_t: \quad (1 - \delta) K_{t-1} + I_t - K_t = 0 \quad (4.3.6)$$

$$\mu_t: \quad \mu_t (1 - L_t) = 0 \quad \mu_t \geq 0 \quad (1 - L_t) \geq 0 \quad (4.3.7)$$

$$\theta_t: \quad \theta_t \left(M - \frac{B_t}{q_t K_t} \right) = 0 \quad \theta_t \geq 0 \quad B_t \geq 0 \quad (4.3.8)$$

L'équation d'Euler de l'investissement est obtenue à partir de ces conditions. La relation **(4.3.3)** permet en effet de définir les termes :

$$\lambda_t = - \frac{\partial \pi_t}{\partial I_t} \quad \text{et, par extension,} \quad E_t [\lambda_{t+1}] = - E_t \left[\frac{\partial \pi_{t+1}}{\partial I_{t+1}} \right],$$

qui peuvent ensuite être introduits dans la condition du premier ordre (4.3.2), pour définir l'équation d'Euler de l'investissement :

$$-\beta_t(1-\delta)E_t\left[\frac{\partial\pi_{t+1}}{\partial I_{t+1}}\right]-\beta_t\frac{\partial A_t}{\partial K_t}=-\frac{\partial\pi_t}{\partial K_t}-\frac{\partial\pi_t}{\partial I_t}-\theta_t\frac{B_t}{q_tK_t^2} \quad (4.3.9)$$

Sous l'hypothèse d'anticipations rationnelles, le terme anticipé $E_t[\partial\pi_{t+1}/\partial I_{t+1}]$ figurant dans le terme de gauche de la relation (4.3.9) peut être remplacé par sa valeur réalisée, augmentée d'un terme d'erreur ε_{t+1} vérifiant $E_t[\varepsilon_{t+1}]=0$. Cette perturbation est supposée non corrélée avec l'information disponible à la date t et par conséquent avec toutes les variables connues à cette date ou antérieurement. L'équation d'Euler de l'investissement s'écrit désormais :

$$-\beta_t(1-\delta)\frac{\partial\pi_{t+1}}{\partial I_{t+1}}-\beta_t\frac{\partial A_t}{\partial K_t}=-\frac{\partial\pi_t}{\partial K_t}-\frac{\partial\pi_t}{\partial I_t}-\theta_t\frac{B_t}{q_tK_t^2}+\varepsilon_{t+1} \quad (4.3.10)$$

La relation (4.3.10), qui compare le bénéfice net d'investir aujourd'hui à celui d'investir demain, constitue le point de départ aux modèles économétriques développés dans cette section. Il convient toutefois de définir encore de manière plus explicite la fonction de profit net de l'exploitation, afin d'obtenir une spécification empiriquement testable de l'équation d'Euler :

$$\pi_t = p_t[F(K_t, L_t) - G(I_t, K_t)] - q_t I_t \quad (4.3.11)$$

en posant $Y_t = F(\cdot) - G(\cdot)$, où Y_t représente la valeur nette observable de l'output, $F(\cdot)$ la fonction de production de l'exploitation et $G(\cdot)$ la fonction de coûts d'ajustement. Les variables exogènes p_t et q_t désignent respectivement les prix de l'output agricole et des biens d'investissement⁵⁶. La définition des termes $\partial\pi_t/\partial K_t$, $\partial\pi_t/\partial I_t$ et $\partial\pi_{t+1}/\partial I_{t+1}$ implique encore de définir les formes fonctionnelles de $F(\cdot)$, $G(\cdot)$ et $A(\cdot)$.

⁵⁶ Le taux de salaire w_t n'apparaît pas dans la fonction de profit net de l'exploitation puisque le travail familial est caractérisé, dans le contexte agricole, par son absence de prix explicite. Il apparaît toutefois

Nous supposons ainsi que la fonction de production $F(\cdot)$ est de type Cobb-Douglas à rendements d'échelles constants $F(K_t, X_t, L_t) = dK_t^\gamma L_t^{1-\gamma}$ (Benjamin et Phimister, 1997),

que la fonction quadratique de coût d'ajustement $G(\cdot)$ est de la forme $G(I_t, K_t) = \frac{b}{2} \frac{I_t^2}{K_t}$

(Jaramillo, Schiantarelli et Weiss, 1993) et que la prime d'agence $A(\cdot)$ est ainsi

définie $A(B_t, q_t K_t) = \frac{c}{2} \left(\frac{B_t^2}{q_t K_t} \right)$ (Jaramillo, Schiantarelli et Weiss, 1993).

On obtient alors :

$$\frac{\partial \pi_t}{\partial I_t} = -bp_t \left(\frac{I}{K} \right)_t - q_t, \quad \frac{\partial \pi_{t+1}}{\partial I_{t+1}} = -bp_{t+1} \left(\frac{I}{K} \right)_{t+1} - q_{t+1}$$

et

$$\frac{\partial \pi_t}{\partial K_t} = \gamma p_t \left(\frac{Y}{K} \right)_t + \frac{(1+\gamma)}{2} bp_t \left(\frac{I}{K} \right)_t^2$$

L'introduction de ces différents termes dans la relation (4.3.10) permet enfin d'obtenir une spécification « générale » de l'équation d'Euler :

$$\begin{aligned} \left(\frac{I}{K} \right)_{t+1} &= \left(\frac{1}{\beta_t(1-\delta)} \frac{p_t}{p_{t+1}} \right) \left(\frac{I}{K} \right)_t - \frac{(1+\gamma)}{2} \left(\frac{1}{\beta_t(1-\delta)} \frac{p_t}{p_{t+1}} \right) \left(\frac{I}{K} \right)_t^2 \\ &\quad - \frac{\gamma}{b} \left(\frac{1}{\beta_t(1-\delta)} \frac{p_t}{p_{t+1}} \right) \left(\frac{Y}{K} \right)_t - \frac{c}{2b} \beta_t \left(\frac{1}{(1-\delta)} \frac{p_t}{p_{t+1}} \right) \left(\frac{q_t}{p_t} \right) \left(\frac{B_t}{q_t K_t} \right)^2 \\ &\quad - \frac{1}{b} \left(\frac{1}{\beta_t(1-\delta)} \frac{p_t}{p_{t+1}} \right) \left(\frac{q_t}{p_t} \right) \theta_t \frac{B_t}{(q_t K_t)^2} \\ &\quad + \frac{1}{b} \left(\frac{1}{\beta_t(1-\delta)} \frac{p_t}{p_{t+1}} \right) \left[\left(\frac{1}{p_t} \right) (q_t - \beta_t(1-\delta)q_{t+1}) \right] + \varepsilon_{t+1} \end{aligned} \quad (4.3.12)$$

dans la contrainte budgétaire de l'exploitant et agit par conséquent dans le modèle comme un coût d'opportunité.

Cette dernière formulation générale de l'équation d'Euler de l'investissement permet en effet d'envisager successivement quatre cas de figure (présentés ci-après), à savoir l'absence d'imperfections des marchés de capitaux (1.), l'existence d'une prime d'agence (2.), l'existence de restrictions quantitatives en matière d'endettement (3.) et la présence simultanée de coûts d'agence et de restrictions quantitatives (4.).

Avant de passer en revue ces quatre cas de figure, il convient de noter que dans ce modèle spécifique, l'exploitant agricole détermine très simplement l'importance de sa participation à une activité extérieure en comparant le bénéfice marginal retiré de l'activité agricole au taux de salaire offert hors de l'exploitation. D'après la relation (4.3.4) en effet :

$$\frac{\partial \pi_t}{\partial L_t} = w_t + \mu_t$$

Deux régimes de travail peuvent alors être définis selon la stricte positivité ou la nullité de la variable duale associée à la contrainte (4.3.4). Lorsque la variable duale μ_t est nulle, l'exploitant devient pluriactif et définit la quantité de travail allouée à l'activité extérieure de manière à égaliser le bénéfice marginal retiré de l'activité agricole au taux de salaire offert hors de l'exploitation ($\partial \pi_t / \partial L_t = w_t$). Dans le cas contraire ($\mu_t > 0$), l'exploitant demeure monoactif et alloue l'intégralité de sa dotation unitaire en temps de travail à l'activité agricole. Le bénéfice marginal retiré de l'activité agricole excède le taux de salaire offert hors de l'exploitation ($\partial \pi_t / \partial L_t > w_t$).

1.- Perfection du marché du crédit.

Les termes $-\frac{c}{2b} \left(\frac{1}{(1-\delta)} \frac{p_t}{p_{t+1}} \right) \left(\frac{q_t}{p_t} \right) \left(\frac{B_t}{q_t K_t} \right)^2$ et $-\frac{1}{b} \left(\frac{1}{\beta_t (1-\delta)} \frac{p_t}{p_{t+1}} \right) \left(\frac{q_t}{p_t} \right) \theta_t \frac{B_t}{(q_t K_t)^2}$

disparaissent de la relation (4.3.12) en l'absence d'imperfections des marchés de capitaux, puisque dans ce cas de figure, $\partial A(\cdot)/\partial K_t = 0$ et $\theta_t = 0$. L'équation d'Euler de l'investissement s'écrit désormais :

$$\left(\frac{I}{K} \right)_{t+1} = \phi_{t+1} \left(\frac{I}{K} \right)_t - \phi_{t+1} \frac{(1+\gamma)}{2} \left(\frac{I}{K} \right)_t^2 - \phi_{t+1} \frac{\gamma}{b} \left(\frac{Y}{K} \right)_t + \frac{\phi_{t+1}}{b} J_t + \varepsilon_{t+1} \quad (4.3.13)$$

en définissant $\phi_{t+1} = \left(\frac{p_t}{p_{t+1}} \right) \left(\frac{1+i_t}{1-\delta} \right)$ et $J_t = \frac{q_t}{p_t} \left(1 - \frac{1-\delta}{1+i_t} \frac{q_{t+1}}{q_t} \right)$. Le terme J_t désigne le coût d'usage du capital.

La relation à estimer économétriquement permettant de tester la validité de l'hypothèse d'absence d'imperfection des marchés de capitaux est alors la suivante :

$$\left(\frac{I}{K} \right)_{it} = \beta_1 \left(\frac{I}{K} \right)_{i,t-1} + \beta_2 \left(\frac{I}{K} \right)_{i,t-1}^2 + \beta_3 \left(\frac{Y}{K} \right)_{i,t-1} + \rho_i + \sigma_t + \varepsilon_{it} \quad (4.3.14)$$

L'objectif n'étant pas d'estimer directement le coût d'usage du capital, ce dernier n'apparaît pas dans la relation (4.3.14), mais ses variations sont prises en compte par le biais des effets individuels ρ_i et temporels σ_t (Bond et Meghir, 1994). Notons encore que d'après la condition du premier ordre relative à la dette (4.3.5), le taux d'actualisation doit nécessairement, en l'absence d'imperfections du marché du crédit, vérifier à l'optimum la relation suivante :

$$\beta_t = \frac{1}{(1+i_t)}$$

2.- Existence d'une prime d'agence

Lorsque l'exploitant agricole doit faire face à l'existence de coûts d'agence mais n'est pas confronté à l'existence de restrictions quantitatives en matière d'emprunt, le

terme $-\frac{1}{b} \left(\frac{1}{\beta_t(1-\delta)} \frac{p_t}{p_{t+1}} \right) \left(\frac{q_t}{p_t} \right) \theta_t \frac{B_t}{(q_t K_t)^2}$ disparaît de la relation (4.3.12), puisque la

variable duale θ_t est alors nulle. La relation (4.3.12) s'écrit désormais :

$$\begin{aligned} \left(\frac{I}{K} \right)_{t+1} &= \frac{\phi_{t+1}}{\beta_t(1+i_t)} \left(\frac{I}{K} \right)_t - \frac{(1+\gamma)}{2} \frac{\phi_{t+1}}{\beta_t(1+i_t)} \left(\frac{I}{K} \right)_t^2 - \frac{\gamma}{b} \frac{\phi_{t+1}}{\beta_t(1+i_t)} \left(\frac{Y}{K} \right)_t \\ &\quad - \frac{c\phi_{t+1}}{2b} \frac{\beta_t}{\beta_t(1+i_t)} \left(\frac{q_t}{p_t} \right) \left(\frac{B_t}{q_t K_t} \right)^2 + \frac{\phi_{t+1}}{b} \frac{1}{\beta_t(1+i_t)} J_t + \varepsilon_{t+1} \end{aligned} \quad (4.3.15)$$

où les termes ϕ_{t+1} et J_t sont définis comme précédemment. L'équation d'Euler à estimer économétriquement pour tester la présence de coûts d'agence est alors la suivante :

$$\left(\frac{I}{K} \right)_{it} = \beta_1 \left(\frac{I}{K} \right)_{i,t-1} + \beta_2 \left(\frac{I}{K} \right)_{i,t-1}^2 + \beta_3 \left(\frac{Y}{K} \right)_{i,t-1} + \beta_5 \left(\frac{B}{K} \right)_{i,t-1}^2 + \rho_i + \sigma_t + \varepsilon_{it} \quad (4.3.16)$$

où, comme précédemment, ρ_i et σ_t désignent respectivement les effets individuels et

temporels et en notant $\left(\frac{B}{K} \right)_t = \left(\frac{B}{q_t K_t} \right)_t$.

La structure de l'équation d'Euler d'investissement dérivée en présence d'une prime d'agence présente ainsi des similitudes intéressantes avec l'équation obtenue en l'absence d'imperfections des marchés de capitaux, puisqu'on y retrouve les termes $(I/K)_t$, $(I/K)_t^2$ et $(Y/K)_t$, ainsi qu'un terme additionnel $(B/K)_t^2$. La présence d'une prime d'agence supportée par l'exploitant affecte également la définition du taux d'actualisation, qui doit nécessairement vérifier à présent à l'optimum, d'après la condition du premier ordre (4.3.5), la relation suivante :

$$\beta_t = \frac{1}{(1+i_t) + c \left(\frac{B_t}{q_t K_t} \right)}$$

3.- Existence de restrictions quantitatives en matière d'emprunt

Lorsque le ménage agricole est confronté à la présence de restrictions quantitatives en matière d'emprunt mais n'a pas à supporter de prime d'agence ($\partial A(\cdot)/\partial K_t = 0$), le

terme $-\frac{c}{2b} \left(\frac{1}{(1-\delta)} \frac{p_t}{p_{t+1}} \right) \left(\frac{q_t}{p_t} \right) \left(\frac{B_t}{q_t K_t} \right)^2$ disparaît de la relation (4.3.12), qui s'écrit

désormais :

$$\begin{aligned} \left(\frac{I}{K} \right)_{t+1} &= \frac{\phi_{t+1}}{\beta_t(1+i_t)} \left(\frac{I}{K} \right)_t - \frac{(1+\gamma)}{2} \frac{\phi_{t+1}}{\beta_t(1+i_t)} \left(\frac{I}{K} \right)_t^2 - \frac{\gamma}{b} \frac{\phi_{t+1}}{\beta_t(1+i_t)} \left(\frac{Y}{K} \right)_t \\ &\quad - \frac{1}{b} \frac{\phi_{t+1}}{\beta_t(1+i_t)} \left(\frac{q_t}{p_t} \right) \theta_t \frac{B_t}{(q_t K_t)^2} + \frac{1}{b} \frac{\phi_{t+1}}{\beta_t(1+i_t)} J_t + \varepsilon_{t+1} \end{aligned} \quad (4.3.17)$$

où les termes ϕ_{t+1} et J_t sont définis comme précédemment. Il convient de noter la présence dans le terme de droite de cette nouvelle relation de la variable duale θ_t , ce qui pose problème dans la mesure où ce terme n'est pas directement observable à partir des données employées. La relation (4.3.5) permet toutefois de surmonter cette difficulté, puisque cette variable duale peut alors être définie comme suit :

$$\theta_t = q_t K_t [1 - \beta_t(1+i_t)]$$

L'introduction de cette dernière relation dans l'équation (4.3.17) permet alors d'obtenir la troisième variante de l'équation d'Euler de l'investissement, qui s'écrit :

$$\begin{aligned} \left(\frac{I}{K} \right)_{t+1} &= \frac{\phi_{t+1}}{\beta_t(1+i_t)} \left(\frac{I}{K} \right)_t - \frac{(1+\gamma)}{2} \frac{\phi_{t+1}}{\beta_t(1+i_t)} \left(\frac{I}{K} \right)_t^2 - \frac{\gamma}{b} \frac{\phi_{t+1}}{\beta_t(1+i_t)} \left(\frac{Y}{K} \right)_t \\ &\quad - \frac{\phi_{t+1}}{b} \left[\frac{1 - \beta_t(1+i_t)}{\beta_t(1+i_t)} \right] \left(\frac{q_t}{p_t} \right) \left(\frac{B_t}{q_t K_t} \right) + \frac{\phi_{t+1}}{b} \frac{1}{\beta_t(1+i_t)} J_t + \varepsilon_{t+1} \end{aligned} \quad (4.3.18)$$

où les termes ϕ_{t+1} et J_t sont définis comme précédemment. La relation à estimer économétriquement afin de tester l'hypothèse d'existence d'un plafond d'endettement endogène est alors de la forme :

$$\left(\frac{I}{K} \right)_{it} = \beta_1 \left(\frac{I}{K} \right)_{i,t-1} + \beta_2 \left(\frac{I}{K} \right)_{i,t-1}^2 + \beta_3 \left(\frac{Y}{K} \right)_{i,t-1} + \beta_4 \left(\frac{B}{K} \right)_{i,t-1} + \rho_i + \sigma_i + \varepsilon_i \quad (4.3.19)$$

où ρ_i et σ_t désignent respectivement les effets individuels et temporels et en posant,

$$\text{comme précédemment, } \left(\frac{B}{K}\right)_t = \left(\frac{B}{q_t K}\right)_t.$$

Soulignons enfin que la structure de l'équation d'Euler d'investissement obtenue en présence de restrictions quantitatives en matière d'endettement présente également une structure proche de celle dérivée en l'absence d'imperfections des marchés de capitaux, puisqu'y figure, outre les termes $(I/K)_t$, $(I/K)_t^2$ et $(Y/K)_t$, la variable additionnelle, $(B/K)_t$.

4.- Présence simultanée de coûts d'agence et d'un plafond d'endettement endogène

Dans le dernier cas de figure envisagé, l'exploitant doit simultanément faire face à l'existence d'une prime d'agence et d'un plafond d'endettement endogène. La relation (12) demeure valide, mais elle fait alors intervenir, à l'instar de la relation (4.3.17) un terme non observable (i.e. la variable duale θ_t). Comme précédemment, ce terme peut être éliminé de la relation (4.3.12) en établissant, à partir de la relation (4.3.5), que :

$$\theta_t = q_t K_t \left[1 - \beta_t (1 + i_t) - \beta_t c \frac{B_t}{q_t K_t} \right]$$

En remplaçant le terme θ_t ainsi défini dans la relation (4.3.12), on obtient :

$$\begin{aligned} \left(\frac{I}{K}\right)_{t+1} &= \frac{\phi_{t+1}}{\beta_t (1 + i_t)} \left(\frac{I}{K}\right)_t - \frac{(1 + \gamma)}{2} \frac{\phi_{t+1}}{\beta_t (1 + i_t)} \left(\frac{I}{K}\right)_t^2 - \frac{\gamma}{b} \frac{\phi_{t+1}}{\beta_t (1 + i_t)} \left(\frac{Y}{K}\right)_t \\ &- \frac{\phi_{t+1}}{b} \left[\frac{1 - \beta_t (1 + i_t)}{\beta_t (1 + i_t)} \right] \left(\frac{q_t}{p_t}\right) \left(\frac{B_t}{q_t K_t}\right) + \frac{c \phi_{t+1}}{2b} \frac{\beta_t}{\beta_t (1 + i_t)} \left(\frac{q_t}{p_t}\right) \left(\frac{B_t}{q_t K_t}\right)^2 \\ &+ \frac{\phi_{t+1}}{b} \frac{1}{\beta_t (1 + i_t)} J_t + \varepsilon_{t+1} \end{aligned} \quad (4.3.20)$$

où les termes ϕ_{t+1} et J_t sont définis comme dans les paragraphes précédents. L'équation économétrique permettant de tester la présence simultanée de coûts d'agence et de restrictions quantitatives en matière d'endettement est alors la suivante :

$$\begin{aligned} \left(\frac{I}{K}\right)_{it} = & \beta_1 \left(\frac{I}{K}\right)_{i,t-1} + \beta_2 \left(\frac{I}{K}\right)_{i,t-1}^2 + \beta_3 \left(\frac{Y}{K}\right)_{i,t-1} + \beta_4 \left(\frac{B}{K}\right)_{i,t-1} \\ & + \beta_5 \left(\frac{B}{K}\right)_{i,t-1}^2 + \rho_i + \sigma_t + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (4.3.21)$$

où ρ_i et σ_t désignent respectivement les effets individuels et temporels et en posant,

$$\text{comme précédemment, } \left(\frac{B}{K}\right)_t = \left(\frac{B}{q_t K}\right)_t.$$

A l'instar des deux derniers cas de figure envisagés, la structure de l'équation d'Euler d'investissement dérivée demeure proche de celle de l'équation obtenue en l'absence d'imperfections des marchés de capitaux – puisqu'y figurent les termes $(I/K)_t$, $(I/K)_t^2$ et $(Y/K)_t$ –, mais cette nouvelle relation fait désormais intervenir deux termes additionnels $(B/K)_t$ et $(B/K)_t^2$.

B.- Stratégie d'estimation

A l'instar des équations de prélèvements et d'endettement, l'équation d'Euler ne peut être estimée en ayant recours aux techniques de l'économétrie des données de panel « standard », dès lors que les valeurs retardées de la variable expliquée sont corrélées avec l'effet individuel, spécifique à chaque exploitation. Une fois de plus, la solution retenue consiste en l'estimation du modèle – préalablement réécrit en différences premières – par la *Méthode des Moments Généralisés* (MMG). Cette méthode, qui présente l'avantage de permettre de tenir compte de la nature autorégressive du modèle, permet également de tenir compte du caractère simultané des décisions du ménage agricole et des problèmes d'endogénéité des régresseurs.

A l'instar de Benjamin et Phimister (2000), la validité du modèle estimé est appréciée à l'aune de deux critères principaux. Il s'agit d'abord du test de Sargan, qui accompagne les estimations économétriques et qui constitue un test général de la spécification du modèle. Un rejet de ce test permet d'établir que le modèle de comportement n'est pas valide et que les instruments n'ont pas été incorrectement choisis. Si le test de Sargan valide le choix des instruments, on examine ensuite le signe et la significativité des coefficients estimés, les signes des coefficients devant être rigoureusement conformes à ceux dérivés du modèle théorique. Ainsi, sous l'hypothèse de perfection du marché du crédit, les signes des coefficients estimés devraient nécessairement vérifier :

$$\beta_1 > 0, \beta_2 < 0 \text{ et } \beta_3 < 0.$$

L'hypothèse d'existence d'une prime d'agence peut ainsi être acceptée à l'issue de l'estimation économétrique de l'équation (4.3.16) dès lors que le test de Sargan valide le choix des instruments et que les coefficients estimés sont significatifs et vérifient :

$$\beta_1 > 0, \beta_2 < 0, \beta_3 < 0 \text{ et } \beta_5 < 0$$

L'hypothèse de restrictions quantitatives en matière d'emprunt sera acceptée à l'issue de l'estimation économétrique de l'équation (4.3.19) dès lors que le test de Sargan valide le choix des instruments et que les coefficients estimés sont significatifs et que leurs signes vérifient :

$$\beta_1 > 0, \beta_2 < 0, \beta_3 < 0 \text{ et } \beta_4 < 0$$

Enfin, l'hypothèse de présence simultanée de restrictions quantitatives en matière d'endettement et de coûts d'agence sera vérifiée si le test de Sargan valide le choix des instruments et que les coefficients estimés sont significatifs et que leurs signes vérifient :

$$\beta_1 > 0, \beta_2 < 0, \beta_3 < 0, \beta_4 < 0 \text{ et } \beta_5 > 0$$

Le *tableau 4.3.1* récapitule brièvement, pour chacune des hypothèses testées, les signes escomptés pour les coefficients associés aux diverses variables de l'équation d'Euler de l'investissement :

Tableau 4.3.1
Récapitulatif des différentes solutions analytiques

Hypothèses à tester	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5
1.- Perfection des marchés de capitaux	(+)	(-)	(-)		
2.- Coûts d'agence uniquement	(+)	(-)	(-)		(-)
3.- Plafond d'endettement endogène	(+)	(-)	(-)	(-)	
4.- Plafond d'endettement endogène et coûts d'agence	(+)	(-)	(-)	(-)	(+)

C. Résultats

Ce dernier paragraphe est consacré à la présentation des résultats obtenus à l'issue de l'estimation économétrique des différentes spécifications de l'équation d'Euler dérivées précédemment. Ces équations doivent nous permettre de tester d'identifier d'abord l'hypothèse de perfection du marché du crédit (1.), puis d'identifier, le cas échéant, la nature de ces imperfections – existence d'une prime d'agence uniquement (2.), existence de restrictions quantitatives en matière d'endettement uniquement (3.) ou présence simultanée de coûts d'agence et de restrictions quantitatives en matière d'emprunt (4.).

1.- Absence d'imperfections du marché du crédit

Les résultats obtenus à l'issue de l'estimation de l'équation d'Euler de l'investissement dérivée en l'absence d'imperfections du marché du crédit – relation (4.3.14) – nous conduisent à rejeter l'hypothèse de perfection du marché du crédit pour l'échantillon (*tableau 4.3.2*), puisque la *statistique de Sargan* ne permet pas de valider le choix des instruments ($p\text{-value} = 0,00$) et que les coefficients estimés, pourtant fortement significatifs, ne sont conformes aux signes prédits que pour une seule variable $(I/K)^2$.

Tableau 4.3.2

Hypothèse de perfection du marché du crédit

Variable dépendante : (I/K) _{it}	Ensemble des foyers
Période d'observation : 1991-1997	
$(I/K)_{i,t-1}$	-0,063*** (0,012)
$(I/K)^2_{i,t-1}$	-0,018*** (0,002)
$(Y/K)_{i,t-1}$	0,216*** (0,027)
Sargan	84,4
<i>p-value</i>	0,00
m ₁ (p-value)	0,17
m ₂ (p-value)	0,98

Source : Panel RICA-Source fiscale 1991-1997

Notes : Modèles estimés en différences premières par la méthode des moments généralisés.

Toutes les variables explicatives ont été instrumentées par leurs valeurs (en niveau) datés $t-2$, $t-3$ et $t-4$

Les indicatrices temporelles, introduites dans le modèle, ne sont pas reportées dans le tableau.

Ecart-type robuste à l'hétéroscédasticité et à l'autocorrélation entre parenthèses

*** significatif au seuil de 1%, ** significatif au seuil de 5%, * significatif au seuil de 10%

La prise en compte des foyers d'agriculteurs en matière d'emploi en 1991 ou en 1997 (tableau 4.3.3) ou de leurs trajectoires individuelles en matière d'emploi entre 1991 et 1997 (tableau 4.3.4) produit des résultats similaires pour toutes les catégories de foyers distinguées. Les coefficients estimés sont généralement significatifs, mais leur signe sont conformes aux prédictions du modèle théorique, même si le choix des instruments tend à être validé par la statistique de Sargan dans le cas des foyers concernés par la pluriactivité.

Tableau 4.3.3

Hypothèse de perfection du marché du crédit (suite)

Variable dépendante : (I/K) _{it}	Statut en 1991		Statut en 1997	
	Foyers monoactifs	Foyers pluriactifs	Foyers monoactifs	Foyers pluriactifs
Période d'observation : 1991-1997				
$(I/K)_{i,t-1}$	-0,060*** (0,013)	-0,126*** (0,019)	-0,063*** (0,012)	-0,118*** (0,021)
$(I/K)^2_{i,t-1}$	-0,021*** (0,002)	-0,118*** (0,022)	-0,022*** (0,002)	0,132*** (0,027)
$(Y/K)_{i,t-1}$	0,258*** (0,029)	0,003 (0,022)	0,264*** (0,028)	0,016 (0,024)
Sargan	65,6	35,2	78,9	33,3
<i>p-value</i>	0,00	0,36	0,00	0,45
m ₁ (p-value)	0,18	0,00	0,19	0,00
m ₂ (p-value)	0,96	0,16	0,93	0,98

Source : Panel RICA-Source fiscale 1991-1997

Notes : cf. tableau 4.3.2

Tableau 4.3.4

Hypothèse de perfection du marché du crédit (suite)

Variable dépendante : $(I/K)_{it}$	Foyers monoactifs en 1991 et 1997	Foyers pluriactifs uniquement en 1991	Foyers pluriactifs uniquement en 1997	Foyers pluriactifs en 1991 et 1997
Période d'observation : 1991-1997				
$(I/K)_{i,t-1}$	-0,067*** (0,013)	-0,030 (0,019)	-0,180*** (0,021)	-0,130*** (0,022)
$(I/K)^2_{i,t-1}$	-0,023*** (0,002)	-0,128*** (0,029)	0,104*** (0,024)	0,151*** (0,029)
$(Y/K)_{i,t-1}$	0,273*** (0,029)	0,109*** (0,015)	-0,026 (0,021)	0,015 (0,024)
Sargan	77,1	37,0	35,3	29,8
<i>p-value</i>	0,00	0,29	0,36	0,63
m_1 (p-value)	0,19	0,00	0,02	0,00
m_2 (p-value)	0,84	0,79	0,65	0,21

Source : Panel RICA-Source fiscale 1991-1997

Notes : cf. tableau 4.3.2

2.- Existence d'une prime d'agence

Les résultats obtenus pour l'équation d'Euler dérivée en présence de prime d'agence – relation (4.3.16) – sur l'échantillon complet sont présentés dans le tableau 4.3.5. Le test de Sargan ne permet de valider le choix des instruments qu'au seuil de 5 %, et les coefficients estimés, pourtant fortement significatifs, ne présentent les signes escomptés que pour deux variables – $(I/K)^2$ et $(B/K)^2$ –, nous invitant au rejet de l'hypothèse testée.

Tableau 4.3.5

Hypothèse d'existence d'une prime d'agence

Variable dépendante : $(I/K)_{it}$	Ensemble des foyers
Période d'observation : 1991-1997	
$(I/K)_{i,t-1}$	-0,050** (0,022)
$(I/K)^2_{i,t-1}$	-0,030*** (0,004)
$(Y/K)_{i,t-1}$	0,419*** (0,054)
$(B/K)^2_{i,t-1}$	-0,818*** (0,005)
Sargan	63,4
<i>p-value</i>	0,02
m_1 (p-value)	0,44
m_2 (p-value)	0,41

Source : Panel RICA-Source fiscale 1991-1997

Notes : cf. tableau 4.3.2

La prise en compte du statut du foyer d'agriculteurs en matière d'emploi en 1991 ou en 1997 (tableau 4.3.6) ou des trajectoires individuelles en matière d'emploi entre 1991 et 1997 (tableau 4.3.7) ne nous permet d'accréditer l'hypothèse d'existence d'une prime

d'agence pour aucune catégorie de foyers. Pour les foyers concernés par la pluriactivité, le test de Sargan permet bel et bien de valider le choix des instruments, mais les signes de coefficients estimés ne sont conformes aux signes attendus pour aucun des sous-échantillons considérés. Dans le cas des foyers monoactifs, les signes des coefficients estimés sont conformes aux signes prédits par le modèle théorique, exception faite du signe associé à la variable (Y/K) , mais la statistique de Sargan nous invite à rejeter le choix des instruments.

Tableau 4.3.6

Hypothèse de d'existence d'une prime d'agence (suite)

Variable dépendante : $(I/K)_{it}$ Période d'observation : 1991-1997	Statut en 1991		Statut en 1997	
	Foyers monoactifs	Foyers pluriactifs	Foyers monoactifs	Foyers pluriactifs
$(I/K)_{i,t-1}$	0,006 (0,028)	-0,122*** (0,016)	0,003 (0,024)	-0,111*** (0,019)
$(I/K)^2_{i,t-1}$	-0,045*** (0,0031)	0,130*** (0,018)	-0,052*** (0,004)	0,131*** (0,025)
$(Y/K)_{i,t-1}$	0,666*** (0,036)	-0,003 (0,020)	0,749*** (0,042)	0,019 (0,022)
$(B/K)^2_{i,t-1}$	-1,128*** (0,003)	0,047*** (0,004)	-0,875*** (0,003)	0,096*** (0,018)
Sargan	105,0	43,2	84,2	41,1
p-value	0,00	0,50	0,00	0,60
m_1 (p-value)	0,35	0,00	0,43	0,00
m_2 (p-value)	0,40	0,19	0,41	0,99

Source : Panel RICA-Source fiscale 1991-1997

Notes : cf. tableau 4.3.2

Tableau 4.3.7

Hypothèse d'existence d'une prime d'agence (suite)

Variable dépendante : $(I/K)_{it}$ Période d'observation : 1991-1997	Foyers monoactifs en 1991 et 1997	Foyers pluriactifs en 1991 uniquement	Foyers pluriactifs en 1997 uniquement	Foyers pluriactifs en 1991 et 1997
	$(I/K)_{i,t-1}$	0,040 (0,028)	-0,027* (0,016)	-0,203*** (0,016)
$(I/K)^2_{i,t-1}$	-0,051*** (0,003)	-0,049*** (0,015)	0,084*** (0,012)	0,138*** (0,025)
$(Y/K)_{i,t-1}$	0,770*** (0,032)	0,112*** (0,013)	-0,033* (0,016)	0,009 (0,020)
$(B/K)^2_{i,t-1}$	-1,141*** (0,002)	0,032*** (0,001)	-0,095*** (0,023)	0,084*** (0,016)
Sargan	105,8	42,6	53,8	35,9
p-value	0,00	0,53	0,15	0,80
m_1 (p-value)	0,36	0,00	0,05	0,00
m_2 (p-value)	0,39	0,66	0,89	0,15

Source : Panel RICA-Source fiscale 1991-1997

Notes : cf. tableau 4.3.2

3.- Existence d'un plafond d'endettement endogène

L'estimation de la relation (4.3.19) ne permet pas plus d'accréditer l'hypothèse d'existence d'un plafond d'endettement endogène pour l'échantillon complet (tableau 4.3.8). Le test de Sargan invite clairement à rejeter le choix des instruments, et les signes des coefficients estimés ne sont conformes aux effets théoriquement prédits que pour deux des quatre variables – à savoir $(I/K)^2$ et $(B/K)^2$.

Tableau 4.3.8

Hypothèse de plafond d'endettement endogène uniquement

Variable dépendante :	Ensemble des foyers
$(I/K)_{it}$	
Période d'observation :	
1991-1997	
$(I/K)_{i,t-1}$	-0,075*** (0,013)
$(I/K)^2_{i,t-1}$	-0,013*** (0,004)
$(Y/K)_{i,t-1}$	0,165*** (0,044)
$(B/K)_{i,t-1}$	-0,286*** (0,043)
Sargan	73,1
p-value	0,00
m ₁ (p-value)	0,23
m ₂ (p-value)	0,58

Source : Panel RICA-Source fiscale 1991-1997

Notes : cf. tableau 4.3.2

La prise en compte du statut du foyer d'agriculteurs en matière d'emploi en 1991 ou en 1997 (tableau 4.3.9) ou des trajectoires individuelles en matière d'emploi entre 1991 et 1997 (tableau 4.3.10) ne s'avère pas plus concluante, puisqu'une fois de plus, les tests de spécification accompagnant les estimations ne permettent de valider le choix des instruments que dans le cas des foyers concernés par la pluriactivité en 1991 et/ou 1997 et que les signes des divers coefficients estimés ne vérifient rigoureusement les prédictions du modèle théorique pour aucun des sous-échantillons considérés.

Tableau 4.3.9

Hypothèse de plafond d'endettement endogène uniquement (suite)

Variable dépendante : $(I/K)_{it}$ Période d'observation : 1991-1997	Statut en 1991		Statut en 1997	
	Foyers monoactifs	Foyers pluriactifs	Foyers monoactifs	Foyers pluriactifs
$(I/K)_{i,t-1}$	-0,078*** (0,024)	-0,117*** (0,016)	-0,074*** (0,017)	-0,116*** (0,018)
$(I/K)^2_{i,t-1}$	-0,023*** (0,005)	0,123*** (0,019)	-0,021*** (0,005)	0,132*** (0,025)
$(Y/K)_{i,t-1}$	0,293*** (0,063)	0,005 (0,020)	0,167*** (0,056)	0,007 (0,023)
$(B/K)_{i,t-1}$	-1,121*** (0,089)	0,082*** (0,030)	-0,615*** (0,058)	0,090*** (0,041)
Sargan	82,7	41,9	72,8	41,3
p-value	0,00	0,56	0,00	0,59
m ₁ (p-value)	0,56	0,00	0,37	0,00
m ₂ (p-value)	0,35	0,21	0,46	0,95

Source : Panel RICA-Source fiscale 1991-1997

Notes : cf. tableau 4.3.2

Tableau 4.3.10

Hypothèse de plafond d'endettement endogène uniquement (suite)

Variable dépendante : $(I/K)_{it}$ Période d'observation : 1991-1997	Foyers monoactifs	Foyers pluriactifs	Foyers pluriactifs	Foyers pluriactifs
	en 1991 et 1997	en 1991 uniquement	en 1997 uniquement	en 1991 et 1997
$(I/K)_{i,t-1}$	-0,076*** (0,029)	0,006 (0,013)	-0,212*** (0,016)	-0,135*** (0,018)
$(I/K)^2_{i,t-1}$	0,030*** (0,006)	-0,097*** (0,0179)	0,080*** (0,0153)	0,134*** (0,023)
$(Y/K)_{i,t-1}$	0,390*** (0,066)	0,124*** (0,011)	-0,029* (0,017)	0,005 (0,021)
$(B/K)_{i,t-1}$	-1,439*** (0,090)	0,087*** (0,008)	-0,146*** (0,052)	0,093** (0,039)
Sargan	89,6	45,4	52,7	35,4
p-value	0,00	0,41	0,17	0,82
m ₁ (p-value)	0,67	0,00	0,04	0,00
m ₂ (p-value)	0,23	0,52	0,95	0,15

Source : Panel RICA-Source fiscale 1991-1997

Notes : cf. tableau 4.3.2

4.- Présence simultanée d'un plafond d'endettement et de coûts d'agence

L'estimation de l'équation d'Euler de l'investissement dérivée en présence simultanée de prime d'agence et de restrictions quantitatives en matière d'endettement – relation (4.3.21) – sur l'échantillon complet ne produit des signes des coefficients estimés conformes à ceux théoriquement prédits que pour deux des cinq variables seulement – (I/K) et $(I/K)^2$ – et la statistique de Sargan invalide une fois encore le choix des instruments, nous conduisant à rejeter l'hypothèse testée (tableau 4.3.11).

Tableau 4.3.11

Hypothèse de coûts d'agence et plafond d'endettement endogène

Variable dépendante : $(I/K)_{it}$	Ensemble des foyers
Période d'observation : 1991-1997	
$(I/K)_{i,t-1}$	0,116*** (0,032)
$(I/K)^2_{i,t-1}$	-0,043*** (0,004)
$(Y/K)_{i,t-1}$	0,705*** (0,036)
$(B/K)_{i,t-1}$	3,726*** (0,111)
$(B/K)^2_{i,t-1}$	-1,546*** (0,016)
Sargan	291,1
<i>p-value</i>	0,00
m_1 (p-value)	0,13
m_2 (p-value)	0,38

Source : Panel RICA-Source fiscale 1991-1997

Notes : cf. tableau 4.3.2

Comme précédemment, la prise en compte du statut du foyer d'agriculteur en matière d'emploi en 1991 ou en 1997 (tableau 4.3.12) ou des trajectoires individuelles de pluriactivité entre 1991 et 1997 (tableau 4.3.13) ne s'avère pas plus concluante, puisque le choix des instrument n'est finalement validé que dans le cas des foyers concernés par la pluriactivité en 1991 et/ou 1997 et que les signes des coefficients estimés tendent à être dans leur ensemble non conformes aux signes prédits par le modèle théorique, quel que soit le sous-échantillon considéré.

Tableau 4.3.12

Hypothèse de coûts d'agence et plafond d'endettement endogène (suite)

Variable dépendante : $(I/K)_{it}$	Statut en 1991		Statut en 1997	
	Foyers monoactifs	Foyers pluriactifs	Foyers monoactifs	Foyers pluriactifs
Période d'observation : 1991-1997				
$(I/K)_{i,t-1}$	0,170*** (0,038)	-0,120*** (0,015)	0,148*** (0,041)	-0,117*** (0,017)
$(I/K)^2_{i,t-1}$	-0,035*** (0,004)	0,122*** (0,016)	-0,048*** (0,004)	0,139*** (0,026)
$(Y/K)_{i,t-1}$	0,649*** (0,037)	0,007 (0,017)	0,787*** (0,040)	0,021 (0,020)
$(B/K)_{i,t-1}$	4,596*** (0,106)	-0,048 (0,039)	4,794*** (0,122)	-0,147* (0,083)
$(B/K)^2_{i,t-1}$	-1,838*** (0,015)	0,057*** (0,007)	-1,699*** (0,018)	0,165*** (0,038)
Sargan	268,5	48,4	260,1	48,2
<i>p-value</i>	0,00	0,72	0,00	0,73
m_1 (p-value)	0,15	0,00	0,13	0,00
m_2 (p-value)	0,40	0,20	0,49	0,99

Source : Panel RICA-Source fiscale 1991-1997

Notes : cf. tableau 4.3.2

Tableau 4.3.13

Hypothèse de coûts d'agence et plafond d'endettement endogène (suite)

Variable dépendante :	Foyers monoactifs	Foyers pluriactifs	Foyers pluriactifs	Foyers pluriactifs
$(I/K)_{it}$	en 1991	en 1991	en 1997	en 1991
Période d'observation :	et 1997	uniquement	uniquement	et 1997
1991-1997				
$(I/K)_{i,t-1}$	0,176*** (0,040)	-0,039*** (0,005)	-0,231*** (0,012)	-0,125*** (0,017)
$(I/K)^2_{i,t-1}$	-0,036*** (0,004)	-0,089*** (0,007)	0,111*** (0,016)	0,139*** (0,025)
$(Y/K)_{i,t-1}$	0,668*** (0,036)	0,105*** (0,008)	-0,018 (0,012)	0,033* (0,017)
$(B/K)_{i,t-1}$	4,834*** (0,106)	0,232*** (0,014)	-0,012 (0,117)	-0,101 (0,068)
$(B/K)^2_{i,t-1}$	-1,870*** (0,015)	0,0760*** (0,003)	-0,048 (0,062)	0,130*** (0,032)
Sargan	255,6	56,9	58,7	46,6
<i>p-value</i>	0,00	0,40	0,34	0,78
m_1 (p-value)	0,16	0,00	0,04	0,00
m_2 (p-value)	0,42	0,93	0,78	0,23

Source : Panel RICA-Source fiscale 1991-1997

Notes : cf. tableau 4.3.2

CONCLUSION GENERALE

A l'heure où le rôle dévolu à la pluriactivité agricole tend à s'affirmer dans les discours politiques nationaux ou communautaires relatifs à l'agriculture et au développement rural, la présente thèse se propose d'apporter une contribution originale et significative au débat en s'intéressant aux relations que sont susceptibles d'entretenir les comportements de travail des familles d'agriculteurs et les décisions d'investissement et de financement de leurs exploitations. La question de la pluriactivité des ménages agricoles est bien documentée, puisqu'elle a donné lieu, depuis près de trois décennies, à une abondante littérature économique. Les travaux entrepris dans ce cadre s'inscrivent pour l'essentiel dans une perspective statique, ce qui s'explique par la relative rareté de sources statistiques adaptées, presque exclusivement en coupe instantanée. L'accent a ainsi été mis, au plan théorique comme au plan empirique, sur l'identification des déterminants de la décision de participation à une activité extérieure, en insistant sur l'influence déterminante des caractéristiques individuelles et familiales, ainsi que de celles de l'exploitation et de sa localisation. Les facteurs financiers ne sont pas totalement absents, mais leur impact réel sur les décisions de travail tend à être largement sous-estimé.

L'ambition principale de cette étude est d'ordre **empirique**. Elle repose sur la construction et l'exploitation d'une source statistique, inédite dans le contexte français, autorisant une analyse longitudinale des comportements des familles d'agriculteurs.

Cette source a pour origine deux enquêtes réalisées par l'*Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques*, mettant en relation pour les exercices comptables 1991 et 1997, les données du *Réseau d'Information Comptable Agricole* et des déclarations fiscales d'agriculteurs représentés dans cette source. Le caractère historique du RICA permet la constitution d'un échantillon permanent, qui, mis en relation avec les données de ces deux enquêtes, a donné naissance au **panel RICA-Source fiscale**, composé d'environ 1 700 exploitations individuelles, appartenant au champ de l'agriculture professionnelle et observées sur la période 1991-1997.

Le premier résultat obtenu à partir de cette source concerne l'évaluation quantitative de la pluriactivité. La prise en compte de la dimension individuelle qu'autorise l'emploi de données de panel laisse entrevoir un timide développement du phénomène dans le champ considéré, la part dans l'échantillon des exploitations concernées par la pluriactivité en progressant que de 21 % à un peu plus de 22 % entre 1991 et 1997. Cette progression contraste sensiblement avec la progression de la pluriactivité observée au cours de la dernière décennie à partir des données du *Recensement Général de l'Agriculture*, la part des exploitations pluriactives progressant dans l'agriculture de 27 % à 36 % entre 1988 et 2000. Dans la seule agriculture professionnelle, qui ne concerne pourtant que 60 % des exploitations mais qui contribue pour plus de 95 % à la production agricole française, le développement de la pluriactivité est même spectaculaire, puisqu'elle ne concernait qu'une exploitation sur cinq en 1988 contre près d'une exploitation sur trois à l'heure actuelle.

L'examen de quelques données structurelles nous a permis d'établir que la pluriactivité n'était pas systématiquement l'apanage des unités de production de faible dimension, fragilisant une opinion communément admise selon laquelle les foyers d'agriculteurs s'engageraient plus volontiers en pluriactivité du fait de la faiblesse chronique de leurs revenus agricoles induite par une dimension insuffisante de l'exploitation. L'analyse des relations liant le statut en matière d'emploi et la dimension de l'exploitation produit des résultats sensibles à l'indicateur de dimension retenu.

L'adoption d'un critère de dimension physique, comme la Superficie Agricole Utile, fait en effet apparaître une dimension *a priori* supérieure pour les exploitations pluriactives, tandis que l'adoption d'un critère de dimension économique, comme la Marge Brute Standard, laisserait plutôt à penser que ce sont les exploitations monoactives qui bénéficieraient d'une dimension supérieure, même si l'ampleur des différences constatées demeure dans l'ensemble relativement limitée. D'autres critères comme la dimension patrimoniale de l'exploitation ou l'importance de la main d'œuvre – familiale comme totale – jouent plus nettement en défaveur des exploitations concernées par la pluriactivité, mais une fois encore, l'ampleur de ces différences demeure à relativiser. Une analyse plus fine, tenant compte des trajectoires individuelles en matière d'emploi entre 1991 et 1997, confirme la dimension réduite des exploitations dont le foyer est durablement concerné par la pluriactivité, mais fait au contraire apparaître une dimension assez nettement supérieure – quel que soit l'indicateur retenu – pour les exploitations dont le foyer n'est concerné que temporairement par le phénomène, la dimension moyenne de ces deux catégories d'exploitations excédant même celle des exploitations dont le foyer est durablement monoactif.

Le statut en matière d'emploi semble plus volontiers corrélé à certaines autres caractéristiques économiques et structurelles de l'exploitation. Les exploitations durablement concernées par la pluriactivité semblent ainsi plus enclines à mettre en œuvre des techniques de production extensives et se recrutent plutôt parmi les exploitations dont la spécialisation s'accompagne de besoins en terres importants et caractérisées par une relative souplesse en matière d'emploi de la main d'œuvre. Il n'en demeure pas moins que les exploitations concernées par la pluriactivité font preuve, comparativement aux exploitations durablement monoactives, d'un dynamisme supérieur, comme en témoigne la croissance plus soutenue de la dimension économique, que l'exploitation soit durablement concernée par la pluriactivité ou qu'elle ait au contraire connu un changement de statut en matière d'emploi. Ce dynamisme peut s'expliquer – comme le laisse entrevoir l'âge moyen moins avancé du chef d'exploitation – par un positionnement plus fréquent de cette catégorie d'exploitations

en début de cycle de vie, alors même que les besoins de capitaux sont importants (phases d'installation et de modernisation de l'exploitation). Cela nous a conduit à nous interroger plus longuement sur la nature des relations que sont susceptibles d'entretenir les décisions de travail du foyer d'agriculteurs et les décisions d'investissement et de financement de l'exploitation.

Des données synthétiques, issues du tableau de financement, confirment le dynamisme plus important des exploitations concernées par la pluriactivité. Ces dernières sont en effet caractérisées par des besoins globaux de financement supérieurs, qui sont la conséquence d'investissements importants, mais également d'un endettement élevé, à l'origine de remboursements d'emprunts eux aussi conséquents. La perception de revenus d'activité extérieure semble de plus agir sur les conditions d'accès au financement interne, comme le suggèrent les montants supérieurs de l'autofinancement brut, y compris pour les exploitations durablement concernées par la pluriactivité qui ne disposent pourtant que d'une capacité réelle d'autofinancement limitée. Ce résultat remarquable est le fruit de comportements de prélèvements singuliers, les exploitations concernées par la pluriactivité finançant probablement une large part de leurs besoins familiaux directement à partir des revenus non agricoles qu'ils perçoivent. Ces différents faits stylisés confortent notre intuition initiale selon laquelle les préoccupations financières ne sont pas totalement absentes dans les décisions de pluriactivité, mais la principale difficulté réside toutefois dans l'interprétation de ces résultats observés, qui peuvent faire l'objet de deux lectures contradictoires, liées au fait de savoir s'ils constituent une cause de l'entrée en pluriactivité ou s'ils en sont, au contraire, la conséquence.

Cette question a pu être partiellement tranchée en mettant en parallèle la fréquence de la pluriactivité et celle des difficultés financières auxquelles ont été confrontées les exploitations au cours de la période étudiée. Il ne nous a ainsi pas été possible de mettre en évidence de différences très marquées pour les exploitations n'ayant pas connu de changement de statut en matière d'emploi entre 1991 et 1997, si ce n'est peut-être une

fragilité financière un peu plus accentuée pour les exploitations durablement concernées par la pluriactivité. Les foyers ayant connu un tel changement de statut semblent par contre avoir été confrontés à des difficultés financières plus sérieuses. Ainsi, les exploitations dont le foyer est entré en pluriactivité entre 1991 et 1997, dont la situation financière initiale était plutôt dégradée, semblent avoir bénéficié d'une nette amélioration de leur position financière au cours de la période considérée. Les exploitations dont le foyer a cessé d'être pluriactif entre 1991 et 1997, qui avaient bénéficié d'une telle embellie dans un premier temps, accusent finalement sur l'ensemble de la période étudiée une dégradation de leur position financière. La pluriactivité semble ainsi constituer un facteur propice à l'amélioration ou au rétablissement de la situation financière des exploitations.

En résumé, il apparaît que les préoccupations financières ne sont pas réellement absentes des décisions de travail des foyers d'agriculteurs. Des considérations financières peuvent expliquer la fréquence plus élevée de la pluriactivité sur les exploitations positionnées en début de cycle de vie, lorsque l'exploitation doit faire face à d'importants besoins de financement liés à l'installation et à la modernisation de l'exploitation. Ces besoins en capitaux ne pouvant être intégralement couverts à partir des ressources financières internes dégagées par l'exploitation, il en résulte une généralisation du recours au financement bancaire. L'endettement élevé qui en résulte, qui peut s'avérer excessif pour certaines catégories d'exploitations – celles confrontées à des difficultés sectorielles par exemple –, peut motiver leur entrée en pluriactivité, afin de percevoir un complément de ressources, nécessaire pour leur permettre de faire face à leurs obligations financières sans compromettre le niveau de vie familial. La décision d'entrer ou de se maintenir en situation de pluriactivité peut également s'insérer au cœur de la stratégie même de croissance de l'exploitation, particulièrement en présence d'imperfections des marchés de capitaux, dès lors que la perception de revenus d'activité extérieure est de nature à influencer les conditions d'accès à la ressource financière, tant au plan du financement interne qu'au plan du financement externe. Les décisions de travail des foyers d'agriculteurs demeurent toutefois fortement

conditionnées par certaines caractéristiques structurelles de l'exploitation – orientation technico-économique notamment – qui peuvent rendre difficilement conciliable l'exercice simultané, par un même foyer, de deux activités professionnelles distinctes. C'est ce qui pourrait justifier la sorte de pluriactivité des « foyers pluriactifs en 1991 uniquement », en dépit de la détérioration sévère de leur situation financière. Cette dernière conclusion demeure toutefois à nuancer, du fait de la faiblesse des effectifs concernés par un tel changement de statut.

La **dimension théorique** n'est pas absente de la thèse. Elle nous a permis d'organiser notre réflexion dans un cadre structuré, autour du modèle du ménage agricole, producteur et consommateur. Ce modèle, qui vise à reconnaître l'interdépendance potentielle des comportements de production, de consommation et d'offre de travail des familles d'agriculteurs, a originellement été développé dans un cadre statique. Nous avons pour notre part tenté de l'étendre dans la perspective du cycle de vie. La transposition pure et simple du modèle statique dans un contexte dynamique, si elle ne pose pas de difficulté particulière en l'absence d'imperfections de marchés, soulève toutefois des problèmes importants lorsque l'on souhaite lever cette hypothèse restrictive. Les décisions de production, de consommation et d'offre de travail sont alors interdépendantes, rendant particulièrement complexe la résolution modèle, du fait notamment de l'interdépendance temporelle de ces choix. Cela nous a conduit à procéder à certains aménagements du cadre d'analyse. Une simplification envisagée a consisté à écarter les décisions de travail du ménage, mais cette solution n'est pas pleinement satisfaisante pour notre propos dans la mesure où cela revient à écarter purement et simplement de la modélisation les décisions de pluriactivité. Nous avons par conséquent opté pour une solution alternative, qui a toutefois pour corollaire de ne modéliser les décisions de travail de manière extrêmement simplifiée.

La seconde source de difficulté rencontrée concerne le relâchement de l'hypothèse de perfection du marché du crédit. Une revue de la littérature théorique relative au fonctionnement du marché du crédit nous a permis tenir compte des effets des

asymétries d'information sur la relation de prêt, qui agissent sur le coût et la disponibilité de la ressource financière. La modélisation retenue, qui postule l'existence de restrictions quantitatives en matière d'emprunts et/ou de coûts d'agence, constitue une solution commode, souffre toutefois d'un défaut de réalisme au regard de l'éventail particulièrement large des instruments mis en œuvre par les partenaires financiers de l'exploitation en matière de gestion du risque d'impayés. L'emploi de tels instruments est avéré par le passé dans le secteur agricole, mais il apparaît difficile de modéliser les instruments, du fait de la multiplicité et de la complexité des instruments mis en œuvre qui rendent la tâche du modélisateur particulièrement ardue. Nous avons décidé de maintenir les deux types de contraintes traditionnellement employées dans la littérature économique, en les supposant liées aux garanties présentées par l'emprunteur.

Il nous a alors été permis de définir, à partir des conditions d'optimalité du modèle, diverses spécifications de l'équations d'Euler de l'investissement, permettant d'abord de tester sur données de panel l'hypothèse de perfection du marché du crédit, puis d'identifier, le cas échéant, la nature des contraintes auxquelles sont confrontés les exploitations en matière d'accès à la ressource financière externe, compte tenu de leur statut en matière d'emploi. Les estimations réalisées ont clairement permis de rejeter l'hypothèse de perfection du marché du crédit, sans pour autant valider la présence de restrictions quantitatives en matière d'emprunts ou de coûts d'agence.

Il conviendrait dans l'absolu de modéliser différemment les imperfections des marchés de capitaux, en les faisant par exemple dépendre de la capacité de remboursement des exploitations. Cette solution, qui présenterait également l'avantage de tenir explicitement compte des effets des revenus d'activité extérieure sur les contraintes financières (coût et la disponibilité des ressources financières), n'a pu être menée à bien, du fait de l'extrême complexité du modèle qui en résulte et de l'absence dans les données employées d'informations relatives au statut en matière de pluriactivité pour chaque période étudiée. La tentative de validation de notre modèle théorique n'ayant pas abouti, nous avons proposé deux modèles empiriques, construits de manière

ad hoc puisque ne se rattachant plus à un modèle structurel, visant à prendre en compte les spécificités des exploitations en matière de financement, en tenant explicitement compte de leur statut en matière d'emploi.

Il nous a ainsi semblé pertinent de mettre en premier lieu l'accent sur le financement interne de l'exploitation. La nature comptable des données employées nous a conduit à développer un cadre d'analyse original, consistant en l'estimation d'équations dynamiques de prélèvements privés. Cette approche, inspirée de la littérature économique relative aux comportements de consommation et d'épargne, se propose de tester la sensibilité des comportements de prélèvements à un ensemble de facteurs explicatifs, en tenant explicitement compte des trajectoires individuelles des foyers d'agriculteurs en matière d'emploi entre 1991 et 1997. Les variables explicatives du montant des prélèvements privés courants (nets des apports familiaux) retenues sont le montant de ces prélèvements retardés d'une période, les résultats économiques courants et retardés de l'exploitation, la richesse nette (en début de période), l'encours de dettes à court terme (en début de période) et l'encours de dettes à long et moyen terme (en début de période). Les résultats obtenus laissent entrevoir des comportements de prélèvements extrêmement différenciés selon les trajectoires individuelles en matière de pluriactivité, en particulier pour les exploitations n'ayant pas connu de changement de statut entre 1991 et 1997.

Les « foyers monoactifs en 1991 et 1997 » semblent ainsi plus vulnérables aux évolutions de leur environnement conjoncturel, puisqu'ils retirent l'essentiel de leurs revenus de l'activité agricole. Cette vulnérabilité les amène à tenir compte, lors du partage du revenu agricole, des résultats courants de l'exploitation, mais également des résultats économiques passés, impliquant un effet persistant des résultats de l'exploitation sur le partage du revenu agricole. Les comportements de prélèvements sont de plus influencés négativement et très significativement par les comportements de prélèvements passés, impliquant des prélèvements courants d'autant plus faibles que les prélèvements passés ont été importants. Les montants prélevés ne sont par contre pas

influencés par la richesse nette (autrement dit par la capitalisation passée), ni par l'encours de dettes à long et moyen terme, ce qui signifie que le financement (passé) des investissements ne pèse pas sur le partage du revenu agricole. En revanche, les montants des prélèvements sont influencés positivement par l'encours de dettes à court terme, ce qui signifie que le financement du cycle de production par le biais de crédits à court terme est de nature à libérer des fonds, qui peuvent être alloués au financement des besoins familiaux. La perception de revenus d'activité extérieure tend à rendre les comportements des « foyers d'agriculteurs pluriactifs en 1991 et 1997 » moins vulnérables aux variations conjoncturelles de leur environnement, estompant la forte dimension temporelle qui caractérisait les comportements des foyers durablement monoactifs. Les comportements de prélèvements de ces foyers sont ainsi indépendants de leurs décisions passées de prélèvements et avant tout influencés par les résultats courants de l'exploitation, l'influence des prélèvements passés étant fortement atténuée. Ces comportements sont désormais influencés positivement par la capitalisation passée de l'exploitation et subissent une influence très nettement négative des deux variables d'endettement. La sensibilité du partage du revenu agricole à l'encours de dettes à court terme et à l'encours de dettes à long et moyen terme traduit un vif arbitrage lors du partage du revenu agricole entre le financement des besoins familiaux et la volonté affichée par cette catégorie de foyers de privilégier le remboursement de leurs dettes contractées dans le cadre du financement de leur cycle de production et de leurs projets d'investissement.

Les résultats obtenus pour les foyers concernés par un changement de statut en matière d'emploi au cours de la période étudiée doivent être maniés avec un peu plus de précaution, du fait de la relative faiblesse des effectifs concernés. Pour les « foyers pluriactifs en 1991 uniquement », la dimension temporelle est ainsi quasiment absente, puisque leurs comportements de prélèvements ne subissent pas d'influence significative des prélèvements passés et que l'influence des résultats présents et passés de l'exploitation est extrêmement réduite. Les comportements de prélèvements sont par contre assez fortement liés à la capitalisation passée, et dans une bien moindre mesure

(coefficient positif, mais faiblement significatif), à l'encours de dettes à court terme. Le coefficient associé à l'encours de dettes à long et moyen terme est négatif, mais non significatif, impliquant une absence de sensibilité des comportements de prélèvements aux décisions passées d'investissement. Cela peut contribuer à expliquer la dégradation de la position financière observée pour cette catégorie d'exploitation, dès lors que les montants prélevés sont définis presque indépendamment des résultats de l'exploitation et que cette catégorie de foyer ne semble pas privilégier outre mesure le remboursement des dettes contractées. Pour les « foyers pluriactifs en 1997 uniquement », la dimension temporelle redevient plus marquée, puisque les prélèvements passés exercent une influence négative et très significative sur les comportements de prélèvements courants. L'influence des résultats courants de l'exploitation est également significative, mais négative, ce qui peut paraître *a priori* surprenant, mais cet effet négatif est toutefois contrebalancé par l'influence positive des résultats passés de l'exploitation. La richesse nette est sans influence déterminante sur les montants prélevés, à la différence des variables d'endettement. L'encours de dettes à court terme agit positivement et significativement sur les montants prélevés, l'encours de dettes à long et moyen terme négativement et significativement. Ces comportements peuvent expliquer le rétablissement de la position financière de ces exploitations, initialement particulièrement dégradée.

Une seconde alternative possible en matière d'analyse des relations que sont susceptibles d'entretenir le statut du foyer d'agriculteurs en matière d'emploi et le mode de financement de l'exploitation, peut consister à mettre l'accent sur le financement externe de l'exploitation, en tenant explicitement compte des difficultés rencontrées par les exploitations dans leur accès à la ressource financière externe. La méthodologie retenue consiste en l'estimation d'équations dynamiques d'endettement, liant le taux d'endettement courant au taux d'endettement retardé, à la croissance de l'exploitation, à l'importance des garanties présentées, à la rentabilité de l'exploitation, au service de la dette et au coût du financement. La prise en compte des trajectoires individuelles en matière de pluriactivité peut être menée – comme précédemment – en opposant d'abord

les deux catégories de foyers non concernées par un changement de statut en matière d'emploi entre 1991 et 1997.

Les comportements d'endettement des foyers d'agriculteurs durablement monoactifs (« foyers monoactifs en 1991 et 1997 ») subissent ainsi une influence positive et significative du taux d'endettement retardé (synonyme d'une très forte inertie des comportements d'endettement) et de la croissance de l'exploitation, négative et significative de la rentabilité de l'exploitation, du service de la dette et du coût du financement. L'importance des garanties présentées ne semble par contre pas affecter significativement les décisions d'endettement des foyers durablement monoactifs. Dans le cas des foyers durablement concernés par la pluriactivité (« foyers pluriactifs en 1991 et 1997 »), l'inertie des comportements tend à demeurer fortement significative, même si elle demeure moins accentuée que celle de leurs homologues monoactifs, ce qui peut s'expliquer par le plus fort dynamisme des foyers d'agriculteurs pluriactifs. L'endettement est en effet particulièrement sensible à la croissance de l'exploitation, le recours à l'endettement étant d'autant plus intensif que l'exploitation doit faire face à d'importants besoins en capitaux, liés au financement de sa croissance. Le recours à l'endettement des foyers pluriactifs tend cependant à être freiné lorsque l'exploitation est caractérisée par une rentabilité élevée, donnant naissance à une hiérarchie du financement, l'exploitation durablement pluriactive préférant se financer en priorité directement à partir des résultats de l'exploitation avant d'envisager de contracter de nouvelles dettes financières. Cette catégorie d'exploitation ne semble pas confrontée outre mesure à des difficultés d'accès à la ressource financière externe, puisque les coefficients associés aux variables de garanties et de risque (i.e. le coût du financement) sont non significatifs, la perception de revenus d'activité extérieure par ces foyers étant de nature à lui permettre de supporter un endettement élevé sans risque réel de défaillance. Enfin, à la différence de leurs homologues durablement monoactifs, l'endettement des foyers durablement pluriactifs n'affiche pas de sensibilité réelle au coût du financement.

Les résultats obtenus pour les exploitations concernées par un changement de statut en matière d'emploi entre 1991 et 1997 doivent une fois de plus être maniés avec précaution, du fait de la faiblesse des effectifs concernés. Les comportements d'endettement des « foyers pluriactifs en 1991 uniquement » sont ainsi caractérisés par une inertie réduite, en dépit d'une faible sensibilité à la croissance de l'exploitation. Les choix financiers de ces foyers affichent par contre une sensibilité particulièrement importante à la rentabilité de l'exploitation, ce qui plaide en faveur d'une hiérarchie des sources de financement. Les décisions d'endettement ne subissent par contre pas d'influence significative des garanties présentées, mais sont par contre extrêmement sensibles au service de la dette, autrement dit au risque potentiel de défaillance de l'exploitation. Comme pour les « foyers pluriactifs en 1991 et 1997 », le coût du financement ne semble pas avoir d'influence sur le mode de financement. Dans le cas des « foyers pluriactifs en 1997 uniquement », l'inertie des comportements d'endettement est également atténuée, comme d'ailleurs l'influence de la stratégie de croissance de l'exploitation. Les décisions financières de ces foyers ne semblent pas subir d'influence déterminante de la rentabilité, invalidant l'hypothèse de hiérarchie du financement pour cette sous-population. Les exploitations concernées, tributaires du recours au crédit bancaire, semblent de plus confrontées à des difficultés d'accès à la ressource financière puisque l'influence du service de la dette est particulièrement nette et que l'endettement de cette catégorie d'exploitation est extrêmement sensible aux garanties présentées. A l'instar des autres catégories d'exploitations pluriactives, on ne note pas de sensibilité particulière au coût du financement.

Pour conclure, il convient d'insister sur les principales limites des travaux entrepris dans cette étude, qui sont pour l'essentiel inhérentes aux sources employées pour la construction de notre panel RICA–Source fiscale 1991-1997. La première limite concerne la population étudiée, puisque l'emploi des données comptables nous a conduit à écarter du champ de l'étude les exploitations non professionnelles relevant du champ de l'agriculture de complément, ainsi que les exploitations professionnelles de faible dimension. Le champ couvert par le panel a encore été rétréci par l'exclusion des

exploitations organisées sous forme sociétaire – non prises en compte dans l'enquête fiscale de 1991 –, ce qui est de nature à sous-estimer le phénomène de la pluriactivité et introduire un biais dans nos analyses empiriques.

La seconde limite tient au fait que l'information relative aux revenus extérieurs – et de ce fait au statut des foyers d'agriculteurs en matière d'emploi – n'est disponible qu'en début et en fin de période d'observation, ce qui a parfois pesé lourdement sur certains de nos choix en terme de modélisation, tant au niveau de la construction du modèle que de la définition des contraintes d'accès à la ressource financière. Ces choix ont également été influencés par la nature particulière des données employées, qui mettent l'accent sur les activités relevant de la sphère professionnelle des foyers d'agriculteurs, nous incitant à privilégier très naturellement l'étude de leurs comportements d'investissement. Nous avons un temps envisagé de compléter nos analyses empiriques par l'exploitation des données des enquêtes *Patrimoine* de l'INSEE de 1991 et de 1997, mais les effectifs réduits et la qualité inférieure de l'information collectée nous ont conduit à renoncer à ce projet.

Le panel RICA–Source fiscale constitue, en dépit de ses lacunes, une source rare et incontournable de renouvellement des connaissances en matière de pluriactivité, du fait de la fiabilité des données que permet la mise en relation de l'information comptable et de l'information fiscale. Sa disponibilité nous ouvre d'intéressantes perspectives de recherches futures, nées pour la plupart des interrogations soulevées par cette thèse, mais écartées jusqu'à présent faute de temps ou car dépassant le cadre que nous nous étions originellement fixé. La voie de recherche la plus évidente concerne bien évidemment l'exploration sur données de panel des déterminants des décisions de participation à une activité extérieure, mais d'autres pistes, relatives à la contribution des revenus extérieurs à la gestion du risque de revenu, ou encore à l'impact de la pluriactivité sur la croissance de l'exploitation sont également envisageables.

BIBLIOGRAPHIE

- ABDULAI Awadu et DELGADO Christopher L. (1999).**- Determinants of Nonfarm Earnings of Farm-Based Husbands and Wives in Northern Ghana, *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 81, pp. 117-130
- ADDA Jérôme (2001).**- Allocation intertemporelle de la consommation : développements récents, *Economie et Prévision*, N°121, pp. 1-18
- AHEARN Mary et LEE John E. (1991).**- Multiple Job-holding among Farm Operator Households in the United States, in Hallberg, M. C., J. L. Findeis and D. A. Lass. [Eds.], *Multiple Job-Holding Among Farm Families*, Iowa State University Press, pp. 3-30
- AHITUV Avner et KIMHI Ayal (2001).**- Off-farm work and capital accumulation decisions of farmers over the life-cycle : the role of heterogeneity and state-dependance, *Journal of Development Economics*, vol. 68(2), pp. 329-353
- ANDERSSON Hans, RASMAMURTIE B. Sailesh et RAMASWAMI Bharat (1995).**- Off-Farm Income and Risk Reduction in Agriculture: When Does It Matter?, Working Paper n°95-14, Federal Reserve Bank of Atlanta
- ANDO Albert et MODIGLIANI Franco (1963).**- The Life-Cycle Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests, *American Economic Review*, vol. 53, pp. 55-84
- ARELLANO Manuel et BOND Stephen (1991).** Some Tests of Specification for Panel Data : Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations, *Review of Economic Studies*, vol. 58, pp. 277-297
- ARELLANO Stephen et Bond Stephen (1998).**- Dynamic Panel Data Estimation Using DPD98 for Gauss, miméo
- ARRONDEL Luc (1993).**- *Cycle de vie et composition du patrimoine : un regard théorique*, *Economica*, 146 p.
- ASSOCIATION DES RURALISTES FRANÇAIS (1984).**- *La pluriactivité dans les familles agricoles*, ARF Editions, 343 p
- AUBERT Didier et LEON Yves (1987).**- Problèmes financiers des agriculteurs français et mutations du secteur : Le cas des exploitations en difficulté financière, *Cahiers d'économie et sociologie rurales*, N°5, pp. 23-45.
- AYOUZ Mourad K. (2000).**- L'offre de travail des ménages agricoles avec prise en compte des imperfections de marché, Thèse de Doctorat, Ecole Nationale Supérieure d'Agronomie de Montpellier

- BAKER C.B. (1968).**- Credit in the Production Organization of the Firm, *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 50, pp. 507-520
- BALTAGI Badi H. (1995).**- *Econometric Analysis of Panel Data*, John Wiley & Sons, 257 p.
- BARRY Peter J. (1994).**- Financial Management of Family Farms: Modelling and Empirical Research, in CAILLAVET France, GUYOMARD Hervé et LIFRAN Robert (1994), *Agricultural Modelling and Family Economics*, Elsevier, pp. 127-149
- BARRY Peter J., BIERLEN Ralph W et SOTOMAYOR Narda L. (2000).**- Financial Structure of Farm Businesses Under Imperfect Capital Markets, *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 82, pp. 920-933
- BECKER Gary S. (1965).**- A Theory of the Allocation of Time, *Economic Journal*, vol. 75, pp. 493-517
- BENABOU Roland (1985).**- Le modèle d'optimisation dynamique de la consommation et de l'offre de travail : un test sur données françaises, *Annales de l'INSEE*, n°57, pp. 75-97
- BENJAMIN Catherine (1996).**- *Emploi et pluriactivité dans les exploitations agricoles françaises : analyse théorique et application au cas français*, *Economica*, 197 p.
- BENJAMIN Catherine (1996a).**- L'affectation du travail dans les exploitations agricoles : une application du modèle du ménage agricole producteur et consommateur, *Cahiers d'économie et sociologie rurales*, n°38, pp. 37-60
- BENJAMIN Catherine (1996b).**- *Emploi et pluriactivité dans les exploitations agricoles, Analyse théorique et application au cas français*, *Economica*, 197 p.
- BENJAMIN Catherine et GUYOMARD Hervé (1994).**- Off-farm work decisions of French agricultural households, in CAILLAVET France, GUYOMARD Hervé et LIFRAN Robert [Eds].- *Agricultural Household Modelling and Family Economics*, Elsevier, pp. 65-85
- BENJAMIN Catherine et KIMHI Ayal (2003).**- Farm Work, Off-Farm Work, and Hired Farm Labor : Estimating a Discrete Choice Model of French Farm Couples' Labor Decisions, Discussion Paper N°5.03, Department of Agricultural Economics and Management, Center for Agricultural Economic Research, Hebrew University of Jerusalem, 20 p.
- BENJAMIN Catherine et LE MOUËL Chantal (1998).**- Le problème de la qualité du café indonésien : une interprétation micro-économique, *Economie et Prévision*, n° 132-133, pp. 59-71

- BENJAMIN Catherine et PHIMISTER Euan (1997).**- Transaction costs, farm finance and investment, *European Review of Agricultural Economics*, vol. 24, pp. 453-466
- BENJAMIN Catherine et PHIMISTER Euan (2000).** *Imperfection du marché du capital et investissement des exploitations agricoles*, mimeo.
- BENJAMIN Catherine et PHIMISTER Euan (2002).**- Does Capital Market Structure Affect Farm Investment? A Comparison Using French and British Farm-Level Panel Data, *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 84, pp. 1115-1129
- BENJAMIN Catherine, CORSI Alessandro et GUYOMARD Hervé (1994a).**- Décisions de travail des ménages agricoles français, *Cahiers d'économie et sociologie rurales*, n°30, pp. 23-45
- BENJAMIN Catherine, CORSI Alessandro et GUYOMARD Hervé (1994b).**- Modelling labour decisions of French agricultural households, *Applied Economics*, vol. 28, pp. 1577-1589
- BENJAMIN Catherine, GUYOMARD Hervé et SOLLOGOUB Michel (1999).**- L'offre de travail des femmes des exploitants agricoles : application sur données françaises, *Economie et Prévision*, n°137, pp. 1-12
- BENJAMIN Dwayne (1992).**- Household Composition, Labor Markets, and Labor Demand: Testing for Separation in Agricultural Household Models, *Econometrica*, vol. 60, pp. 287-322
- BESLEY Timothy (1994).**- How Do Market Failures Justify Interventions in Rural Credit Markets?, *The World Bank Research Observer*, vol. 9, pp. 27-47
- BIERLEN Ralph, BARRY Peter J., DIXON Bruce L. et AHRENSEN Bruce L. (1998).**- Credit Constraints, Farm Characteristics, and the Farm Economy: Differential Impacts on Feeder Cattle and Beef Cow Inventories, *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 80, pp. 708-723
- BLANCHARD Pierre (2000a).**- L'économétrie des données de panel avec SAS : une introduction, Document de travail Erudite N°2000-0 1, Université Paris XII – Val de Marne
- BLANCHARD Pierre (2000b).**- Variables instrumentales et moments généralisés avec SAS-IML, miméo, Université Paris XII – Val de Marne
- BLANCHARD Pierre (2001).**- Guide de l'utilisateur de GMMLD_V2.SAS, miméo, Université Paris XII – Val de Marne
- BLOCH Laurence et MAUREL Françoise (1991).**- Consommation-revenu permanent ; un regard d'économètre, *Economie et Prévision*, N°99, pp. 113-144

- BLOCH Laurence et COEURE Benoît (1995).**- Imperfections du marché du crédit, investissement des entreprises et cycle économique, *Economie et Prévision*, N°120, pp. 161-185
- BLOGOWSKI Alain, BORZEIX Véronique, BOSSARD Patricia, PINGAULT Nathanaël et RUAS Jean-François (2002).**- Une vue d'ensemble sur l'évolution des exploitations agricoles françaises de 1990 à 1999, *Notes et études économiques*, Ministère de l'agriculture, N°16, pp.9-34
- BLOGOWSKI Alain, COLSON François et LEON Yves (1992).**- Les difficultés financières des agriculteurs européens, *Cahiers d'économie et sociologie rurales*, N°24-25, pp. 41-70
- BLUNDELL Richard (1988).**- Consumer Behaviour: Theory and Empirical Evidence – A Survey, *Economic Journal*, vol. 98, pp. 16-65
- BOLLMAN Ray D. (1979).**- Off-Farm Work by Farmers: An Application of the Kinked Demand Curve for Labour, *Canadian Journal of Agricultural Economics*, vol. 27(1), pp. 37-60
- BOND Stephen et MEGHIR Costas (1994).** Dynamic Investment Models and the Firm's Financial Policy, *The Review of Economic Studies*, vol. 61, pp. 197-222
- BORDES Christian (1978).**- Analyse macro-économique, Presses Universitaires de France, 239 p.
- BOURDIEU Jérôme et COLIN-SEDILLOT Béatrice (1993).**- Structure du capital et coûts d'information : le cas des entreprises françaises à la fin des années quatre-vingt, *Economie et Statistique*, n°268-269, pp. 87-100
- BOURGUIGNON François, CHIAPPORI Pierre-André et REY Patrick (1992).**- *Théorie microéconomique, L'équilibre concurrentiel*, Fayard, 349 p.
- BOUSSARD Jean-Marc (1987).**- *Economie de l'agriculture*, Economica, 310 p.
- BRANGEON Jean-Louis et JEGOUZO Guenhaël (1992).**- L'estimation du revenu des ménages agricoles : approches micro-économiques, *Cahiers d'économie et sociologie rurales*, N°23, pp. 35-61
- BRANGEON Jean-Louis, JEGOUZO Guenhaël et ROZE Bernard (1989).**- Le travail agricole par travailleur : définitions et mesures, *Cahiers d'économie et sociologie rurales*, N°13, pp. 35-66

- BRANGEON Jean-Louis, JEGOUZO Guenhaël et ROZE Bernard (1990).**- L'allocation du temps des agriculteurs et des agricultrices, *Cahiers d'économie et sociologie rurales*, N° 14, pp. 33-72
- BRANGEON Jean-Louis, JEGOUZO Guenhaël et ROZE Bernard (1991).**- Trente années de croissance des revenus non agricoles des agriculteurs, Document de travail, INRA-ESR-Rennes
- BRANGEON Jean-Louis, JEGOUZO Guenhaël et ROZE Bernard (1994).**- Les revenus agricoles négatifs, *Economie Rurale*, n°224, pp. 32-38
- BREALEY Richard A. et MYERS Stewart C. (1997).**- *Principes de gestion financière des entreprises*, 5^{ème} édition, Ediscience International/McGraw-Hill, 1056 p.
- BROSSIER Jacques, MARSHALL Eric, CHIA Eduardo et PETIT Michel (1997).**- *Gestion de l'exploitation agricole familiale, Elements théoriques et méthodologiques*, ENESAD-CNERTA, 221 p.
- BROWNING Martin et CROSSLEY Thomas F. (2001).**- The Life-Cycle Model of Consumption and Saving, *Journal of Economic Perspectives*, vol. 15(3), pp. 3-22
- BUTAULT Jean-Pierre (1983).**- Revenu, consommation, épargne des familles agricoles et conditions de reproduction de la force de travail et des moyens de production sur les exploitations selon leur dimension économique, *Economie Rurale*, N° 153, pp. 29-36
- BUTAULT Jean-Pierre et KREBS Stéphane (2001).**- Pluriactivité et partage du revenu agricole sur les exploitations agricoles françaises : une analyse sur données de panel, Communication présentée aux 18^{èmes} Journées de Micro-économie Appliquée, Nancy, 7 et 8 juin 2001
- BUTAULT Jean-Pierre et KREBS Stéphane (2002).**- Pluriactivité et comportements d'investissement des ménages agricoles en présence d'imperfections du marché du crédit, Communication présentée aux 19^{èmes} Journées de Micro-économie Appliquée, Rennes-Saint-Malo, 6 et 7 juin 2001
- BUTAULT Jean-Pierre, DELAME Nathalie, KREBS Stéphane et LEROUVILLOIS Philippe (1999).**- La pluriactivité : un correctif aux inégalités du revenu agricole, *Economie et Statistique*, N° 329-330, pp. 165-180
- CAHUC Pierre et ZYLBERBERG André (1996).**- *Economie du travail, La formation des salaires et les déterminants du chômage*, De Boeck, 609 p.

- CAILLAVET France, GUYOMARD Hervé et LIFRAN Robert [Eds] (1994).**- *Agricultural Household Modelling and Family Economics*, Elsevier, 314 p.
- CARLES Roland (1999).**- *Audit et gestion de l'entreprise agricole*, Editions France Agricole, 254 p.
- CARRIKER Gordon L., LANGEMEIER Michael R., SCHROEDER Ted C. et FEATHERSTONE Allen M. (1993).**- Propensity to Consume Farm Family Disposable Income from Separate Sources, *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 75, pp. 739-744
- CHATELAIN Jean-Bernard et TEURLAI Jean-Christophe (2000).**- *Discrimination entre différentes formes de contraintes financières à partir de données individuelles d'entreprises*. Communication présentée aux 17èmes Journées internationales d'économie monétaire et bancaire, Lisbonne, 7, 8 et 9 juin 2000.
- CHAYANOV A. V. (1925).**- *Peasant Farm Organisation*, traduit dans THORNER D., KERBLAY B. et SMITH R.E.F.(1966), CHAYANOV A.V., *The Theory of Peasant Economics*, Richard Irvin, 317 p.
- Collectif (1996).**- *Guide comptable des exploitations agricoles*, CNCER-CNERTA, 439 p.
- Collectif (1998).**- *Le mot juste, 250 termes et expressions pour analyser les résultats de gestion des exploitations agricoles*, CNCER-Educagri Editions, 187 p.
- COLSON François (1990).**- La montée du risque financier en agriculture, *Agreste – Cahiers*, N°2, pp. 11-19
- COLSON François et DESARMENIEN Didier (1994).**- Les trajectoires économiques des exploitations agricoles : méthodes d'analyse et application à l'évaluation des conséquences de la réforme de la PAC, *Economie Rurale*, N°220-221, pp. 79-83
- COLSON François et PINEAU Bernard (1991).**- Les indicateurs de détection de la difficulté financière en période d'installation, *Economie Rurale*, N°206, pp. 57-63
- COLSON François, BLOGOWSKI Alain, DECHAMBRE Bernard, CHIA Eduardo, DESARMENIEN Didier et DORIN Bruno (1993).**- Prévenir les défaillances financières en agriculture, *Cahiers d'économie et sociologie rurales*, N°29, pp. 21-44
- COLSON François, CHATELLIER Vincent et BLOGOWSKI Alain (1995).**- Pour mieux comprendre les difficultés financières des agriculteurs, *Agreste–Cahiers*, N°23, pp. 3-8

- CORDELLIER Christian (1987).**- Revenu, épargne agricole et prélèvement privé : l'exemple de l'année 1978, *Economie Rurale*, N°182, pp. 50-57
- CORSI Alessandro (1993).**- Pluriactivité : les critères de choix des ménages agricoles, *Cahiers d'économie et sociologie rurales*, n°26, pp. 5-28
- CORSI Alessandro et FINDEIS Jill L. (2000).**- True state dependance and heterogeneity in off-farm labour participation, *European Review of Agricultural Economics*, vol. 27(2), pp. 127-151
- CREPON Bruno et ROSENWALD Fabienne (2000).**- Investissement et contraintes de financement : le poids du cycle, Une estimation sur données françaises, Document de travail de la Direction des Etudes et Synthèses Economiques, INSEE, N°G 2000/05
- CREPON Bruno et ROSENWALD Fabienne (2001).** Des contraintes financières plus lourdes pour les petites entreprises, *Economie et Statistique*, N°341-342, pp. 29-46
- DAVIES A. Simon et DALTON Graham E. (1994).**- A probabilistic model of off-farm work in Scotland, *Cahiers d'économie et sociologie rurales*, n°32, pp. 21-37
- DAWSON P.J. (1984).**- Labour on the Family Farm: A Theory and Some Policy Implications *Journal of Agricultural Economics*, vol. 35(1), pp. 1-19
- DEATON Angus (1992).**- *Understanding Consumption*, Oxford University Press, 242 p.
- DEATON Angus et MUELLBAUER John (1980).**- *Economics and consumer behavior*, Cambridge University Press, 450 p.
- DELAME Nathalie (2001).**- La pluriactivité gagne du terrain dans les exploitations professionnelles, *Agreste-Cahiers*, N°2, pp. 29-36
- DELAME Nathalie et LAVIGNE Michèle (2000).**- Le revenu non agricole des foyers d'agriculteurs : Un montant significatif pour un foyer sur trois, *INSEE-Première*, N°722, 4 p.
- DOORNIK Jürgen, ARELLANO M. et BOND Stephen (1999).**- Panel Data Estimation Using DPD for Ox, miméo
- DORMONT BRIGITTE (1989a).**- Petite apologie des données de panel, *Economie et Prévision*, N°89, pp. 19-32
- DORMONT BRIGITTE (1989b).**- *Introduction à l'économétrie des données de panel : théories et applications à des échantillons d'entreprises*, Editions du CNRS, 125 p.

- DORMONT Brigitte (1999).**- *Introduction à l'économétrie*, Montchrestien, 450 p.
- EL-OSTA Hisham, BERNAT G. Andrew et AHEARN Mary C. (1995).**- Regional Differences in the Contribution of Off-Farm Work to Income Inequality, *Agricultural and Resource Economics Review*, pp. 1-14
- ELHORST J. Paul (1993).**- The estimation of investment equations at the farm level, *European Review of Agricultural Economics*, vol. 20, pp. 167-182
- ELHORST J. Paul (1994).**- Firm-household interrelationships on Dutch dairy farms, *European Review of Agricultural Economics*, vol. 21, pp. 259-276
- ELLIS Frank (1993).**- *Peasant Economics, Farm households and agrarian development*, 2^{nde} édition, Cambridge University Press, 309 p.
- FEDER Gershon (1985).**- The Relation Between Farm Size and Farm Productivity: The Role of Family Labor, Supervision and Credit Constraint, *Journal of Development Economics*, vol. 18, pp. 297-313
- FEDER Gershon, LAU Lawrence J., LIN Justin Y et LUO Xiaopeng (1990).**- The Relationship between Credit and Productivity in Chinese Agriculture: A Microeconomic of Disequilibrium, *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 72, pp. 1151-1156
- FEDER Gershon, LAU Lawrence J., LIN Justin Y et LUO Xiaopeng (1991).**- Credit's Effect on Productivity in Chinese Agriculture: A microeconomic Model of Disequilibrium, Policy Research and External Affairs Working Papers, Agricultural Policies, Agriculture and Rural Development Department, The World Bank, N°WPS 571
- FEVE Patrick et LANGOT Patrick (1995).**- La méthode des moments généralisés et ses extensions : théorie et applications en macro-économie, *Economie et Prévision*, N°119, pp. 139-169
- GARRIER Gilbert et HUBSCHER Ronald [Eds] (1988).**- *Entre faucilles et marteaux*, Presses Universitaires de Lyon/Éditions de la Maison des Sciences de l'Homme, 242 p.
- GEBAUER Rolf H. (1988).**- Non-Farm Labor Supply: Theory and Estimation, Staff Paper n°P88-34, Institute of Agriculture, Forestry and Home Economics, Department of Agricultural and Applied Economics, University of Minnesota, 20 p.

- GIRAO J.A., TOMÉK G. et MONT T.D. (1974).**- The Effect of Income Instability on Farmers' Consumption and Investment, *Review of Economics and Statistics*, vol. 56, pp. 141-149
- GOETZ Stephan J. et DEBERTIN David L. (2001).**- Why Farmers Quit: A County-Level Analysis, *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 83(4), pp. 1010-1023
- GOMBERT Monique (1980).**- Les revenus fiscaux des agriculteurs en 1975, *Economie et statistique*, N° 124, pp. 29-38
- GOODWIN Barry K. et HOLT Matthew T. (2002).**- Parametric and Semiparametric Modeling of the Off-Farm Labor Supply of Agrarian Households in Transition Bulgaria, *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 84(1), pp. 184-209
- GOULD Brian W. et SAUPE William E. (1989).**- Off-Farm Labor Market Entry and Exit, *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 71, pp. 960-969
- GREENE William H. (2000).**- *Econometric Analysis*, 4^{ème} édition, Prentice Hall, 1004 p.
- GRONAU Reuben (1973).**- The Intrafamily Allocation of Time: The Value of Housewives' Time, *American Economic Review*, vol. 63, pp. 634-651
- GUERRIEN Bernard (1996).**- *Dictionnaire d'analyse économique*, La Découverte, 540 p.
- GUILBERT Philippe (1990).**- 85% des exploitations restent saines en 1988, *Agreste – Cahiers*, N°4, pp. 31-41
- GUILBERT Philippe (1990).**- La détection des risques financiers par la méthode des scores, *Agreste–Cahiers*, N°4, pp. 43-50
- GUILBERT Philippe (1992).**- La gestion financière des exploitations agricoles en 1990, *Agreste – Cahiers*, N°9, pp. 15-25
- GUILBERT Philippe (1994).**- La gestion financière des exploitations agricoles en 1991, *Economie Rurale*, N° 220-221, pp. 74-78
- GUILLAUME Sabine (1996).**- Le revenu non agricole des foyers d'agriculteurs, *INSEE-Première*, N° 419, 4 p.
- GUILLAUME Sabine (1999).**- Les exploitations agricoles à faibles revenus persistants, *Economie et statistique*, N° 329-330, p. 147-164
- GUILLAUME Sabine et POLLET Pascale (1996).**- L'étude sur les revenus des foyers d'agriculteurs en 1991, INSEE, Document de travail de la Direction des statistiques d'entreprises, N°9608

- HAIRAULT Jean-Olivier [dir.] (2000).**- *Analyse macroéconomique*, tome 1, La Découverte, 443 p.
- HALL Robert (1978).**- Stochastic Implications of the Life Cycle - Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence, *Journal of Political Economy*, vol. 86, pp. 971-987
- HALLBERG Milton C., FINDEIS Jill L. et LASS Daniel A. [Eds] (1991).**- *Multiple Job-holding among Farm Families*, Iowa State University Press, 350 p.
- HEARN David H., McNAMARA Kevin T. et GUNTER Lewell (1996).**- Local Economic Structure and Off-Farm Labour Earnings of Farm Operators and Spouses, *Journal of Agricultural Economics*, vol. 47(1), pp. 28-36
- HENDERSON J.M. et QUANDT R.E. (1972).**- *Microéconomie, Formulation mathématique élémentaire*, 2^{nde} édition, Dunod, 408 p.
- HOFF Karla et STIGLITZ Joseph E. (1990).**- Imperfect Information and Rural Credit Markets – Puzzle and Policy Perspectives, *The World Bank Economic Review*, vol. 4(3), pp. 235-250
- HUBBARD Glenn R. (1998).**- Capital-Market Imperfections and Investment, *Journal of Economic Literature*, vol. 36, pp. 193-225
- HUFFMAN Wallace E. (1977).**- Interactions Between Farm and Nonfarm Labor Markets, *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 59, pp. 1054-1061
- HUFFMAN Wallace E. (1980).**- Farm and Off-Farm Work Decisions, *Review of Economics and Statistics*, vol. 61(1), pp. 14-23
- HUFFMAN Wallace E. (1991).**- Agricultural Household Models: Survey and Critique, in HALLBERG Milton C., FINDEIS Jill L. et LASS Daniel A. [Eds], *Multiple Job-holding among Farm Families*, Iowa State University Press, pp. 79-111
- HUFFMAN Wallace E. et LANGE Mark D. (1989).**- Off-Farm Work Decisions of Husband and Wives: Joint Decision Making, *Review of Economics and Statistics*, vol. 71(3), pp. 471-480
- INSEE (1992).**- Comptes et indicateurs économiques : Rapport sur les comptes de la Nation 1991, *INSEE-Résultats*, Série Economie générale, N°54-55-56, 387 p.
- INSEE (1998).**- Comptes et indicateurs économiques : Rapport sur les comptes de la Nation 1997, *INSEE-Résultats*, Série Economie générale, N°165-166-167, 413 p.

- INSEE (2000).**- Bilan de l'appariement des fichiers DGI-RICA pour l'étude sur les revenus extérieurs des agriculteurs en 1997, INSEE, Note interne de la Direction des statistiques d'entreprises (Département de l'Industrie et de l'Agriculture, Division Agriculture)
- IQBAL Farrukh (1986).**- The Demand and Supply of Funds among Agricultural Households in India, , in SINGH Inderjit, SQUIRE Lyn et STRAUSS John [Eds] (1986b), *Agricultural Household Models: Extensions, Applications and Policy*, John Hopkins University Press, pp. 183-205
- JACOBY Hanan G. (1990).**- Shadow Wages and Peasant Family Labor Supply, An Econometric Application to the Peruvian Sierra, Living Standards Measurement Study (LSMS) Working Paper n°73, The World Bank.
- JACOBY Hanan G. (1993).**- Shadow Wages and Peasant Family Labor Supply, An Econometric Application to the Peruvian Sierra, *Review of Economic Studies*, vol. 60, pp. 903-921
- JANVRY (de) Alain et SADOULET Elisabeth (1995).**- Utilisation de modèles de ménages pour la formulation des stratégies de réduction de la pauvreté, *Revue d'économie du développement*, n°3, pp. 3-23
- JANVRY (de) Alain, FAFCHAMPS Marcel et SADOULET Elisabeth (1991).**- Peasant household behaviour with missing markets: Some paradoxes explained, *Economic Journal*, vol. 101, pp. 1400-1417
- JANVRY (de) Alain, SADOULET Elisabeth, FAFCHAMPS Marcel et RAKI M. (1992).**- Structural adjustment and the peasantry in Marocco: some paradoxes explained, *European Review of Agricultural Economics*, vol. 19, pp. 427-453
- JARAMILLO Fidel, SCIANTARELLI Fabio et WEISS Andrew (1993).**- Capital Market Imperfections Before and After Financial Liberalization : A Euler-Equation Approach to Panel Data for Ecuadorian Firms, Policy Research Working Papers, Financial Policy and Systems, Country Economics Department, The World Bank, N°WP S 1091
- JEGOUZO Guenhaël, BRANGEON Jean-Louis et ROZE Bernard (1998).**- *Richesse et pauvreté en agriculture*, Economica, 247 p.
- JENSEN Helen H. et SALANT Priscilla (1985).**- The Role of Fringe Benefits in Operator Off-Farm Labor Supply, *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 67, pp. 1095-1099

- KEVANE Michael (1996).**- Agrarian Structure and Agricultural Practice: Typology and Application to Western Sudan, *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 78, pp. 236-245
- KEY Nigel, SADOULET Elisabeth et JANVRY (de) Alain (2000).**- Transactions Costs and Agricultural Household Supply Response, *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 82, pp. 245-259
- KIMHI Ayal (1994a).**- Optimal Timing of Farm Transferal From Parent to Child, *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 76, pp. 228-236
- KIMHI Ayal (1994b).**- Quasi Maximum Likelihood Estimation of Multivariate Probit Models: Farm Couples' Labor Participation, *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 76, pp. 828-835
- KIMHI Ayal (1994c).**- Participation of Farm Owners in Farm and Off-Farm Work Including the Option of Full-Time Off-Farm Work, *Journal of Agricultural Economics*, vol. 45(2), pp. 232-239
- KIMHI Ayal (1995).**- Differential Human Capital Investments and the Choice of Successor in Family Farms, *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 77, pp. 719-724
- KIMHI Ayal (1996).**- Off-Farm Work Participation of Israeli Farm Couples: The Importance of Farm Work Participation Status, *Canadian Journal of Agricultural Economics*, vol. 44(4), pp. 481-90
- KIMHI Ayal (2000).**- Is Part-Time Farming Really a Step in the Way Out of Agriculture?, *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 82, pp. 38-48
- KIMHI Ayal (2001a).**- Off-Farm Participation and Family Composition: Comparing 1995 with 1981 in Moshavim, Discussion Paper N°13.01, Department of Agricultural Economics and Management, Center for Agricultural Economic Research, Hebrew University of Jerusalem
- KIMHI Ayal (2001b).**- Family Composition and Off-Farm Participation Decisions in Israeli Farm Households, Discussion Paper N°15.01, Center for Agricultural Economic Research, Department of Agricultural Economics and Management, Hebrew University of Jerusalem
- KIMHI Ayal et BOLLMAN Ray (1999).**- Family farm dynamics in Canada and Israel: the case of farm exits, *Agricultural Economics*, vol. 21, pp. 69-79
- KIMHI Ayal et LEE Myoung-jae (1996).**- Off-Farm Work Decisions of Farm Couples: Estimating Structural Simultaneous Equations with Ordered Categorical Dependant Variables, *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 78, pp. 687-698

- KIMHI Ayal et RAPOPORT Eliel (2001).**- Time Allocation Between Farm and Off-Farm Activities in Israeli Farm Households - 1995, Discussion Paper N°14.01, Center for Agricultural Economic Research, Department of Agricultural Economics and Management, Hebrew University of Jerusalem
- KIMHI Ayal et SEILER Eddie (2001).**- The Effect of Family Composition on the Off-Farm Participation Decisions in Israeli Farm Households, Paper presented at the 15th Annual Conference of the European Society for Population Economics (ESPE), 14-16 juin 2001, Athènes
- KREBS Stéphane (2000).**- Pluriactivité et situation financière de l'exploitation agricole, Communication au 3^{èmes} Journées Jeunes Chercheurs du Département d'Economie et Sociologie Rurales de l'INRA, Paris, 7 et 8 décembre 2000
- KREBS Stéphane (2002a).**- L'accès au crédit des exploitations agricole, *Synthèses*, N°63, pp. 119-134
- KREBS Stéphane et BUTAULT Jean-Pierre (2002b).**- Off-farm work and Capital Accumulation on French Farms: Evidence using Panel Data, Poster présenté au 10^{ème} Congrès de l'European Association of Agricultural Economists, Saragosse (Espagne), 28-31 août 2002
- KREMP Elizabeth et SEVESTRE Patrick (2000).**- L'appartenance à un groupe facilite le financement des entreprises, *Economie et Statistique*, n°336, pp. 79-92
- KREMP Elizabeth et STÖSS Elmar (2001).**- L'endettement des entreprises françaises et allemandes : des évolutions distinctes malgré des déterminants proches, *Economie et Statistique*, n°341-342, pp. 153-171
- KYLE Steven C. (1993).**- The Relation Between Farm Production Risk and Off-Farm Income, *Agricultural and Resource Economics Review*, pp. 179-188
- LACROIX Anne et MOLLARD Amédée (1991).**- Mesurer le travail agricole : de l'enregistrement à la reconstitution analytique, *Cahiers d'économie et sociologie rurales*, N°20, pp. 27-46
- LAMBERT Sylvie et MAGNAC Thierry (1998).**- Implicit prices and recursivity of agricultural households' decision, mimeo
- LANGEMEIER Michael R. et PATRICK George F. (1990).**- Farmers' Marginal Propensity to Consume: An Application to Illinois Grain Farms, *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 72, pp. 309-315

- LANGEMEIER Michael R. et PATRICK George F. (1993).**- Farm Consumption and Liquidity Constraints, *American Journal of Agricultural Economics*, vol . 75, pp. 479-484
- LASS Daniel A. et GEMPESAW Conrado M. (1992).**- The Supply of Off-Farm Labor: A Random Coefficient Approach, *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 74, pp. 400-411
- LASS Daniel A., FINDEIS Jill L. et HALLBERG Milton C. (1989).**- Off-Farm Employment Decisions by Massachusetts Farm Households, *Northeastern Journal of Agricultural and Resource Economics*, Vol. 18(2), pp. 149-159
- LASS Daniel A., FINDEIS Jill L. et HALLBERG Milton C. (1991).**- Factors Affecting the Supply of Off-Farm Labor: A Review of Empirical Evidence, in HALLBERG Milton C., FINDEIS Jill L. et LASS Daniel A. [Eds], *Multiple Job-holding among Farm Families*, Iowa State University Press, pp. 239-262
- LAVIGNE Michèle (2002).**- Les revenus professionnels extérieurs des agriculteurs, *Synthèses*, N°63, pp. 97-110
- LE JANNIC Françoise et BERTIN M. (1987).**- Investissement, endettement et situation financière des exploitations de 1979 à 1985, *Economie Rurale*, N° 182, pp. 7-12
- LEE Myungheon (1998).**- Off-Farm Labor Supply and Various Related Aspects of Resource Allocation by Agricultural Households, Thèse de Doctorat, Faculté des sciences agronomiques, Université Georges-Auguste de Göttingen (Allemagne)
- LOBEZ Frédéric (1997).**- *Banques et marchés du crédit*, PUF, 192 p.
- LOPEZ Ramon E. (1984).**- Estimating Labor Supply and Production Decisions of Self-Employed Farm Producers, *European Economic Review*, vol. 24, pp. 61-82
- LOPEZ Ramon E. (1986).**- Structural Models of the Farm Household That Allow for Interdependent Utility and Profit-Maximization Decision, in SINGH Inderjit, SQUIRE Lyn et STRAUSS John [Eds] (1986b), *Agricultural Household Models: Extensions, Applications and Policy*, John Hopkins University Press, pp. 306-325
- MAIRESSE Jacques, HALL Bronwyn H. et MULKAY Benoît (1999).**- Firm-Level Investment in France and the United States: An Exploration of What We Have Learned in Twenty Years, *Annales d'Economie et de Statistique*, n°55-56, pp. 27-67
- MALINVAUD Edmond (1999).**- *Leçons de théorie microéconomique*, 4^{ème} édition, 385 p.

- MANCHON Eric (2001).**- *Analyse bancaire de l'entreprise*, 5^{ème} édition, Economica, 535 p.
- MAYAUD Jean-Luc (1999).**- *La petite exploitation rurale triomphante, France 19^{ème} siècle*, Belin, 278 p.
- Mémento Pratique Francis Lefebvre (2000).**- *Agriculture 2001-2002, Juridique-Fiscal-Social-Comptable*, Editions Francis Lefebvre, 1340 p.
- MILLER Lynn H., ELLINGER Paul N., BARRY Peter J. et LAJILI Kaouthar (1993).**- Price and Nonprice Management of Agricultural Credit Risk, *Agricultural Finance Review*, vol. 53, pp. 28-41
- MISHRA Ashok K. et GOODWIN Barry K. (1997).**- Farm Income Variability and the Supply of Off-Farm Labor, *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 79, pp. 880-887
- MISHRA Ashok K. et GOODWIN Barry K. (1998).**- Income risk and allocation of labour time: an empirical investigation, *Applied Economics*, vol. 30, pp. 1549-1555
- MODIGLIANI Franco et BRUMBERG (1954).**- Utility Analysis and the Consumption Function: an Interpretation of Cross Section Data, in KURIHARA K. [éd.] *Post Keynesian Economics*, Rutgers University Press
- MODIGLIANI Franco et MILLER Merton (1958).**- The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment, *American Economic Review*, vol. 48
- MUET Pierre-Alain (1979).**- Modèles économétriques de l'investissement : Une étude comparative sur données annuelles, *Annales de l'INSEE*, n°25, pp. 85-133
- MYERS Stewart C. (2001).**- Capital Structure, *Journal of Economic Perspectives*, vol. 15, pp. 81-102
- MYERS Stewart C. et MAJLUF N.S. (1984).**- Corporate Financing and Investment Decisions When Firms Have Information That Investors Do Not Have, *Journal of Financial Economics*, vol. 13, pp. 187-221
- NAKAJIMA C. (1986).**- *Subjective Equilibrium Theory of the Farm*, Elsevier, 302 p.
- NEVEU André (2000).** 100 ans de gestion des risques d'impayés au Crédit Agricole français, Communication au groupe de travail de l'Inter-Réseaux sur le financement de l'exploitation agricole dans les pays en développement

- OCDE (2001).**- Impact de la réforme de la Politique Agricole Commune sur l'emploi dans l'agriculture, Document de travail AGR/CA/APM(2001)10/FINAL, Comité de l'agriculture, Direction de l'alimentation, de l'agriculture et des pêcheries, 47 p.
- OLFERT M. Rose (1992).**- Nonfarm Employment as a Response to Underemployment in Agriculture, *Canadian Journal of Agricultural Economics*, vol. 40, pp. 443-458
- OLFERT M. Rose (1993).**- Off-Farm Labour Supply with Productivity Increases, Peak Period and Farm Structure Impacts, *Canadian Journal of Agricultural Economics*, vol. 41(4), pp. 491-501
- OSKAM Arie et WOLDEHANNA Tassew (2001).**- Consumption Behaviour : Testing Theory and Determining Results for Dutch Dairy Farms, miméo , Université de Wageningen
- OSKAM Arie et WOLDEHANNA Tassew (2002).**- Are Farmers Completely Rational Consumers or Do They Suffer From a Borrowing Constraint?: The Dutch Case, Communication présentée au X^{ème} Congrès de l'European Association of Agricultural Economists, Saragosse (Espagne), 28-31 août 2002
- PFEFFER Max J. (1989).**- Part-time farming and the stability of family farms in the Federal Republic of Germany, *European Review of Agricultural Economics*, vol. 16, pp. 425-444
- PHIMISTER Euan (1993).**- *Savings and Investment in Farm Households : Analysis Using Life Cycle*, Avebury, 187 p.
- PHIMISTER Euan (1995a).**- The impact of borrowing constraints on farm households : A life-cycle approach, *European Review of Agricultural Economics*, vol. 22(1), pp. 61-86
- PHIMISTER Euan (1995b).**- Farm Household Production in the Presence of Restrictions on Debt : Theory and Policy Implications, *Journal of Agricultural Economics*, vol. 46(3), pp. 371-380
- PHIMISTER Euan (1995c).**- Farm Consumption Behavior in the Presence of Uncertainty and Restrictions on Credit, *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 77, pp. 952-959
- PHIMISTER Euan (1996).**- Production des ménages agricoles et réformes de la PAC : l'impact des contraintes de crédit, *Cahiers d'économie et sociologie rurales*, n°38, pp. 62-78
- PHIMISTER Euan, VERA-TOSCANO Esperanza et WEERSINK Alfons (2002).**- Female Participation and Labor Market Attachment in Rural Canada, *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 84(1), pp. 210-221

- RASMUSSEN Svend (1998).**- Use of income, and financial behaviour in agricultural firms: An empirica analysis, *Cahiers d'économie et sociologie rurales*, n°49, pp. 59-84
- RATTIN Solange (1990).**- Les femmes précisent leur rôle sur l'exploitation, *Agreste–Cahiers*, N°2, pp. 31-41
- RATTIN Solange (1993).**- Vivre de ses seuls revenus agricoles sur une petite exploitation : une solution précaire, même en horticulture, *Agreste–Cahiers*, N°14, pp. 35-41
- RATTIN Solange (1995).**- Les jeunes ménages d'agriculteurs trouvent des sources de revenus hors agriculture, *Agreste–Cahiers*, N°23, pp. 15-25
- RATTIN Solange (2002).**- Les ménages d'agriculteurs en 2000 : un sur trois est pluriactif, *Agreste–Cahiers*, N°2, pp. 8-14
- REARDON Thomas, CRAWFORD Eric et KELLY Valerie (1994).**- Links Between Nonfarm Income and Farm Investment in African Households: Adding the Capital Market Perspective, *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 76, pp. 1172-1176
- REIGNIER Elisabeth (1985).**- La pluriactivité en agriculture, *Economie et statistique*, N°173, pp. 17-24
- ROMER David (1997).**- *Macroéconomie approfondie*, McGraw-Hill/Ediscience, 603 p.
- ROSENWALD Fabienne (1998).**- Le financement de l'investissement des petites entreprises industrielles : la place prépondérante de l'autofinancement, *Economie et Statistique*, n°319-320, pp. 127-136
- ROSENWALD Fabienne (1999).**- L'impact des conditions financières dans la décision d'investissement, Document de travail n°G 9907, Direction des Etudes et Synthèses Economiques, INSEE
- ROSENWALD Fabienne (2001).**- L'impact des conditions financières sur la décision d'investissement, *Economie et statistique*, n°341-342, pp. 15-28
- ROSENZWEIG Mark R. et WOLPIN Kenneth I. (1993).**- Credit Market Constraints, Consumption Smoothing, and the Accumulation of Durable Production Assets in Low-Income Countries: Investments in Bullocks in India, *Journal of Political Economy*, vol. 101, pp. 223-244
- ROUBAUD Jean-Pierre (1987).**- Une typologie des exploitations agricoles du RICA suivant la structure de leur bilan, *Economie Rurale*, N°182, pp. 13-17

- SADOULET Elisabeth, JANVRY Alain (de) et BENJAMIN Catherine (1996).**- Household Behavior with Imperfect Labor Markets, Working Paper n°786, University of California at Berkeley, Division of Agriculture and Natural Resources, Department of Agricultural and Resource Economics, 22 p.
- SALANIE Bernard (1998).**- *Microéconomie, Les défaillances du marché*, Economica, 231 p.
- SAND Roald (2002).**- « The propensity to consume income from different sources and implications for saving: An application to Norwegian farm households », Communication présentée au 'Workshop on the Farm Household-Firm Unit : Its importance in agriculture and implications for statistics, Wye Campus, Imperial College, University of London, 12-13 avril 2002
- SAUVE Annie et SCHEUER Manfred [Eds] (1999).**- Mode de financement des entreprises allemandes et françaises, Rapport de recherche commun de la Deutsche Bundesbank et de la Banque de France
- SCEES (1988).**- Pluriactivité de la population agricole en 1987, *Collection de statistique agricole*, N°279, 51 p.
- SCEES (1992).**- Moins d'un million d'exploitations agricoles en 1990, *Agreste – Analyses et Etudes*, N°15, 63 p.
- SCEES (1993).**- RICA : Rapport annuel 1991, *Agreste – Analyses et Etudes*, N°22, 79 p.
- SCEES (1994a).**- RICA : Rapport annuel 1992, *Agreste – Analyses et Etudes*, N°25, 80 p.
- SCEES (1994b).**- 800 000 exploitations agricoles en 1993, *Agreste – Analyses et Etudes*, N°30, 63 p.
- SCEES (1995).**- RICA : Résultats économiques des exploitations agricoles en 1993, *Agreste – Analyses et Etudes*, N°31, 64 p.
- SCEES (1996).**- Résultats économiques des exploitations agricoles en 1994 : Réseau d'information comptable agricole, *Agreste – Cahiers*, N°3-4, 72 p.
- SCEES (1997a).**- Résultats économiques des exploitations agricoles en 1995 : Réseau d'information comptable agricole, *Agreste – Cahiers*, N°19-20, 66 p.
- SCEES (1997b).**- Enquête sur la structure des exploitations agricoles : principaux résultats 1990-1993-1995, *Agreste – Données Chiffrées Agriculture*, N°97, p.

- SCEES (1998a).**- Résultats économiques des exploitations agricoles en 1996 : Réseau d'information comptable agricole, *Agreste – Cahiers*, N°31-32, 64 p.
- SCEES (1998b).**- Enquête sur la structure des exploitations agricoles et volet bois en 1997, *Agreste – Données Chiffrées Agriculture*, N°112, 102 p.
- SCEES (1999).**- Résultats économiques des exploitations agricoles en 1997 : Réseau d'information comptable agricole, *Agreste – Cahiers*, N°38-39, 63 p.
- SCHMITT Günther (1989).**- Farms, farm households, and productivity of resource use in agriculture, *European Review of Agricultural Economics*, vol. 16, pp. 257-284
- SCHUBERT Khateline (1996).**- *Macroéconomie : Comportements et croissance*, Vuibert, 304 p.
- SEVESTRE Patrick (1992).**- L'économétrie sur données individuelles-temporelles : une note introductive, INSEE, Document de travail du Département des Etudes Economiques d'Ensemble N°G9204
- SEVESTRE Patrick (2002).**- *Econométrie des données de panel*, Dunod, 211 p.
- SIMON Yves [Ed.] (1997).**- *Encyclopédie des marchés financiers*, 2 tomes, Economica, 2139 p.
- SIMPSON Wayne et KAPITANY Marilyn (1983).**- The Off-Farm Work Behavior of Farm Operators, *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 65, pp. 801-805
- SINGH Inderjit, SQUIRE Lyn et STRAUSS John (1986a).**- A Survey of Agricultural Household Models: Recent Findings and Policy Implications, *The World Bank Economic Review*, vol. 1(1), pp. 149-179
- SINGH Inderjit, SQUIRE Lyn et STRAUSS John [Eds] (1986b).**- *Agricultural Household Models: Extensions, Applications and Policy*, John Hopkins University Press, 335 p.
- SKOUFIAS Emmanuel (1994).**- Using Shadow Wages to Estimate Labor Supply of Agricultural Households, *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 76, pp. 215-227
- SONODA Tadashi et MARUYAMA Yoshihiro (1999).**- Effects of the Internal Wage on Output Supply: A Structural Estimation for Japanese Rice Farmers, *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 81, pp. 131-143
- STALLMANN Judith I. et NELSON James H. (1995).**- Employment History and Off-Farm Employment of Farm Operators, *Journal of Agricultural and Applied Economics*, vol. 27, pp. 475-487

- STIGLITZ Joseph E. (1990).**- Peer Monitoring and Credit Markets, *World Bank Economic Review*, vol. 4, pp. 351-366
- STIGLITZ Joseph. E. et WEISS Andrew (1981).**- Credit Rationing in Markets with Imperfect Information, *American Economic Review*, vol. 71, pp. 393-410
- STIGLITZ Joseph. E. et WEISS Andrew (1983).**- Incentive Effects of Termination: Applications to the Credit and Labor Markets, *American Economic Review*, vol. 72, pp. 912-927
- STRAUSS John (1986).**- The Theory and Comparative Statics of Agricultural Household Models: A General Approach, in SINGH Inderjit, SQUIRE Lyn et STRAUSS John [Eds] (1986b), *Agricultural Household Models: Extensions, Applications and Policy*, John Hopkins University Press, pp. 71-91
- SUMNER Daniel A. (1982).**- The Off-Farm Labor Supply of Farmers, *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 64, pp. 499-510
- SUMNER Daniel A. (1991).**- Useful Directions for Research on Multiple Job-Holding among Farm Families, in HALLBERG Milton C., FINDEIS Jill L. et LASS Daniel A. [Eds], *Multiple Job-holding among Farm Families*, Iowa State University Press, pp. 149-160
- SWINNEN Johan F.M. et GOW Hamish R. (1999).**- Agricultural credit problems and policies during the transition to a market economy in Central and Eastern Europe, *Food Policy*, vol. 24, pp. 21-47
- TAVERNIER Edmund M., TEMEL Tugrul T. et LI Farong (1997).**- The Role of Farm Ownership in Off-Farm Work Participation, *Agricultural and Resource Economics Review*, vol. 26(1), pp. 67-81
- THIJSSSEN Geert (1988).**- Estimating a labour supply function of farm households, *European Review of Agricultural Economics*, vol. 15 , pp. 67-78
- THIJSSSEN Geert (1996).**- Farmers' Investment Behavior: An Empirical Assessment of Two Specifications of Expectations, *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 78 , pp. 166-174
- TOKLE J.G. et HUFFMAN Wallace E. (1991).**- Local Economic Conditions and Wage Labor Decisions of Farms and Rural Nonfarm Couples, *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 73, pp. 652-670

- VARENNE Francis (2000).**- La pluriactivité en agriculture : aspects juridiques, fiscaux et sociaux, *Chambres d'Agriculture*, N° 888, pp. 13-42
- VARIAN Hal R. (1994).**- *Introduction à la microéconomie*, 3^{ème} édition, De Boeck, 723 p.
- VARIAN Hal R. (1995).**- *Analyse microéconomique*, 3^{ème} édition, De Boeck, 509 p.
- VERT Eric (1985).**- Les revenus non agricoles des agriculteurs, choix ou nécessité, *Economie et statistique*, N° 182, pp. 11-21
- VILLIEU Patrick (1997).**- *Macro-économie : Consommation et épargne*, La Découverte, 122 p.
- WEBER Guglielmo (1993).**- Earnings-Related Borrowing Restrictions : Empirical Evidence from a Pseudo-Panel for the UK, *Annales d'Economie et Statistique*, N° 29, pp. 157-173
- WEERSINK Alfons, NICHOLSON Charles et WEERHEWA Jeeveka (1998).**- Multiple job holdings among dairy farm families in New York and Ontario, *Agricultural Economics*, vol. 18, pp. 127-143
- WEISS Christoph R. (1997).**- Do they come back again? The symmetry and reversibility of off-farm employment, *European Review of Agricultural Economics*, vol. 24, pp. 65-84
- WEISS Christoph R. (1999).**- Farm Growth and Survival: Econometric Evidence for Individual Farms in Upper Austria, *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 81, pp. 103-116
- WHITED Toni M. (1992).**- Debt, Liquidity Constraints, and Corporate Investment : Evidence from Panel Data, *Journal of Finance*, vol. 47, pp. 1425-1460
- WOLDEHANNA Tassew, LANSINK Alfons Oude et PEERLINGS Jack (2000).**- Off-farm work Decisions on Dutch crop farms and the 1992 and Agenda 2000 CAP reforms, *Agricultural Economics*, vol. 22, pp. 163-171

ANNEXES

Annexe I :
Caractéristiques générales
De l'exploitation

A.- ENSEMBLE DES EXPLOITATIONS

ENSEMBLE DES EXPLOITATIONS		Années							All
		1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	
Effectifs	Sum	1712.00	1712.00	1712.00	1712.00	1712.00	1712.00	1712.00	11984.00
SAU totale (ha)	Mean	52.45	53.86	56.71	58.24	59.56	60.36	61.44	57.52
.SAU en FVD (ha)	Mean	15.77	16.53	17.20	17.97	18.72	19.28	19.98	17.92
Effectifs animaux (UGB)	Mean	40.44	41.60	43.06	44.82	49.85	49.34	50.19	45.61
Marge brute standard (UCE)	Mean	54.39	55.95	55.71	57.09	58.40	58.58	60.20	57.19
Nombre total d UTA	Mean	1.67	1.68	1.66	1.68	1.68	1.68	1.70	1.68
.Nombre d UTA non salariales	Mean	1.36	1.36	1.36	1.36	1.36	1.35	1.35	1.36
Produit brut	Mean	112.86	110.70	104.08	109.00	112.68	114.64	117.14	111.58
Revenu agricole brut	Mean	34.01	33.62	30.16	35.58	36.87	36.29	37.99	34.93

B.- STATUT EN MATIERE D'EMPLOI EN 1991

EXPLOITATIONS MONOACTIVES EN 1991		Années							All
		1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	
Effectifs	Sum	1359.00	1359.00	1359.00	1359.00	1359.00	1359.00	1359.00	9513.00
SAU totale (ha)	Mean	51.65	52.96	55.59	57.24	58.48	59.05	59.84	56.40
.SAU en FVD (ha)	Mean	15.67	16.46	17.21	17.97	18.69	19.16	19.92	17.87
Effectifs animaux (UGB)	Mean	43.31	44.33	45.87	47.32	52.85	52.78	53.51	48.57
Marge brute standard (UCE)	Mean	54.90	56.46	55.97	57.26	58.99	58.66	60.12	57.48
Nombre total d UTA	Mean	1.72	1.73	1.72	1.73	1.73	1.74	1.75	1.73
.Nombre d UTA non salariales	Mean	1.41	1.41	1.41	1.41	1.42	1.41	1.41	1.41
Produit brut	Mean	114.77	112.83	106.10	110.87	114.35	115.58	117.83	113.19
Revenu agricole brut	Mean	34.74	34.96	31.20	36.23	37.75	36.63	38.28	35.68

EXPLOITATIONS PLURIACTIVES EN 1991		Années							All
		1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	
Effectifs	Sum	353.00	353.00	353.00	353.00	353.00	353.00	353.00	2471.00
SAU totale (ha)	Mean	55.51	57.33	61.02	62.12	63.71	65.40	67.62	61.82
.SAU en FVD (ha)	Mean	16.13	16.81	17.15	17.97	18.81	19.72	20.22	18.12
Effectifs animaux (UGB)	Mean	29.39	31.10	32.21	35.22	38.28	36.10	37.39	34.24
Marge brute standard (UCE)	Mean	52.46	54.02	54.70	56.43	56.15	58.27	60.49	56.07
Nombre total d UTA	Mean	1.48	1.50	1.46	1.46	1.46	1.47	1.50	1.48
.Nombre d UTA non salariales	Mean	1.16	1.16	1.15	1.13	1.14	1.14	1.14	1.14
Produit brut	Mean	105.52	102.49	96.28	101.80	106.26	111.01	114.46	105.40
Revenu agricole brut	Mean	31.21	28.44	26.17	33.08	33.50	35.01	36.84	32.04

C.- STATUT EN MATIERE D'EMPLOI EN 1997

EXPLOITATIONS MONOACTIVES EN 1997		Années							All
		1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	
Effectifs	Sum	1332.00	1332.00	1332.00	1332.00	1332.00	1332.00	1332.00	9324.00
SAU totale (ha)	Mean	51.35	52.65	55.11	56.77	57.99	58.59	59.31	55.97
.SAU en FVD (ha)	Mean	15.81	16.52	17.20	17.85	18.55	19.09	19.78	17.83
Effectifs animaux (UGB)	Mean	43.66	44.74	46.40	48.08	53.65	53.80	54.43	49.25
Marge brute standard (UCE)	Mean	54.49	55.53	55.13	56.47	58.01	57.74	58.93	56.61
Nombre total d UTA	Mean	1.71	1.72	1.71	1.73	1.73	1.73	1.74	1.73
.Nombre d UTA non salaries	Mean	1.40	1.41	1.41	1.41	1.42	1.41	1.41	1.41
Produit brut	Mean	113.48	112.07	105.17	109.92	113.42	114.79	116.83	112.24
Revenu agricole brut	Mean	34.51	34.74	31.01	36.18	37.68	36.53	38.25	35.56

EXPLOITATIONS PLURIACTIVES EN 1997		Années							All
		1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	
Effectifs	Sum	380.00	380.00	380.00	380.00	380.00	380.00	380.00	2660.00
SAU totale (ha)	Mean	56.32	58.11	62.30	63.40	65.07	66.56	68.90	62.95
.SAU en FVD (ha)	Mean	15.62	16.56	17.20	18.40	19.30	19.92	20.69	18.24
Effectifs animaux (UGB)	Mean	29.14	30.62	31.33	33.41	36.52	33.71	35.32	32.86
Marge brute standard (UCE)	Mean	54.04	57.45	57.74	59.24	59.78	61.54	64.64	59.21
Nombre total d UTA	Mean	1.51	1.53	1.50	1.50	1.49	1.51	1.55	1.51
.Nombre d UTA non salaries	Mean	1.20	1.19	1.18	1.17	1.16	1.15	1.15	1.17
Produit brut	Mean	110.69	105.90	100.23	105.79	110.07	114.08	118.20	109.28
Revenu agricole brut	Mean	32.27	29.68	27.16	33.49	34.07	35.45	37.07	32.74

D.- STATUT DES EXPLOITATIONS EN MATIERE D'EMPLOI EN 1991 et 1997

EXPLOITATIONS MONOACTIVES EN 1991 ET 1997		Années							All
		1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	
Effectifs	Sum	1257.00	1257.00	1257.00	1257.00	1257.00	1257.00	1257.00	8799.00
SAU totale (ha)	Mean	51.31	52.60	55.14	56.75	57.98	58.51	59.26	55.94
.SAU en FVD (ha)	Mean	15.84	16.60	17.31	17.93	18.63	19.10	19.82	17.89
Effectifs animaux (UGB)	Mean	44.53	45.58	47.31	48.88	54.61	54.57	55.22	50.10
Marge brute standard (UCE)	Mean	54.52	55.47	55.07	56.33	57.83	57.46	58.67	56.48
Nombre total d UTA	Mean	1.71	1.73	1.72	1.73	1.73	1.74	1.75	1.73
.Nombre d UTA non salaries	Mean	1.42	1.42	1.42	1.42	1.43	1.42	1.42	1.42
Produit brut	Mean	113.56	112.05	105.36	110.03	113.25	114.36	116.44	112.15
Revenu agricole brut	Mean	34.48	34.87	31.17	36.12	37.57	36.46	38.07	35.53

Annexe I : **Caractéristiques générales de l'exploitation**

EXPLOITATIONS PLURIACTIVES EN 1991 UNIQUEMENT		Années							All
		1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	
Effectifs	Sum	75.00	75.00	75.00	75.00	75.00	75.00	75.00	525.00
SAU totale (ha)	Mean	51.87	53.42	54.67	57.09	58.16	59.99	60.30	56.50
.SAU en FVD (ha)	Mean	15.19	15.21	15.37	16.45	17.22	18.88	19.20	16.79
Effectifs animaux (UGB)	Mean	29.13	30.63	31.23	34.70	37.52	40.95	41.27	35.06
Marge brute standard (UCE)	Mean	54.11	56.41	56.17	58.88	60.99	62.40	63.39	58.91
Nombre total d UTA	Mean	1.67	1.69	1.60	1.59	1.63	1.62	1.65	1.63
.Nombre d UTA non salaries	Mean	1.18	1.19	1.17	1.15	1.21	1.20	1.21	1.19
Produit brut	Mean	112.13	112.34	101.97	107.97	116.27	122.14	123.40	113.75
Revenu agricole brut	Mean	34.96	32.63	28.31	37.19	39.43	37.64	41.28	35.92

EXPLOITATIONS PLURIACTIVES EN 1997 UNIQUEMENT		Années							All
		1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	
Effectifs	Sum	102.00	102.00	102.00	102.00	102.00	102.00	102.00	714.00
SAU totale (ha)	Mean	55.84	57.35	61.14	63.21	64.69	65.78	67.02	62.15
.SAU en FVD (ha)	Mean	13.55	14.71	16.00	18.47	19.46	19.85	21.21	17.61
Effectifs animaux (UGB)	Mean	28.28	28.98	28.21	28.07	31.17	30.76	32.50	29.71
Marge brute standard (UCE)	Mean	59.58	68.55	67.10	68.72	73.26	73.50	78.09	69.83
Nombre total d UTA	Mean	1.74	1.74	1.71	1.71	1.69	1.71	1.78	1.73
.Nombre d UTA non salaries	Mean	1.34	1.32	1.31	1.28	1.26	1.23	1.23	1.28
Produit brut	Mean	129.63	122.45	115.18	121.21	127.82	130.63	134.98	125.99
Revenu agricole brut	Mean	37.92	36.15	31.45	37.63	39.98	38.61	40.96	37.53

EXPLOITATIONS PLURIACTIVES EN 1991 et 1997		Années							All
		1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	
Effectifs	Sum	278.00	278.00	278.00	278.00	278.00	278.00	278.00	1946.00
SAU totale (ha)	Mean	56.50	58.39	62.73	63.47	65.21	66.85	69.60	63.25
.SAU en FVD (ha)	Mean	16.38	17.24	17.63	18.38	19.25	19.95	20.49	18.47
Effectifs animaux (UGB)	Mean	29.46	31.22	32.48	35.36	38.49	34.79	36.35	34.02
Marge brute standard (UCE)	Mean	52.01	53.38	54.31	55.77	54.84	57.16	59.70	55.31
Nombre total d UTA	Mean	1.43	1.45	1.42	1.42	1.42	1.44	1.46	1.43
.Nombre d UTA non salaries	Mean	1.15	1.15	1.14	1.13	1.12	1.12	1.12	1.13
Produit brut	Mean	103.74	99.83	94.75	100.14	103.56	108.01	112.05	103.15
Revenu agricole brut	Mean	30.20	27.31	25.59	31.97	31.90	34.29	35.64	30.99

Annexe II :
Eléments du bilan

A.- ENSEMBLE DES EXPLOITATIONS

ENSEMBLE DES EXPLOITATIONS		Années							All
		1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	
Effectifs	Sum	1712.00	1712.00	1712.00	1712.00	1712.00	1712.00	1712.00	11984.00
Actif immobilise	Mean	174.32	169.58	162.92	164.21	166.01	169.59	170.75	168.20
.Immobilisations incorporelles	Mean	0.51	0.95	0.90	0.95	1.00	1.02	1.08	0.92
.Immobilisations corporelles	Mean	169.49	164.04	157.38	158.58	160.17	163.49	164.59	162.54
..Foncier	Mean	58.85	57.86	57.32	59.73	61.11	65.51	67.69	61.15
..Batiments	Mean	30.99	30.86	29.34	29.68	28.27	27.79	26.97	29.13
..Materiel	Mean	42.53	39.07	35.19	32.91	33.58	34.24	34.22	35.96
..Plantations	Mean	7.42	6.97	6.82	6.47	7.28	6.99	6.78	6.96
..Animaux reproducteurs	Mean	23.79	23.65	23.58	24.27	24.16	23.46	23.14	23.72
..Autres immobilisations corporelles	Mean	5.91	5.64	5.12	5.52	5.78	5.50	5.79	5.61
.Immobilisations financieres	Mean	4.32	4.59	4.64	4.69	4.84	5.07	5.08	4.75
Actif circulant	Mean	80.09	79.73	77.31	80.54	84.73	86.14	88.41	82.42
.Stocks et encours de production	Mean	53.56	53.58	51.92	53.09	55.45	56.92	59.02	54.79
.Valeurs realisables	Mean	17.65	17.48	17.11	19.03	20.73	20.88	20.71	19.08
.Valeurs disponibles	Mean	8.89	8.67	8.28	8.42	8.55	8.34	8.68	8.55
Regularisation Actif	Mean	0.55	0.55	0.50	0.51	0.48	0.51	0.51	0.52
TOTAL ACTIF	Mean	254.96	249.86	240.73	245.25	251.22	256.23	259.68	251.13
Capitaux permanents	Mean	168.78	165.70	161.04	168.39	173.88	180.15	184.51	171.78
Endettement total	Mean	86.12	84.11	79.61	76.83	77.31	75.80	75.08	79.27
.Dettes financieres LMT	Mean	59.93	58.12	53.86	51.05	49.54	48.33	47.76	52.66
.Dettes financieres CT	Mean	4.14	4.32	4.31	3.75	3.97	3.92	3.58	4.00
.Comptes financiers	Mean	4.53	4.41	4.69	4.62	4.86	4.46	4.90	4.64
.Comptes de tiers	Mean	17.52	17.26	16.75	17.40	18.95	19.09	18.84	17.97
Regularisation Passif	Mean	0.07	0.06	0.07	0.04	0.03	0.28	0.08	0.09
TOTAL PASSIF	Mean	254.96	249.86	240.72	245.25	251.22	256.23	259.67	251.13

B.- STATUT DES EXPLOITATIONS EN MATIERE D'EMPLOI EN 1991

EXPLOITATIONS MONOACTIVES EN 1991		Années							All
		1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	
Effectifs	Sum	1359.00	1359.00	1359.00	1359.00	1359.00	1359.00	1359.00	9513.00
Actif immobilise	Mean	176.58	170.88	164.06	165.49	166.71	168.81	170.07	168.94
.Immobilisations incorporelles	Mean	0.52	0.98	0.92	0.95	0.99	1.03	1.11	0.93
.Immobilisations corporelles	Mean	171.81	165.37	158.55	159.91	160.93	162.73	163.91	163.32
..Foncier	Mean	58.48	57.58	57.07	59.27	60.68	64.45	66.98	60.64
..Batiments	Mean	32.36	31.92	30.11	30.38	28.69	27.80	26.84	29.73
..Materiel	Mean	42.73	38.91	34.94	32.90	33.40	33.60	33.38	35.70
..Plantations	Mean	7.27	6.78	6.57	6.24	7.01	6.67	6.43	6.71
..Animaux reproducteurs	Mean	25.24	24.87	24.76	25.51	25.35	24.71	24.39	24.97
..Autres immobilisations corporelles	Mean	5.73	5.31	5.10	5.61	5.81	5.50	5.90	5.57
.Immobilisations financieres	Mean	4.25	4.52	4.58	4.63	4.79	5.05	5.05	4.70
Actif circulant	Mean	80.76	81.18	79.01	82.28	86.54	87.95	89.85	83.94
.Stocks et encours de production	Mean	54.50	55.16	53.65	54.80	57.54	58.96	60.82	56.49
.Valeurs realisables	Mean	17.62	17.36	17.03	18.91	20.58	20.62	20.45	18.94
.Valeurs disponibles	Mean	8.64	8.66	8.33	8.57	8.42	8.37	8.58	8.51
Regularisation Actif	Mean	0.49	0.59	0.55	0.55	0.52	0.54	0.55	0.54
TOTAL ACTIF	Mean	257.84	252.65	243.62	248.31	253.77	257.30	260.47	253.42
Capitaux permanents	Mean	171.02	168.26	163.48	171.27	176.32	181.92	186.43	174.10
Endettement total	Mean	86.76	84.33	80.06	76.99	77.42	75.03	73.93	79.22
.Dettes financieres LMT	Mean	60.43	58.47	54.32	51.24	49.47	47.75	46.90	52.66
.Dettes financieres CT	Mean	4.04	4.33	4.34	3.82	3.92	3.96	3.56	3.99
.Comptes financiers	Mean	4.60	4.52	4.66	4.49	5.13	4.47	4.90	4.68
.Comptes de tiers	Mean	17.69	17.00	16.74	17.44	18.90	18.85	18.58	17.89
Regularisation Passif	Mean	0.06	0.06	0.08	0.04	0.03	0.35	0.09	0.10
TOTAL PASSIF	Mean	257.84	252.65	243.61	248.31	253.77	257.30	260.45	253.42

EXPLOITATIONS PLURIACTIVES EN 1991		Années							All
		1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	
Effectifs	Sum	353.00	353.00	353.00	353.00	353.00	353.00	353.00	2471.00
Actif immobilise	Mean	165.62	164.59	158.51	159.28	163.32	172.58	173.39	165.33
.Immobilisations incorporelles	Mean	0.47	0.83	0.80	0.92	1.02	0.99	0.99	0.86
.Immobilisations corporelles	Mean	160.58	158.92	152.86	153.44	157.25	166.44	167.18	159.53
..Foncier	Mean	60.30	58.97	58.30	61.48	62.77	69.57	70.44	63.12
..Batiments	Mean	25.70	26.78	26.39	27.03	26.64	27.74	27.47	26.82
..Materiel	Mean	41.78	39.68	36.16	32.91	34.30	36.70	37.45	37.00
..Plantations	Mean	8.01	7.69	7.75	7.35	8.31	8.24	8.10	7.92
..Animaux reproducteurs	Mean	18.22	18.92	19.05	19.48	19.60	18.69	18.37	18.90
..Autres immobilisations corporelles	Mean	6.57	6.90	5.21	5.20	5.64	5.49	5.36	5.77
.Immobilisations financieres	Mean	4.57	4.84	4.86	4.91	5.04	5.15	5.22	4.94
Actif circulant	Mean	77.51	74.14	70.76	73.84	77.75	79.16	82.89	76.58
.Stocks et encours de production	Mean	49.91	47.51	45.24	46.50	47.42	49.08	52.12	48.25
.Valeurs realisables	Mean	17.75	17.93	17.42	19.50	21.30	21.87	21.72	19.64
.Valeurs disponibles	Mean	9.85	8.69	8.10	7.85	9.04	8.21	9.06	8.68
Regularisation Actif	Mean	0.76	0.39	0.30	0.38	0.33	0.38	0.37	0.42
TOTAL ACTIF	Mean	243.89	239.12	229.58	233.50	241.41	252.12	256.65	242.32
Capitaux permanents	Mean	160.13	155.81	151.64	157.30	164.48	173.32	177.12	162.83
Endettement total	Mean	83.65	83.26	77.90	76.19	76.92	78.77	79.48	79.45
.Dettes financieres LMT	Mean	57.99	56.77	52.11	50.32	49.79	50.55	51.07	52.66
.Dettes financieres CT	Mean	4.51	4.26	4.20	3.48	4.18	3.80	3.66	4.01
.Comptes financiers	Mean	4.26	3.96	4.83	5.13	3.82	4.42	4.91	4.48
.Comptes de tiers	Mean	16.89	18.26	16.77	17.26	19.14	20.01	19.84	18.31
Regularisation Passif	Mean	0.10	0.05	0.04	0.01	0.01	0.03	0.05	0.04
TOTAL PASSIF	Mean	243.89	239.12	229.58	233.50	241.41	252.12	256.65	242.32

C.- STATUT DES EXPLOITATIONS EN MATIERE D'EMPLOI EN 1997

EXPLOITATIONS MONOACTIVES EN 1997		Années							All
		1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	
Effectifs	Sum	1332.00	1332.00	1332.00	1332.00	1332.00	1332.00	1332.00	9324.00
Actif immobilise	Mean	176.98	171.90	164.30	165.31	166.71	170.29	171.01	169.50
.Immobilisations incorporelles	Mean	0.50	0.91	0.84	0.88	0.92	0.91	0.99	0.85
.Immobilisations corporelles	Mean	172.27	166.48	158.90	159.83	161.03	164.32	164.94	163.97
..Foncier	Mean	59.14	58.14	57.46	59.40	60.69	65.82	68.26	61.27
..Batiments	Mean	31.85	31.69	29.70	30.01	28.62	28.00	27.03	29.56
..Materiel	Mean	42.22	38.74	34.66	32.52	32.95	33.05	32.80	35.28
..Plantations	Mean	7.46	7.06	6.82	6.42	7.19	6.89	6.57	6.92
..Animaux reproducteurs	Mean	25.59	25.16	25.05	25.71	25.56	24.89	24.52	25.21
..Autres immobilisations corporelles	Mean	6.00	5.70	5.20	5.76	6.01	5.66	5.77	5.73
.Immobilisations financieres	Mean	4.21	4.50	4.56	4.60	4.77	5.06	5.07	4.68
Actif circulant	Mean	81.10	81.91	79.37	82.50	86.84	88.38	90.19	84.33
.Stocks et encours de production	Mean	54.64	55.97	54.25	55.35	57.97	59.44	61.23	56.98
.Valeurs realisables	Mean	17.70	17.25	16.68	18.68	20.39	20.56	20.37	18.80
.Valeurs disponibles	Mean	8.76	8.69	8.43	8.47	8.48	8.39	8.60	8.54
Regularisation Actif	Mean	0.50	0.59	0.53	0.53	0.51	0.52	0.51	0.53
TOTAL ACTIF	Mean	258.58	254.40	244.20	248.34	254.06	259.19	261.71	254.36
Capitaux permanents	Mean	173.32	170.31	164.66	172.25	177.46	184.47	188.41	175.84
Endettement total	Mean	85.19	84.02	79.45	76.04	76.57	74.67	73.20	78.45
.Dettes financieres LMT	Mean	59.60	58.35	54.12	50.72	48.95	47.66	46.63	52.29
.Dettes financieres CT	Mean	3.91	4.24	4.37	3.84	3.84	3.98	3.53	3.96
.Comptes financiers	Mean	4.46	4.48	4.67	4.50	5.07	4.39	4.77	4.62
.Comptes de tiers	Mean	17.22	16.94	16.29	16.98	18.71	18.64	18.27	17.58
Regularisation Passif	Mean	0.07	0.07	0.08	0.05	0.03	0.05	0.09	0.06
TOTAL PASSIF	Mean	258.58	254.39	244.20	248.34	254.06	259.19	261.70	254.35

EXPLOITATIONS PLURIACTIVES EN 1997		Années							All
		1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	
Effectifs	Sum	380.00	380.00	380.00	380.00	380.00	380.00	380.00	2660.00
Actif immobilise	Mean	164.99	161.47	158.06	160.35	163.57	167.12	169.86	163.63
.Immobilisations incorporelles	Mean	0.53	1.08	1.08	1.16	1.28	1.42	1.39	1.14
.Immobilisations corporelles	Mean	159.77	155.49	152.07	154.19	157.19	160.61	163.35	157.53
..Foncier	Mean	57.84	56.91	56.86	60.88	62.57	64.39	65.71	60.74
..Batiments	Mean	27.96	27.93	28.09	28.54	27.03	27.05	26.75	27.62
..Materiel	Mean	43.63	40.21	37.07	34.25	35.82	38.42	39.20	38.37
..Plantations	Mean	7.31	6.67	6.79	6.63	7.56	7.32	7.50	7.11
..Animaux reproducteurs	Mean	17.46	18.35	18.42	19.21	19.26	18.48	18.33	18.50
..Autres immobilisations corporelles	Mean	5.58	5.42	4.83	4.69	4.94	4.95	5.85	5.18
.Immobilisations financieres	Mean	4.69	4.89	4.91	4.99	5.10	5.09	5.12	4.97
Actif circulant	Mean	76.58	72.09	70.09	73.67	77.34	78.28	82.18	75.75
.Stocks et encours de production	Mean	49.77	45.20	43.73	45.16	46.62	48.10	51.31	47.13
.Valeurs realisables	Mean	17.47	18.30	18.61	20.26	21.91	22.00	21.91	20.07
.Valeurs disponibles	Mean	9.34	8.59	7.75	8.25	8.80	8.18	8.96	8.55
Regularisation Actif	Mean	0.71	0.41	0.38	0.43	0.37	0.46	0.51	0.47
TOTAL ACTIF	Mean	242.28	233.96	228.54	234.45	241.28	245.85	252.56	239.84
Capitaux permanents	Mean	152.84	149.51	148.34	154.85	161.33	165.01	170.86	157.53
Endettement total	Mean	89.38	84.43	80.17	79.58	79.94	79.75	81.64	82.13
.Dettes financieres LMT	Mean	61.09	57.33	52.96	52.20	51.59	50.66	51.70	53.93
.Dettes financieres CT	Mean	4.94	4.58	4.10	3.45	4.43	3.71	3.74	4.14
.Comptes financiers	Mean	4.77	4.14	4.78	5.05	4.14	4.71	5.36	4.71
.Comptes de tiers	Mean	18.59	18.38	18.33	18.87	19.78	20.67	20.84	19.35
Regularisation Passif	Mean	0.06	0.02	0.03	0.01	0.01	1.09	0.06	0.18
TOTAL PASSIF	Mean	242.28	233.96	228.54	234.45	241.28	245.85	252.56	239.84

D.- STATUT DES EXPLOITATIONS EN MATIERE D'EMPLOI EN 1991 et 1997

EXPLOITATIONS MONOACTIVES EN 1991 ET 1997		Années							All
		1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	
Effectifs	Sum	1257.00	1257.00	1257.00	1257.00	1257.00	1257.00	1257.00	8799.00
Actif immobilise	Mean	176.20	170.79	163.44	164.57	165.50	167.26	168.15	167.99
.Immobilisations incorporelles	Mean	0.48	0.91	0.84	0.88	0.92	0.92	1.01	0.85
.Immobilisations corporelles	Mean	171.52	165.42	158.08	159.15	159.86	161.32	162.12	162.50
..Foncier	Mean	58.53	57.71	57.01	58.92	60.11	63.82	66.34	60.35
..Batiments	Mean	31.94	31.58	29.56	29.83	28.26	27.28	26.36	29.26
..Materiel	Mean	42.13	38.50	34.48	32.53	32.87	32.91	32.57	35.14
..Plantations	Mean	7.18	6.74	6.47	6.07	6.80	6.50	6.20	6.57
..Animaux reproducteurs	Mean	26.02	25.55	25.46	26.16	25.99	25.33	24.98	25.64
..Autres immobilisations corporelles	Mean	5.72	5.33	5.09	5.64	5.83	5.48	5.66	5.54
.Immobilisations financieres	Mean	4.20	4.46	4.52	4.55	4.72	5.02	5.02	4.64
Actif circulant	Mean	80.51	81.50	79.44	82.63	86.81	88.22	89.88	84.14
.Stocks et encours de production	Mean	54.57	55.93	54.39	55.51	58.14	59.55	61.29	57.05
.Valeurs realisables	Mean	17.31	16.89	16.64	18.58	20.23	20.29	20.06	18.57
.Valeurs disponibles	Mean	8.63	8.68	8.40	8.54	8.44	8.38	8.53	8.52
Regularisation Actif	Mean	0.50	0.59	0.54	0.53	0.51	0.52	0.51	0.53
TOTAL ACTIF	Mean	257.20	252.88	243.41	247.74	252.83	256.00	258.54	252.66
Capitaux permanents	Mean	172.62	169.88	164.58	172.25	176.86	182.66	186.61	175.07
Endettement total	Mean	84.52	82.94	78.75	75.45	75.93	73.29	71.82	77.53
.Dettes financieres LMT	Mean	59.06	57.62	53.56	50.18	48.36	46.52	45.47	51.54
.Dettes financieres CT	Mean	3.92	4.26	4.40	3.90	3.92	4.03	3.56	4.00
.Comptes financiers	Mean	4.51	4.53	4.64	4.47	5.17	4.36	4.75	4.63
.Comptes de tiers	Mean	17.03	16.53	16.16	16.90	18.48	18.38	18.05	17.36
Regularisation Passif	Mean	0.06	0.06	0.08	0.05	0.03	0.06	0.09	0.06
TOTAL PASSIF	Mean	257.20	252.88	243.41	247.74	252.82	256.00	258.53	252.65

EXPLOITATIONS PLURIACTIVES EN 1991 UNIQUEMENT		Années							All
		1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	
Effectifs	Sum	75.00	75.00	75.00	75.00	75.00	75.00	75.00	525.00
Actif immobilise	Mean	190.19	190.39	178.78	177.64	187.04	221.04	218.96	194.86
.Immobilisations incorporelles	Mean	0.95	0.90	0.85	0.95	0.91	0.81	0.80	0.88
.Immobilisations corporelles	Mean	184.85	184.30	172.62	171.23	180.49	214.47	212.29	188.61
..Foncier	Mean	69.46	65.26	64.90	67.42	70.48	99.41	100.36	76.75
..Batiments	Mean	30.47	33.67	32.04	33.13	34.55	40.17	38.17	34.60
..Materiel	Mean	43.70	42.80	37.55	32.41	34.18	35.40	36.55	37.51
..Plantations	Mean	12.12	12.30	12.74	12.31	13.75	13.47	12.73	12.77
..Animaux reproducteurs	Mean	18.44	18.48	18.21	18.21	18.49	17.38	16.77	18.00
..Autres immobilisations corporelles	Mean	10.68	11.80	7.18	7.76	9.04	8.65	7.71	8.97
.Immobilisations financieres	Mean	4.39	5.20	5.31	5.46	5.64	5.76	5.88	5.38
Actif circulant	Mean	90.92	88.80	78.21	80.17	87.21	91.02	95.42	87.39
.Stocks et encours de production	Mean	55.86	56.73	51.97	52.63	55.07	57.51	60.14	55.70
.Valeurs realisables	Mean	24.26	23.19	17.25	20.31	23.00	25.10	25.52	22.66
.Valeurs disponibles	Mean	10.80	8.88	8.99	7.23	9.14	8.40	9.76	9.03
Regularisation Actif	Mean	0.62	0.67	0.44	0.52	0.51	0.59	0.43	0.54
TOTAL ACTIF	Mean	281.73	279.86	257.43	258.33	274.75	312.64	314.82	282.79
Capitaux permanents	Mean	185.11	177.51	166.00	172.27	187.59	214.74	218.47	188.81
Endettement total	Mean	96.45	102.12	91.34	86.05	87.17	97.90	96.34	93.91
.Dettes financieres LMT	Mean	68.69	70.46	63.55	59.83	58.81	66.92	66.14	64.91
.Dettes financieres CT	Mean	3.61	3.96	3.98	2.87	2.56	3.16	3.02	3.31
.Comptes financiers	Mean	3.74	3.79	5.21	4.96	3.29	4.89	5.12	4.43
.Comptes de tiers	Mean	20.41	23.91	18.60	18.40	22.52	22.94	22.06	21.26
Regularisation Passif	Mean	0.17	0.22	0.09	0.00	0.00	0.00	0.00	0.07
TOTAL PASSIF	Mean	281.73	279.86	257.43	258.33	274.75	312.64	314.82	282.79

EXPLOITATIONS PLURIACTIVES EN 1997 UNIQUEMENT		Années							All
		1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	
Effectifs	Sum	102.00	102.00	102.00	102.00	102.00	102.00	102.00	714.00
Actif immobilisé	Mean	181.36	171.93	171.73	176.77	181.70	187.87	193.74	180.73
.Immobilisations incorporelles	Mean	1.04	1.83	1.90	1.85	1.90	2.46	2.34	1.90
.Immobilisations corporelles	Mean	175.43	164.81	164.43	169.32	174.11	180.05	186.06	173.46
..Foncier	Mean	57.87	55.94	57.79	63.61	67.71	72.20	74.82	64.28
..Batiments	Mean	37.60	36.15	36.85	37.13	33.91	34.28	32.68	35.51
..Materiel	Mean	50.08	43.95	40.60	37.53	39.90	42.13	43.32	42.50
..Plantations	Mean	8.42	7.28	7.84	8.31	9.53	8.69	9.27	8.48
..Animaux reproducteurs	Mean	15.54	16.49	16.09	17.55	17.52	16.95	17.06	16.74
..Autres immobilisations corporelles	Mean	5.91	5.01	5.26	5.19	5.54	5.81	5.91	5.95
.Immobilisations financières	Mean	4.88	5.30	5.40	5.61	5.68	5.37	5.34	5.37
Actif circulant	Mean	83.88	77.26	73.75	77.85	83.14	84.58	89.47	81.42
.Stocks et encours de production	Mean	53.75	45.66	44.58	46.04	50.07	51.64	55.00	49.53
.Valeurs réalisables	Mean	21.48	23.17	21.75	22.92	24.83	24.70	25.24	23.44
.Valeurs disponibles	Mean	8.66	8.44	7.42	8.89	8.24	8.24	9.23	8.45
Regularisation Actif	Mean	0.48	0.67	0.69	0.67	0.59	0.81	0.97	0.70
TOTAL ACTIF	Mean	265.72	249.86	246.17	255.29	265.43	273.27	284.19	262.85
Capitaux permanents	Mean	151.32	148.30	149.92	159.21	169.74	172.82	184.18	162.21
Endettement total	Mean	114.40	101.48	96.23	96.07	95.69	96.50	99.96	100.05
.Dettes financières LMT	Mean	77.38	68.92	63.70	64.33	63.14	62.98	64.51	66.42
.Dettes financières CT	Mean	5.44	5.23	3.67	2.93	3.91	3.01	3.49	3.95
.Comptes financiers	Mean	5.77	4.49	4.93	4.70	4.63	5.86	6.75	5.30
.Comptes de tiers	Mean	25.80	22.84	23.92	24.12	24.02	24.64	25.21	24.37
Regularisation Passif	Mean	0.00	0.08	0.02	0.00	0.00	3.95	0.05	0.59
TOTAL PASSIF	Mean	265.72	249.86	246.17	255.29	265.43	273.27	284.19	262.85

EXPLOITATIONS PLURIACTIVES EN 1991 ET 1997		Années							All
		1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	
Effectifs	Sum	278.00	278.00	278.00	278.00	278.00	278.00	278.00	1946.00
Actif immobilisé	Mean	158.99	157.63	153.05	154.32	156.92	159.50	161.10	157.36
.Immobilisations incorporelles	Mean	0.34	0.81	0.78	0.91	1.05	1.04	1.04	0.85
.Immobilisations corporelles	Mean	154.03	152.08	147.53	148.64	150.99	153.48	155.01	151.68
..Foncier	Mean	57.83	57.27	56.51	59.88	60.69	61.52	62.37	59.44
..Batiments	Mean	24.42	24.92	24.87	25.38	24.51	24.39	24.58	24.72
..Materiel	Mean	41.26	38.84	35.78	33.05	34.33	37.05	37.69	36.86
..Plantations	Mean	6.90	6.44	6.41	6.01	6.84	6.82	6.85	6.61
..Animaux reproducteurs	Mean	18.16	19.04	19.28	19.82	19.90	19.04	18.80	19.15
..Autres immobilisations corporelles	Mean	5.46	5.57	4.68	4.50	4.72	4.64	4.72	4.90
.Immobilisations financières	Mean	4.62	4.74	4.74	4.77	4.88	4.99	5.04	4.82
Actif circulant	Mean	73.89	70.19	68.75	72.13	75.20	75.96	79.51	73.66
.Stocks et encours de production	Mean	48.31	45.03	43.42	44.84	45.36	46.81	49.95	46.24
.Valeurs réalisables	Mean	16.00	16.52	17.46	19.28	20.84	21.00	20.69	18.83
.Valeurs disponibles	Mean	9.59	8.65	7.86	8.01	9.01	8.15	8.87	8.59
Regularisation Actif	Mean	0.80	0.31	0.27	0.34	0.29	0.33	0.35	0.38
TOTAL ACTIF	Mean	233.68	228.13	222.07	226.80	232.41	235.80	240.95	231.41
Capitaux permanents	Mean	153.39	149.96	147.76	153.26	158.24	162.15	165.97	155.82
Endettement total	Mean	80.20	78.17	74.27	73.53	74.16	73.61	74.92	75.55
.Dettes financières LMT	Mean	55.11	53.08	49.02	47.75	47.35	46.13	47.00	49.35
.Dettes financières CT	Mean	4.76	4.34	4.25	3.65	4.61	3.97	3.83	4.20
.Comptes financiers	Mean	4.40	4.01	4.73	5.18	3.96	4.29	4.86	4.49
.Comptes de tiers	Mean	15.94	16.74	16.27	16.95	18.23	19.21	19.24	17.51
Regularisation Passif	Mean	0.08	0.00	0.03	0.01	0.01	0.04	0.06	0.03
TOTAL PASSIF	Mean	233.68	228.13	222.07	226.80	232.41	235.80	240.95	231.41

Annexe III :
Tableau de financement

A.- ENSEMBLE DES EXPLOITATIONS

ENSEMBLE DES EXPLOITATIONS		Années							All
		1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	
Effectifs	Sum	1712.00	1712.00	1712.00	1712.00	1712.00	1712.00	1712.00	11984.00
(1) TOTAL RESSOURCES DURABLES	Mean	52.33	48.81	43.08	50.55	52.61	53.03	54.70	50.73
Capacite d autofinancement	Mean	34.39	33.67	30.38	36.07	37.28	36.63	38.12	35.22
Nouvelles dettes financieres	Mean	15.03	12.13	10.19	11.73	12.11	12.68	12.63	12.36
Cessions d immobilisations	Mean	2.29	2.48	1.92	2.26	2.81	3.21	3.50	2.64
Subventions d equipement recues	Mean	0.62	0.54	0.60	0.48	0.42	0.51	0.45	0.52
(2) TOTAL DES EMPLOIS STABLES	Mean	51.05	47.87	44.50	47.03	49.50	51.86	52.38	49.17
Acquisition d immobilisations	Mean	19.05	16.12	14.08	14.11	18.07	17.96	16.25	16.52
Aug. stock animaux reproducteurs	Mean	0.20	0.32	0.50	1.11	0.28	-0.32	0.04	0.30
Prelevements primes	Mean	19.82	18.84	16.80	17.65	18.32	21.01	23.41	19.40
Remboursement de dettes financieres	Mean	11.88	12.67	13.13	14.13	12.82	13.20	12.70	12.93
Charges a repartir	Mean	0.10	-0.07	-0.00	0.03	0.01	0.02	-0.00	0.01
(3) VAR. DU FONDS DE ROULEMENT NET (1-2)	Mean	1.28	0.94	-1.42	3.52	3.11	1.17	2.32	1.56
(4) VAR. DU BESOIN EN FDS DE ROULEMENT	Mean	1.90	1.10	-0.91	3.49	3.06	0.88	2.34	1.69
.dont variation stocks	Mean	1.07	0.77	-0.45	1.99	3.05	1.10	1.95	1.36
.dont variation realisable	Mean	0.95	0.33	-0.53	2.41	1.81	0.40	0.20	0.79
.dont variation dettes non financieres	Mean	-0.26	-0.10	0.14	-0.91	-1.79	-0.38	-0.04	-0.48
(5) VARIATION DE TRESORERIE NETTE (3-4)	Mean	-0.62	-0.16	-0.51	0.03	0.06	0.29	-0.02	-0.13
INVESTISSEMENT TOTAL	Mean	16.96	13.95	12.66	12.96	15.55	14.42	12.78	14.18
INVESTISSEMENT CORPOREL HORS FONCIER	Mean	13.87	11.70	10.57	10.69	13.14	12.45	11.60	12.00
INVESTISSEMENT FONCIER	Mean	2.61	1.77	1.86	2.01	2.07	1.57	0.97	1.84

B.- STATUT DES EXPLOITATIONS EN MATIERE D'EMPLOI EN 1991

EXPLOITATIONS MONOACTIVES EN 1991		Années							All
		1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	
Effectifs	Sum	1359.00	1359.00	1359.00	1359.00	1359.00	1359.00	1359.00	9513.00
(1) TOTAL RESSOURCES DURABLES	Mean	52.79	49.80	43.76	51.31	53.13	52.72	54.67	51.17
Capacite d autofinancement	Mean	35.07	34.99	31.33	36.70	38.15	36.92	38.39	35.94
Nouvelles dettes financieres	Mean	14.92	11.86	10.06	11.90	11.77	12.17	12.27	12.14
Cessions d immobilisations	Mean	2.20	2.56	1.86	2.25	2.81	3.16	3.63	2.64
Subventions d equipement recues	Mean	0.60	0.39	0.51	0.46	0.41	0.46	0.38	0.46
(2) TOTAL DES EMPLOIS STABLES	Mean	52.51	47.83	44.90	47.67	50.17	51.44	52.53	49.58
Acquisition d immobilisations	Mean	19.36	15.68	13.87	13.82	17.51	16.83	15.66	16.10
Aug. stock animaux reproducteurs	Mean	0.16	0.14	0.45	1.19	0.22	-0.24	0.05	0.28
Prelevements privés	Mean	21.27	19.58	17.68	18.09	19.69	21.66	24.26	20.32
Remboursement de dettes financieres	Mean	11.71	12.42	12.91	14.55	12.73	13.17	12.57	12.86
Charges a repartir	Mean	0.02	0.01	-0.00	0.03	0.02	0.02	-0.01	0.01
(3) VAR. DU FONDS DE ROULEMENT NET (1-2)	Mean	0.28	1.97	-1.14	3.64	2.96	1.28	2.14	1.59
(4) VAR. DU BESOIN EN FDS DE ROULEMENT	Mean	1.05	1.97	-0.81	3.44	3.52	0.61	2.25	1.72
.dont variation stocks	Mean	0.55	1.31	-0.20	2.04	3.44	0.84	1.71	1.38
.dont variation realisable	Mean	0.84	0.27	-0.44	2.39	1.79	0.28	0.27	0.77
.dont variation dettes non financieres	Mean	-0.53	0.30	-0.11	-0.97	-1.71	-0.20	0.00	-0.46
(5) VARIATION DE TRESORERIE NETTE (3-4)	Mean	-0.76	0.01	-0.33	0.20	-0.56	0.67	-0.11	-0.13
INVESTISSEMENT TOTAL	Mean	17.31	13.26	12.46	12.75	14.92	13.43	12.08	13.75
INVESTISSEMENT CORPOREL HORS FONCIER	Mean	14.06	11.06	10.23	10.80	12.60	11.68	11.13	11.65
INVESTISSEMENT FONCIER	Mean	2.79	1.70	1.99	1.73	1.99	1.31	0.75	1.75

EXPLOITATIONS PLURIACTIVES EN 1991		Années							All
		1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	
Effectifs	Sum	353.00	353.00	353.00	353.00	353.00	353.00	353.00	2471.00
(1) TOTAL RESSOURCES DURABLES	Mean	50.54	45.00	40.46	47.62	50.61	54.20	54.80	49.03
Capacite d autofinancement	Mean	31.74	28.56	26.72	33.65	33.91	35.52	37.08	32.45
Nouvelles dettes financieres	Mean	15.44	13.16	10.70	11.09	13.44	14.63	14.02	13.21
Cessions d immobilisations	Mean	2.65	2.18	2.12	2.30	2.79	3.40	3.01	2.63
Subventions d equipement recues	Mean	0.71	1.10	0.92	0.58	0.47	0.66	0.70	0.73
(2) TOTAL DES EMPLOIS STABLES	Mean	45.43	48.04	42.95	44.57	46.91	53.48	51.80	47.60
Acquisition d immobilisations	Mean	17.87	17.80	14.88	15.23	20.22	22.30	18.51	18.12
Aug. stock animaux reproducteurs	Mean	0.37	1.00	0.68	0.84	0.50	-0.67	-0.02	0.38
Prelevements privés	Mean	14.23	15.99	13.41	15.96	13.04	18.52	20.14	15.90
Remboursement de dettes financieres	Mean	12.56	13.64	13.98	12.52	13.17	13.31	13.17	13.19
Charges a repartir	Mean	0.40	-0.39	-0.01	0.03	-0.02	0.02	0.01	0.01
(3) VAR. DU FONDS DE ROULEMENT NET (1-2)	Mean	5.12	-3.04	-2.49	3.05	3.70	0.73	3.00	1.44
(4) VAR. DU BESOIN EN FDS DE ROULEMENT	Mean	5.19	-2.25	-1.29	3.67	1.27	1.90	2.66	1.59
.dont variation stocks	Mean	3.09	-1.32	-1.38	1.82	1.53	2.11	2.91	1.25
.dont variation realisable	Mean	1.34	0.57	-0.87	2.47	1.86	0.82	-0.09	0.87
.dont variation dettes non financieres	Mean	0.79	-1.65	1.08	-0.70	-2.07	-1.07	-0.19	-0.54
(5) VARIATION DE TRESORERIE NETTE (3-4)	Mean	-0.07	-0.79	-1.20	-0.63	2.43	-1.17	0.34	-0.16
INVESTISSEMENT TOTAL	Mean	15.59	16.62	13.45	13.77	17.93	18.23	15.48	15.87
INVESTISSEMENT CORPOREL HORS FONCIER	Mean	13.13	14.16	11.91	10.24	15.24	15.41	13.43	13.36
INVESTISSEMENT FONCIER	Mean	1.91	2.04	1.35	3.09	2.37	2.57	1.84	2.17

C.- STATUT DES EXPLOITATIONS EN MATIERE D'EMPLOI EN 1997

EXPLOITATIONS MONOACTIVES EN 1997		Années							All
		1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	
Effectifs	Sum	1332.00	1332.00	1332.00	1332.00	1332.00	1332.00	1332.00	9324.00
(1) TOTAL RESSOURCES DURABLES	Mean	52.04	49.80	43.31	50.24	52.90	52.72	54.04	50.72
Capacite d autofinancement	Mean	34.86	34.78	31.13	36.64	38.14	36.86	38.33	35.82
Nouvelles dettes financieres	Mean	14.40	12.25	9.66	11.01	11.67	12.41	11.71	11.87
Cessions d immobilisations	Mean	2.16	2.24	1.97	2.18	2.70	2.95	3.59	2.54
Subventions d equipement recues	Mean	0.62	0.53	0.56	0.41	0.39	0.50	0.41	0.49
(2) TOTAL DES EMPLOIS STABLES	Mean	51.90	47.86	44.46	46.69	50.04	51.00	52.13	49.15
Acquisition d immobilisations	Mean	18.73	16.25	13.25	13.24	17.49	16.86	15.15	15.85
Aug. stock animaux reproducteurs	Mean	0.20	0.06	0.46	1.09	0.25	-0.26	0.01	0.26
Prelevements primes	Mean	21.40	19.44	18.30	18.34	19.56	21.47	24.62	20.45
Remboursement de dettes financieres	Mean	11.54	12.10	12.46	13.99	12.71	12.92	12.35	12.58
Charges a repartir	Mean	0.02	0.00	-0.01	0.03	0.02	0.01	-0.00	0.01
(3) VAR. DU FONDS DE ROULEMENT NET (1-2)	Mean	0.15	1.94	-1.15	3.55	2.87	1.72	1.92	1.57
(4) VAR. DU BESOIN EN FDS DE ROULEMENT	Mean	0.91	2.15	-0.85	3.62	3.12	1.08	1.93	1.71
.dont variation stocks	Mean	0.58	2.01	-0.39	1.99	3.33	0.83	1.66	1.43
.dont variation realisable	Mean	0.71	0.13	-0.67	2.56	1.75	0.42	0.20	0.73
.dont variation dettes non financieres	Mean	-0.54	-0.07	0.25	-0.94	-1.96	-0.15	0.09	-0.48
(5) VARIATION DE TRESORERIE NETTE (3-4)	Mean	-0.77	-0.20	-0.30	-0.07	-0.25	0.63	-0.01	-0.14
INVESTISSEMENT TOTAL	Mean	16.77	14.07	11.75	12.16	15.04	13.64	11.56	13.57
INVESTISSEMENT CORPOREL HORS FONCIER	Mean	13.92	11.80	9.71	10.44	12.82	11.80	10.59	11.58
INVESTISSEMENT FONCIER	Mean	2.38	1.74	1.81	1.46	1.87	1.42	0.76	1.63

EXPLOITATIONS PLURIACTIVES EN 1997		Années							All
		1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	
Effectifs	Sum	380.00	380.00	380.00	380.00	380.00	380.00	380.00	2660.00
(1) TOTAL RESSOURCES DURABLES	Mean	53.34	45.33	42.26	51.63	51.58	54.10	56.98	50.75
Capacite d autofinancement	Mean	32.73	29.75	27.74	34.08	34.24	35.82	37.40	33.11
Nouvelles dettes financieres	Mean	17.24	11.70	12.06	14.27	13.64	13.63	15.84	14.06
Cessions d immobilisations	Mean	2.76	3.32	1.73	2.55	3.18	4.12	3.18	2.98
Subventions d equipement recues	Mean	0.61	0.56	0.73	0.73	0.53	0.52	0.56	0.60
(2) TOTAL DES EMPLOIS STABLES	Mean	48.09	47.91	44.64	48.21	47.61	54.85	53.27	49.23
Acquisition d immobilisations	Mean	20.18	15.66	16.97	17.14	20.11	21.80	20.09	18.85
Aug. stock animaux reproducteurs	Mean	0.21	1.21	0.64	1.18	0.39	-0.54	0.15	0.46
Prelevements primes	Mean	14.25	16.71	11.54	15.23	13.95	19.38	19.14	15.74
Remboursement de dettes financieres	Mean	13.08	14.66	15.48	14.64	13.18	14.15	13.91	14.16
Charges a repartir	Mean	0.38	-0.31	0.01	0.02	-0.02	0.06	-0.02	0.02
(3) VAR. DU FONDS DE ROULEMENT NET (1-2)	Mean	5.25	-2.59	-2.37	3.42	3.97	-0.76	3.72	1.52
(4) VAR. DU BESOIN EN FDS DE ROULEMENT	Mean	5.35	-2.57	-1.10	3.04	2.84	0.16	3.77	1.64
.dont variation stocks	Mean	2.79	-3.55	-0.63	1.98	2.07	2.04	2.98	1.10
.dont variation realisable	Mean	1.79	1.04	-0.03	1.87	2.00	0.30	0.17	1.02
.dont variation dettes non financieres	Mean	0.73	-0.23	-0.24	-0.83	-1.19	-1.17	-0.48	-0.49
(5) VARIATION DE TRESORERIE NETTE (3-4)	Mean	-0.11	-0.02	-1.27	0.38	1.13	-0.92	-0.05	-0.12
INVESTISSEMENT TOTAL	Mean	17.63	13.54	15.88	15.77	17.32	17.14	17.05	16.33
INVESTISSEMENT CORPOREL HORS FONCIER	Mean	13.68	11.32	13.60	11.54	14.28	14.74	15.17	13.48
INVESTISSEMENT FONCIER	Mean	3.41	1.88	2.04	3.96	2.76	2.08	1.71	2.55

D.- STATUT DES EXPLOITATIONS EN MATIERE D'EMPLOI EN 1991 et 1997

EXPLOITATIONS MONOACTIVES EN 1991 ET 1997		Années							All
		1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	
Effectifs	Sum	1257.00	1257.00	1257.00	1257.00	1257.00	1257.00	1257.00	8799.00
(1) TOTAL RESSOURCES DURABLES	Mean	51.85	49.59	43.48	50.22	52.72	52.07	53.73	50.52
Capacite d autofinancement	Mean	34.84	34.91	31.30	36.60	38.01	36.79	38.12	35.80
Nouvelles dettes financieres	Mean	14.29	12.02	9.76	11.02	11.61	11.88	11.67	11.75
Cessions d immobilisations	Mean	2.11	2.25	1.92	2.20	2.73	2.94	3.58	2.53
Subventions d equipement recues	Mean	0.60	0.41	0.51	0.41	0.37	0.46	0.36	0.44
(2) TOTAL DES EMPLOIS STABLES	Mean	51.94	47.31	44.33	46.69	49.98	50.39	51.99	48.95
Acquisition d immobilisations	Mean	18.35	15.80	13.23	13.24	17.10	16.15	14.96	15.55
Aug. stock animaux reproducteurs	Mean	0.20	0.04	0.48	1.14	0.22	-0.23	0.03	0.27
Prelevements privés	Mean	21.83	19.43	18.21	18.30	19.96	21.54	24.76	20.58
Remboursement de dettes financieres	Mean	11.54	12.03	12.41	13.97	12.67	12.93	12.25	12.54
Charges a repartir	Mean	0.02	0.00	-0.00	0.03	0.03	0.01	-0.00	0.01
(3) VAR. DU FONDS DE ROULEMENT NET (1-2)	Mean	-0.09	2.29	-0.85	3.53	2.74	1.68	1.73	1.58
(4) VAR. DU BESOIN EN FDS DE ROULEMENT	Mean	0.73	2.39	-0.60	3.48	3.25	0.88	1.85	1.71
.dont variation stocks	Mean	0.45	2.00	-0.21	2.02	3.34	0.72	1.62	1.42
.dont variation realisable	Mean	0.66	0.17	-0.34	2.47	1.72	0.31	0.18	0.74
.dont variation dettes non financieres	Mean	-0.56	0.14	-0.03	-1.00	-1.81	-0.14	0.08	-0.48
(5) VARIATION DE TRESORERIE NETTE (3-4)	Mean	-0.81	-0.09	-0.25	0.05	-0.51	0.80	-0.11	-0.13
INVESTISSEMENT TOTAL	Mean	16.44	13.59	11.79	12.18	14.59	12.98	11.41	13.28
INVESTISSEMENT CORPOREL HORS FONCIER	Mean	13.68	11.31	9.76	10.52	12.48	11.34	10.51	11.37
INVESTISSEMENT FONCIER	Mean	2.32	1.78	1.82	1.42	1.76	1.20	0.70	1.57

EXPLOITATIONS PLURIACTIVES EN 1991 UNIQUEMENT		Années							All
		1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	
Effectifs	Sum	75.00	75.00	75.00	75.00	75.00	75.00	75.00	525.00
(1) TOTAL RESSOURCES DURABLES	Mean	55.23	53.30	40.54	50.62	56.05	63.61	59.36	54.10
Capacite d autofinancement	Mean	35.13	32.64	28.29	37.36	40.39	38.05	41.74	36.23
Nouvelles dettes financieres	Mean	16.20	16.05	8.04	10.89	12.80	21.22	12.42	13.95
Cessions d immobilisations	Mean	2.97	2.03	2.82	1.81	2.16	3.16	3.83	2.68
Subventions d equipement recues	Mean	0.93	2.58	1.39	0.56	0.70	1.18	1.37	1.25
(2) TOTAL DES EMPLOIS STABLES	Mean	51.18	57.09	46.69	46.73	51.01	61.28	54.36	52.62
Acquisition d immobilisations	Mean	25.10	23.83	13.61	13.27	24.00	28.78	18.32	20.99
Aug. stock animaux reproducteurs	Mean	0.17	0.37	0.15	0.32	0.72	-0.86	-0.35	0.07
Prelevements privés	Mean	14.27	19.62	19.72	18.95	12.89	20.43	22.39	18.32
Remboursement de dettes financieres	Mean	11.64	13.30	13.23	14.21	13.40	12.90	13.98	13.24
Charges a repartir	Mean	0.00	-0.02	-0.02	-0.02	0.00	0.03	0.02	-0.00
(3) VAR. DU FONDS DE ROULEMENT NET (1-2)	Mean	4.06	-3.79	-6.14	3.88	5.03	2.33	5.00	1.48
(4) VAR. DU BESOIN EN FDS DE ROULEMENT	Mean	4.02	-1.89	-5.03	5.98	0.89	4.54	3.31	1.69
.dont variation stocks	Mean	2.83	2.13	-3.57	1.56	3.02	2.39	2.39	1.56
.dont variation realisable	Mean	1.38	-0.55	-6.13	4.00	2.27	2.37	0.54	0.55
.dont variation dettes non financieres	Mean	-0.22	-3.44	4.78	0.21	-4.40	-0.46	0.24	-0.47
(5) VARIATION DE TRESORERIE NETTE (3-4)	Mean	0.03	-1.90	-1.11	-2.10	4.14	-2.21	1.69	-0.21
INVESTISSEMENT TOTAL	Mean	22.30	22.17	10.94	11.78	22.56	24.76	14.14	18.38
INVESTISSEMENT CORPOREL HORS FONCIER	Mean	18.01	20.06	8.95	9.16	18.51	19.39	11.98	15.15
INVESTISSEMENT FONCIER	Mean	3.23	1.08	1.62	2.08	3.66	5.11	1.81	2.66

EXPLOITATIONS PLURIACTIVES EN 1997 UNIQUEMENT		Années							All
		1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	
Effectifs	Sum	102.00	102.00	102.00	102.00	102.00	102.00	102.00	714.00
(1) TOTAL RESSOURCES DURABLES	Mean	64.41	52.33	47.24	64.78	58.23	60.73	66.29	59.14
Capacite d autofinancement	Mean	37.91	36.00	31.68	37.99	39.87	38.52	41.72	37.67
Nouvelles dettes financieres	Mean	22.70	9.84	13.83	22.80	13.73	15.76	19.65	16.90
Cessions d immobilisations	Mean	3.30	6.32	1.18	2.85	3.77	5.92	4.27	3.94
Subventions d equipement recues	Mean	0.49	0.18	0.55	1.12	0.86	0.53	0.65	0.63
(2) TOTAL DES EMPLOIS STABLES	Mean	59.59	54.23	51.97	59.73	52.53	64.35	59.14	57.36
Acquisition d immobilisations	Mean	31.78	14.26	21.71	20.90	22.57	25.22	24.25	22.96
Aug. stock animaux reproducteurs	Mean	-0.37	1.30	0.14	1.74	0.25	-0.33	0.36	0.44
Prelevements privs	Mean	14.33	21.32	11.08	15.45	16.33	23.13	18.08	17.10
Remboursement de dettes financieres	Mean	13.84	17.19	19.01	21.67	13.40	16.13	16.50	16.82
Charges a repartir	Mean	0.02	0.15	0.03	-0.02	-0.01	0.20	-0.06	0.04
(3) VAR. DU FONDS DE ROULEMENT NET (1-2)	Mean	4.82	-1.90	-4.73	5.05	5.70	-3.62	7.15	1.78
(4) VAR. DU BESOIN EN FDS DE ROULEMENT	Mean	4.94	-3.16	-3.34	3.01	6.86	-2.64	7.25	1.85
.dont variation stocks	Mean	1.79	-7.11	-0.19	2.23	4.67	2.20	2.78	0.91
.dont variation realisable	Mean	3.03	1.49	-1.62	1.35	2.70	0.01	1.32	1.18
.dont variation dettes non financieres	Mean	-0.17	2.32	-1.13	-0.54	-0.49	-1.01	-0.95	-0.28
(5) VARIATION DE TRESORERIE NETTE (3-4)	Mean	-0.12	1.26	-1.39	2.04	-1.15	-0.98	-0.10	-0.06
INVESTISSEMENT TOTAL	Mean	28.11	9.25	20.67	19.78	19.05	18.97	20.35	19.45
INVESTISSEMENT CORPOREL HORS FONCIER	Mean	18.75	7.92	16.02	14.29	14.07	15.86	18.84	15.11
INVESTISSEMENT FONCIER	Mean	8.49	0.73	4.13	5.59	4.78	2.61	1.32	3.95

EXPLOITATIONS PLURIACTIVES EN 1991 ET 1997		Années							All
		1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	
Effectifs	Sum	278.00	278.00	278.00	278.00	278.00	278.00	278.00	1946.00
(1) TOTAL RESSOURCES DURABLES	Mean	49.28	42.76	40.44	46.81	49.14	51.66	53.57	47.67
Capacite d autofinancement	Mean	30.83	27.46	26.30	32.65	32.17	34.83	35.82	31.44
Nouvelles dettes financieres	Mean	15.24	12.39	11.41	11.14	13.61	12.85	14.45	13.01
Cessions d immobilisations	Mean	2.56	2.22	1.93	2.44	2.96	3.46	2.78	2.62
Subventions d equipement recues	Mean	0.65	0.69	0.79	0.59	0.41	0.52	0.52	0.60
(2) TOTAL DES EMPLOIS STABLES	Mean	43.87	45.60	41.95	43.99	45.81	51.37	51.11	46.24
Acquisition d immobilisations	Mean	15.92	16.17	15.23	15.76	19.20	20.55	18.56	17.34
Aug. stock animaux reproducteurs	Mean	0.42	1.17	0.83	0.97	0.44	-0.62	0.07	0.47
Prelevements privs	Mean	14.22	15.01	11.71	15.15	13.08	18.00	19.53	15.24
Remboursement de dettes financieres	Mean	12.80	13.73	14.19	12.06	13.10	13.42	12.95	13.18
Charges a repartir	Mean	0.51	-0.48	-0.00	0.04	-0.02	0.02	0.00	0.01
(3) VAR. DU FONDS DE ROULEMENT NET (1-2)	Mean	5.40	-2.84	-1.51	2.82	3.33	0.29	2.46	1.42
(4) VAR. DU BESOIN EN FDS DE ROULEMENT	Mean	5.50	-2.35	-0.28	3.05	1.37	1.19	2.49	1.57
.dont variation stocks	Mean	3.16	-2.24	-0.79	1.89	1.12	1.99	3.05	1.17
.dont variation realisable	Mean	1.33	0.88	0.55	2.06	1.74	0.40	-0.26	0.96
.dont variation dettes non financieres	Mean	1.06	-1.17	0.08	-0.94	-1.44	-1.23	-0.31	-0.56
(5) VARIATION DE TRESORERIE NETTE (3-4)	Mean	-0.10	-0.49	-1.23	-0.23	1.97	-0.90	-0.03	-0.14
INVESTISSEMENT TOTAL	Mean	13.78	15.12	14.12	14.30	16.69	16.47	15.84	15.19
INVESTISSEMENT CORPOREL HORS FONCIER	Mean	11.82	12.56	12.71	10.54	14.36	14.33	13.82	12.88
INVESTISSEMENT FONCIER	Mean	1.55	2.30	1.28	3.36	2.02	1.88	1.85	2.04

Annexe IV :
Soldes intermédiaires de gestion

A.- ENSEMBLE DES EXPLOITATIONS

ENSEMBLE DES EXPLOITATIONS		Années							All
		1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	
Effectifs	Sum	1712.00	1712.00	1712.00	1712.00	1712.00	1712.00	1712.00	11984.00
Production vendue	Mean	106.77	101.97	90.56	90.96	92.44	94.82	96.83	96.33
+ Production stockee	Mean	1.62	2.17	0.12	2.50	2.49	0.64	1.82	1.62
+ Production immobilisee	Mean	1.03	1.26	1.01	0.95	1.01	0.80	0.76	0.97
+ Production autoconsommee	Mean	0.90	0.82	0.78	0.77	0.74	0.71	0.80	0.79
+ Travaux a facon	Mean	0.55	0.45	0.42	0.36	0.41	0.42	0.35	0.42
+ Produits residuels	Mean	0.06	0.06	0.04	0.04	0.05	0.06	0.04	0.05
+ Pension d animaux	Mean	0.05	0.02	0.02	0.04	0.03	0.02	0.01	0.03
+ Terres louees pretes a semer	Mean	0.01	0.01	0.02	0.02	0.05	0.05	0.06	0.03
+ Agritourisme	Mean	0.02	0.02	0.06	0.04	0.03	0.06	0.07	0.04
+ Autres locations	Mean	0.04	0.01	0.02	0.02	0.05	0.07	0.07	0.04
+ Autres produits d act. annexes	Mean	0.45	0.47	0.54	0.67	0.62	0.57	0.62	0.56
- Achats d animaux	Mean	4.06	4.60	4.30	4.45	4.09	3.62	3.50	4.09
= PRODUCTION NETTE DES ACHATS D ANIMAUX	Mean	107.44	102.66	89.30	91.92	93.82	94.60	97.93	96.81
- Consommations intermediaires	Mean	49.73	48.53	46.15	46.21	48.23	50.06	50.71	48.52
- Loyers et fermages	Mean	5.76	5.47	5.29	5.35	5.52	5.60	5.56	5.51
- Assurances	Mean	2.88	3.01	3.01	3.11	3.18	3.34	3.34	3.12
+ Rabais, remises, ristournes obtenus	Mean	0.12	0.10	0.08	0.07	0.08	0.09	0.13	0.10
= VALEUR AJOUTEE PRODUITE	Mean	49.20	45.76	34.94	37.32	36.99	35.68	38.45	39.76
+ Rembt forfaitaire de TVA	Mean	0.03	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02
+ Subventions d exploitations	Mean	3.78	6.10	12.71	15.47	17.54	18.37	17.49	13.07
+ Indemnites d assurance	Mean	0.41	0.80	0.99	0.73	0.37	0.66	0.65	0.66
- Impots et taxes	Mean	3.52	2.59	1.98	1.80	1.76	1.92	1.79	2.19
- Frais de personnel	Mean	4.11	4.46	4.31	4.43	4.56	4.79	5.05	4.53
- Charges sociales du personnel	Mean	1.27	1.35	1.35	1.43	1.47	1.35	1.36	1.37
= EXCEDENT BRUT D EXPLOITATION	Mean	44.52	44.30	41.02	45.87	47.13	46.68	48.41	45.42
+ Transferts de charges	Mean	0.18	0.19	0.26	0.20	0.18	0.19	0.30	0.21
+ Autres produits de gestion courante	Mean	0.54	0.49	0.40	0.30	0.34	0.39	0.28	0.39
- Dotation aux amortissements	Mean	15.33	15.46	15.08	14.56	14.60	14.54	14.65	14.89
= RESULTAT D EXPLOITATION	Mean	29.91	29.51	26.59	31.81	33.06	32.71	34.34	31.13
+ Produits financiers	Mean	0.35	0.33	0.31	0.28	0.32	0.32	0.35	0.32
- Charges financieres	Mean	5.91	5.79	5.49	5.02	4.65	4.35	4.06	5.04
= RESULTAT COURANT AVANT IMPOT	Mean	24.35	24.05	21.41	27.08	28.72	28.68	30.63	26.42
+ Produits except. de gestion	Mean	0.45	0.23	0.25	0.37	0.28	0.36	0.24	0.31
+ Produits de cession d elts d actif	Mean	2.29	2.48	1.92	2.26	2.81	3.21	3.50	2.64
+ Quote-part de subv. d investissement	Mean	0.41	0.46	0.45	0.47	0.48	0.48	0.49	0.46
+ Autres produits exceptionnels	Mean	0.20	0.18	0.26	0.38	0.46	0.25	0.22	0.28
- Charges exceptionnelles de gestion	Mean	0.18	0.21	0.17	0.18	0.18	0.17	0.16	0.18
- Valeur cptble des elts d actif cedes	Mean	1.35	1.43	1.16	1.23	1.53	1.40	1.35	1.35
- Autres charges exceptionnelles	Mean	0.09	0.15	0.13	0.07	0.17	0.10	0.16	0.12
= RESULTAT DE L EXERCICE	Mean	26.09	25.60	22.84	29.06	30.88	31.31	33.41	28.46

B.- STATUT DES EXPLOITATIONS EN MATIERE D'EMPLOI EN 1991

EXPLOITATIONS MONOACTIVES EN 1991		Années							All
		1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	
Effectifs	Sum	1359.00	1359.00	1359.00	1359.00	1359.00	1359.00	1359.00	9513.00
Production vendue	Mean	109.08	104.31	93.23	93.29	94.80	97.22	98.92	98.69
+ Production stockee	Mean	1.05	2.43	0.39	2.68	2.84	0.52	1.67	1.65
+ Production immobilisee	Mean	1.09	1.08	1.04	0.98	0.95	0.57	0.77	0.93
+ Production autoconsommee	Mean	0.97	0.87	0.79	0.82	0.80	0.76	0.82	0.83
+ Travaux a facon	Mean	0.56	0.48	0.45	0.38	0.40	0.43	0.37	0.44
+ Produits residuels	Mean	0.07	0.05	0.05	0.05	0.06	0.06	0.04	0.05
+ Pension d animaux	Mean	0.06	0.02	0.02	0.03	0.03	0.02	0.01	0.03
+ Terres louees pretes a semer	Mean	0.01	0.01	0.02	0.03	0.06	0.06	0.06	0.04
+ Agritourisme	Mean	0.03	0.03	0.07	0.04	0.03	0.04	0.05	0.04
+ Autres locations	Mean	0.02	0.01	0.01	0.02	0.06	0.07	0.08	0.04
+ Autres produits d act. annexes	Mean	0.48	0.46	0.49	0.62	0.53	0.54	0.54	0.52
- Achats d animaux	Mean	4.08	4.60	4.28	4.39	4.20	3.81	3.69	4.15
= PRODUCTION NETTE DES ACHATS D ANIMAUX	Mean	109.36	105.14	92.29	94.55	96.36	96.49	99.62	99.12
- Consommations intermediaires	Mean	50.96	49.35	47.14	47.33	48.86	50.57	51.12	49.33
- Loyers et fermages	Mean	5.78	5.46	5.23	5.29	5.47	5.54	5.46	5.46
- Assurances	Mean	2.86	3.01	3.02	3.12	3.18	3.33	3.31	3.12
+ Rabais, remises, ristournes obtenus	Mean	0.12	0.10	0.07	0.07	0.09	0.09	0.13	0.10
= VALEUR AJOUTEE PRODUITE	Mean	49.88	47.41	36.98	38.88	38.94	37.14	39.86	41.30
+ Rembt forfaitaire de TVA	Mean	0.03	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02
+ Subventions d exploitations	Mean	3.79	5.73	11.97	14.69	16.67	17.42	16.53	12.40
+ Indemnites d assurance	Mean	0.35	0.83	0.81	0.76	0.36	0.66	0.62	0.63
- Impots et taxes	Mean	3.42	2.52	1.96	1.77	1.72	1.89	1.77	2.15
- Frais de personnel	Mean	4.03	4.33	4.21	4.36	4.54	4.74	4.96	4.45
- Charges sociales du personnel	Mean	1.24	1.32	1.31	1.42	1.47	1.34	1.34	1.35
= EXCEDENT BRUT D EXPLOITATION	Mean	45.35	45.81	42.30	46.81	48.27	47.25	48.95	46.39
+ Transferts de charges	Mean	0.20	0.17	0.23	0.20	0.17	0.17	0.27	0.20
+ Autres produits de gestion courante	Mean	0.57	0.51	0.38	0.30	0.35	0.41	0.28	0.40
- Dotation aux amortissements	Mean	15.31	15.50	15.09	14.53	14.51	14.42	14.42	14.83
= RESULTAT D EXPLOITATION	Mean	30.81	30.99	27.82	32.76	34.28	33.42	35.09	32.17
+ Produits financiers	Mean	0.36	0.33	0.31	0.29	0.33	0.32	0.36	0.33
- Charges financieres	Mean	5.96	5.84	5.54	5.10	4.68	4.36	4.03	5.07
= RESULTAT COURANT AVANT IMPOT	Mean	25.21	25.48	22.60	27.96	29.93	29.38	31.41	27.42
+ Produits except. de gestion	Mean	0.40	0.19	0.21	0.36	0.26	0.31	0.25	0.28
+ Produits de cession d elts d actif	Mean	2.20	2.56	1.86	2.25	2.81	3.16	3.63	2.64
+ Quote-part de subv. d investissement	Mean	0.41	0.44	0.43	0.44	0.44	0.45	0.45	0.44
+ Autres produits exceptionnels	Mean	0.21	0.18	0.22	0.37	0.46	0.26	0.22	0.28
- Charges exceptionnelles de gestion	Mean	0.19	0.20	0.16	0.19	0.18	0.18	0.18	0.18
- Valeur cptble des elts d actif cedes	Mean	1.34	1.47	1.17	1.23	1.57	1.37	1.35	1.36
- Autres charges exceptionnelles	Mean	0.08	0.14	0.14	0.07	0.14	0.10	0.18	0.12
= RESULTAT DE L EXERCICE	Mean	26.81	27.04	23.85	29.88	32.00	31.92	34.25	29.39

EXPLOITATIONS PLURIACTIVES EN 1991		Années							All
		1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	
Effectifs	Sum	353.00	353.00	353.00	353.00	353.00	353.00	353.00	2471.00
Production vendue	Mean	97.86	92.97	80.28	81.97	83.33	85.58	88.77	87.25
+ Production stockee	Mean	3.82	1.14	-0.91	1.83	1.11	1.10	2.38	1.50
+ Production immobilisee	Mean	0.81	1.95	0.86	0.80	1.21	1.72	0.71	1.15
+ Production autoconsommee	Mean	0.64	0.60	0.77	0.59	0.54	0.50	0.71	0.62
+ Travaux a facon	Mean	0.48	0.35	0.32	0.30	0.43	0.37	0.30	0.36
+ Produits residuels	Mean	0.02	0.12	0.02	0.03	0.02	0.05	0.04	0.04
+ Pension d animaux	Mean	0.01	0.03	0.03	0.04	0.01	0.02	0.01	0.02
+ Terres louees pretes a semer	Mean	0.00	0.01	0.03	0.01	0.01	0.02	0.09	0.02
+ Agritourisme	Mean	0.00	0.01	0.02	0.02	0.04	0.14	0.13	0.05
+ Autres locations	Mean	0.11	0.00	0.04	0.01	0.04	0.05	0.06	0.04
+ Autres produits d act. annexes	Mean	0.36	0.53	0.71	0.88	0.98	0.67	0.95	0.72
- Achats d animaux	Mean	4.01	4.58	4.38	4.67	3.67	2.87	2.76	3.85
= PRODUCTION NETTE DES ACHATS D ANIMAUX	Mean	100.09	93.14	77.79	81.79	84.05	87.33	91.39	87.94
- Consommations intermediaires	Mean	45.03	45.36	42.31	41.92	45.78	48.11	49.09	45.37
- Loyers et fermages	Mean	5.69	5.48	5.52	5.59	5.72	5.82	5.98	5.69
- Assurances	Mean	2.93	2.99	2.96	3.07	3.16	3.41	3.44	3.14
+ Rabais, remises, ristournes obtenus	Mean	0.12	0.12	0.09	0.07	0.07	0.09	0.14	0.10
= VALEUR AJOUTEE PRODUITE	Mean	46.57	39.43	27.09	31.28	29.46	30.08	33.02	33.85
+ Rembt forfaitaire de TVA	Mean	0.03	0.02	0.02	0.02	0.03	0.02	0.01	0.02
+ Subventions d exploitations	Mean	3.76	7.54	15.57	18.51	20.92	22.02	21.18	15.64
+ Indemnites d assurance	Mean	0.64	0.69	1.68	0.61	0.40	0.68	0.76	0.78
- Impots et taxes	Mean	3.87	2.82	2.08	1.95	1.92	2.04	1.85	2.36
- Frais de personnel	Mean	4.46	4.94	4.69	4.71	4.65	4.97	5.38	4.83
- Charges sociales du personnel	Mean	1.36	1.46	1.50	1.48	1.47	1.35	1.41	1.43
= EXCEDENT BRUT D EXPLOITATION	Mean	41.30	38.46	36.09	42.29	42.77	44.45	46.34	41.67
+ Transferts de charges	Mean	0.14	0.26	0.34	0.23	0.18	0.25	0.40	0.26
+ Autres produits de gestion courante	Mean	0.42	0.41	0.46	0.31	0.32	0.29	0.26	0.35
- Dotation aux amortissements	Mean	15.42	15.31	15.05	14.67	14.91	14.99	15.56	15.13
= RESULTAT D EXPLOITATION	Mean	26.44	23.81	21.85	28.16	28.36	30.00	31.44	27.15
+ Produits financiers	Mean	0.33	0.31	0.31	0.26	0.29	0.33	0.31	0.31
- Charges financieres	Mean	5.71	5.60	5.34	4.72	4.57	4.34	4.16	4.92
= RESULTAT COURANT AVANT IMPOT	Mean	21.06	18.52	16.82	23.70	24.08	25.99	27.59	22.54
+ Produits except. de gestion	Mean	0.65	0.41	0.42	0.42	0.39	0.52	0.20	0.43
+ Produits de cession d elts d actif	Mean	2.65	2.18	2.12	2.30	2.79	3.40	3.01	2.63
+ Quote-part de subv. d investissement	Mean	0.42	0.53	0.55	0.58	0.62	0.59	0.67	0.56
+ Autres produits exceptionnels	Mean	0.18	0.15	0.42	0.38	0.47	0.22	0.22	0.29
- Charges exceptionnelles de gestion	Mean	0.16	0.23	0.20	0.16	0.20	0.13	0.10	0.17
- Valeur cptble des elts d actif cedes	Mean	1.36	1.25	1.10	1.25	1.35	1.50	1.35	1.31
- Autres charges exceptionnelles	Mean	0.13	0.21	0.08	0.07	0.25	0.09	0.09	0.13
= RESULTAT DE L EXERCICE	Mean	23.30	20.09	18.94	25.90	26.55	28.98	30.16	24.85

C.- STATUT DES EXPLOITATIONS EN MATIERE D'EMPLOI EN 1997

EXPLOITATIONS MONOACTIVES EN 1997		Années							All
		1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	
Effectifs	Sum	1332.00	1332.00	1332.00	1332.00	1332.00	1332.00	1332.00	9324.00
Production vendue	Mean	107.78	102.89	92.55	92.68	94.14	96.64	97.98	97.81
+ Production stockee	Mean	1.12	3.00	0.24	2.57	2.78	0.48	1.63	1.69
+ Production immobilisee	Mean	1.10	1.30	0.95	0.90	1.00	0.80	0.83	0.98
+ Production autoconsommee	Mean	0.92	0.86	0.78	0.82	0.78	0.73	0.82	0.82
+ Travaux a facon	Mean	0.47	0.41	0.39	0.36	0.39	0.42	0.37	0.40
+ Produits residuels	Mean	0.07	0.04	0.04	0.04	0.05	0.06	0.04	0.05
+ Pension d animaux	Mean	0.06	0.02	0.02	0.04	0.03	0.01	0.00	0.03
+ Terres louees pretes a semer	Mean	0.01	0.01	0.02	0.03	0.06	0.06	0.06	0.04
+ Agritourisme	Mean	0.03	0.03	0.08	0.05	0.04	0.07	0.08	0.05
+ Autres locations	Mean	0.05	0.01	0.01	0.02	0.04	0.04	0.04	0.03
+ Autres produits d act. annexes	Mean	0.48	0.46	0.50	0.60	0.55	0.53	0.53	0.52
- Achats d animaux	Mean	4.02	4.59	4.22	4.22	4.13	3.77	3.56	4.07
= PRODUCTION NETTE DES ACHATS D ANIMAUX	Mean	108.08	104.43	91.37	93.88	95.74	96.08	98.83	98.34
- Consommations intermediaires	Mean	50.13	49.07	46.62	46.73	48.43	50.29	50.58	48.84
- Loyers et fermages	Mean	5.71	5.38	5.14	5.24	5.39	5.44	5.35	5.38
- Assurances	Mean	2.87	3.00	3.01	3.12	3.17	3.34	3.33	3.12
+ Rabais, remises, ristournes obtenus	Mean	0.12	0.10	0.08	0.07	0.09	0.09	0.13	0.10
= VALEUR AJOUTEE PRODUITE	Mean	49.48	47.08	36.68	38.86	38.83	37.11	39.70	41.11
+ Rembt forfaitaire de TVA	Mean	0.03	0.03	0.03	0.03	0.02	0.02	0.02	0.03
+ Subventions d exploitations	Mean	3.82	5.69	11.76	14.45	16.37	17.09	16.30	12.21
+ Indemnites d assurance	Mean	0.36	0.80	0.94	0.73	0.34	0.63	0.64	0.64
- Impots et taxes	Mean	3.36	2.52	1.96	1.78	1.75	1.90	1.77	2.15
- Frais de personnel	Mean	4.05	4.34	4.21	4.24	4.35	4.58	4.77	4.36
- Charges sociales du personnel	Mean	1.24	1.31	1.30	1.36	1.40	1.27	1.28	1.31
= EXCEDENT BRUT D EXPLOITATION	Mean	45.05	45.43	41.94	46.69	48.08	47.09	48.84	46.16
+ Transferts de charges	Mean	0.17	0.19	0.27	0.20	0.17	0.15	0.26	0.20
+ Autres produits de gestion courante	Mean	0.54	0.49	0.42	0.27	0.36	0.41	0.29	0.40
- Dotation aux amortissements	Mean	15.08	15.33	14.98	14.42	14.42	14.28	14.20	14.67
= RESULTAT D EXPLOITATION	Mean	30.69	30.78	27.65	32.74	34.18	33.38	35.19	32.09
+ Produits financiers	Mean	0.35	0.33	0.31	0.29	0.33	0.32	0.36	0.33
- Charges financieres	Mean	5.85	5.71	5.47	5.06	4.61	4.30	3.99	5.00
= RESULTAT COURANT AVANT IMPOT	Mean	25.19	25.40	22.50	27.97	29.90	29.39	31.56	27.42
+ Produits except. de gestion	Mean	0.41	0.19	0.21	0.35	0.27	0.31	0.22	0.28
+ Produits de cession d elts d actif	Mean	2.16	2.24	1.97	2.18	2.70	2.95	3.59	2.54
+ Quote-part de subv. d investissement	Mean	0.41	0.45	0.45	0.45	0.45	0.46	0.46	0.45
+ Autres produits exceptionnels	Mean	0.21	0.18	0.23	0.36	0.51	0.27	0.20	0.28
- Charges exceptionnelles de gestion	Mean	0.19	0.20	0.18	0.18	0.17	0.18	0.17	0.18
- Valeur cptble des elts d actif cedes	Mean	1.29	1.40	1.23	1.19	1.53	1.23	1.41	1.32
- Autres charges exceptionnelles	Mean	0.07	0.12	0.14	0.07	0.14	0.07	0.17	0.11
= RESULTAT DE L EXERCICE	Mean	26.82	26.73	23.80	29.87	31.99	31.91	34.29	29.34

EXPLOITATIONS PLURIACTIVES EN 1997		Années							All
		1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	
Effectifs	Sum	380.00	380.00	380.00	380.00	380.00	380.00	380.00	2660.00
Production vendue	Mean	103.21	98.77	83.59	84.92	86.44	88.45	92.78	91.17
+ Production stockee	Mean	3.36	-0.75	-0.27	2.27	1.45	1.19	2.49	1.39
+ Production immobilisee	Mean	0.81	1.13	1.22	1.09	1.02	0.81	0.49	0.94
+ Production autoconsommee	Mean	0.84	0.66	0.79	0.60	0.62	0.63	0.72	0.70
+ Travaux a facon	Mean	0.82	0.60	0.55	0.37	0.46	0.40	0.28	0.50
+ Produits residuels	Mean	0.02	0.12	0.03	0.04	0.05	0.05	0.04	0.05
+ Pension d animaux	Mean	0.01	0.03	0.04	0.03	0.02	0.03	0.02	0.03
+ Terres louees pretes a semer	Mean	0.00	0.01	0.03	0.01	0.01	0.02	0.09	0.02
+ Agritourisme	Mean	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.03	0.01	0.01
+ Autres locations	Mean	0.01	0.00	0.03	0.02	0.11	0.15	0.18	0.07
+ Autres produits d act. annexes	Mean	0.38	0.52	0.65	0.94	0.88	0.71	0.94	0.72
- Achats d animaux	Mean	4.22	4.63	4.59	5.24	3.95	3.08	3.28	4.14
= PRODUCTION NETTE DES ACHATS D ANIMAUX	Mean	105.23	96.47	82.06	85.05	87.11	89.40	94.77	91.44
- Consommations intermediaires	Mean	48.33	46.66	44.48	44.38	47.51	49.29	51.13	47.40
- Loyers et fermages	Mean	5.94	5.75	5.81	5.75	5.96	6.15	6.33	5.96
- Assurances	Mean	2.90	3.03	3.02	3.09	3.20	3.36	3.38	3.14
+ Rabais, remises, ristournes obtenus	Mean	0.12	0.11	0.09	0.07	0.07	0.09	0.15	0.10
= VALEUR AJOUTEE PRODUITE	Mean	48.18	41.14	28.84	31.90	30.51	30.68	34.08	35.05
+ Rembt forfaitaire de TVA	Mean	0.02	0.01	0.02	0.01	0.01	0.01	0.00	0.01
+ Subventions d exploitations	Mean	3.65	7.53	16.04	19.06	21.65	22.86	21.64	16.06
+ Indemnites d assurance	Mean	0.57	0.81	1.17	0.72	0.47	0.78	0.65	0.74
- Impots et taxes	Mean	4.05	2.81	2.07	1.88	1.80	1.99	1.84	2.35
- Frais de personnel	Mean	4.35	4.87	4.67	5.10	5.31	5.50	6.00	5.12
- Charges sociales du personnel	Mean	1.35	1.50	1.53	1.69	1.70	1.61	1.61	1.57
= EXCEDENT BRUT D EXPLOITATION	Mean	42.66	40.31	37.81	43.02	43.83	45.22	46.92	42.82
+ Transferts de charges	Mean	0.22	0.19	0.21	0.21	0.20	0.32	0.43	0.25
+ Autres produits de gestion courante	Mean	0.53	0.48	0.32	0.40	0.28	0.30	0.24	0.36
- Dotation aux amortissements	Mean	16.23	15.92	15.45	15.08	15.20	15.46	16.23	15.65
= RESULTAT D EXPLOITATION	Mean	27.18	25.05	22.89	28.56	29.11	30.38	31.35	27.79
+ Produits financiers	Mean	0.35	0.31	0.32	0.26	0.28	0.33	0.32	0.31
- Charges financieres	Mean	6.11	6.05	5.60	4.87	4.80	4.53	4.32	5.18
= RESULTAT COURANT AVANT IMPOT	Mean	21.42	19.31	17.61	23.95	24.58	26.19	27.35	22.91
+ Produits except. de gestion	Mean	0.61	0.38	0.39	0.44	0.33	0.51	0.30	0.42
+ Produits de cession d elts d actif	Mean	2.76	3.32	1.73	2.55	3.18	4.12	3.18	2.98
+ Quote-part de subv. d investissement	Mean	0.44	0.49	0.48	0.51	0.57	0.53	0.59	0.52
+ Autres produits exceptionnels	Mean	0.19	0.18	0.40	0.41	0.32	0.19	0.28	0.28
- Charges exceptionnelles de gestion	Mean	0.16	0.24	0.13	0.20	0.21	0.16	0.13	0.18
- Valeur cptble des elts d actif cedes	Mean	1.56	1.53	0.91	1.37	1.53	2.00	1.14	1.43
- Autres charges exceptionnelles	Mean	0.18	0.26	0.08	0.06	0.27	0.18	0.12	0.16
= RESULTAT DE L EXERCICE	Mean	23.52	21.66	19.48	26.23	26.98	29.20	30.32	25.34

D.- STATUT DES EXPLOITATIONS EN MATIERE D'EMPLOI EN 1991 et 1997

EXPLOITATIONS MONOACTIVES EN 1991 ET 1997		Années							All
		1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	
Effectifs	Sum	1257.00	1257.00	1257.00	1257.00	1257.00	1257.00	1257.00	8799.00
Production vendue	Mean	107.99	103.18	92.90	92.89	94.31	96.71	97.91	97.98
+ Production stockee	Mean	0.99	2.98	0.44	2.67	2.75	0.44	1.62	1.70
+ Production immobilisee	Mean	1.10	1.11	0.96	0.92	0.95	0.58	0.79	0.92
+ Production autoconsommee	Mean	0.94	0.85	0.78	0.83	0.79	0.75	0.82	0.82
+ Travaux a facon	Mean	0.46	0.42	0.38	0.36	0.37	0.42	0.37	0.39
+ Produits residuels	Mean	0.08	0.05	0.05	0.05	0.05	0.07	0.04	0.05
+ Pension d animaux	Mean	0.06	0.02	0.02	0.03	0.03	0.01	0.00	0.03
+ Terres louees pretes a semer	Mean	0.01	0.01	0.03	0.03	0.06	0.06	0.06	0.04
+ Agritourisme	Mean	0.03	0.03	0.08	0.04	0.03	0.04	0.05	0.04
+ Autres locations	Mean	0.03	0.01	0.01	0.02	0.04	0.05	0.04	0.03
+ Autres produits d act. annexes	Mean	0.47	0.43	0.45	0.52	0.49	0.50	0.50	0.48
- Achats d animaux	Mean	3.99	4.60	4.25	4.26	4.15	3.81	3.60	4.10
= PRODUCTION NETTE DES ACHATS D ANIMAUX	Mean	108.17	104.47	91.84	94.10	95.72	95.81	98.59	98.39
- Consommations intermediaires	Mean	50.49	49.15	46.85	47.04	48.51	50.10	50.56	48.96
- Loyers et fermages	Mean	5.71	5.37	5.12	5.22	5.38	5.43	5.35	5.37
- Assurances	Mean	2.84	2.99	2.99	3.10	3.16	3.30	3.30	3.10
+ Rabais, remises, ristournes obtenus	Mean	0.12	0.10	0.07	0.07	0.09	0.09	0.13	0.10
= VALEUR AJOUTEE PRODUITE	Mean	49.25	47.06	36.95	38.81	38.77	37.06	39.52	41.06
+ Rembt forfaitaire de TVA	Mean	0.03	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02
+ Subventions d exploitations	Mean	3.83	5.65	11.66	14.36	16.27	16.96	16.18	12.13
+ Indemnites d assurance	Mean	0.34	0.83	0.86	0.74	0.33	0.61	0.61	0.62
- Impots et taxes	Mean	3.35	2.49	1.94	1.75	1.70	1.86	1.75	2.12
- Frais de personnel	Mean	3.90	4.20	4.07	4.16	4.29	4.49	4.68	4.26
- Charges sociales du personnel	Mean	1.21	1.28	1.27	1.34	1.39	1.25	1.27	1.29
= EXCEDENT BRUT D EXPLOITATION	Mean	44.99	45.58	42.20	46.67	48.01	47.05	48.63	46.16
+ Transferts de charges	Mean	0.18	0.16	0.22	0.19	0.16	0.14	0.26	0.19
+ Autres produits de gestion courante	Mean	0.54	0.48	0.38	0.26	0.33	0.40	0.28	0.38
- Dotation aux amortissements	Mean	15.08	15.34	14.95	14.35	14.34	14.18	14.10	14.62
= RESULTAT D EXPLOITATION	Mean	30.63	30.89	27.85	32.77	34.17	33.41	35.08	32.11
+ Produits financiers	Mean	0.35	0.33	0.31	0.29	0.33	0.32	0.36	0.33
- Charges financieres	Mean	5.82	5.69	5.44	5.04	4.59	4.27	3.93	4.97
= RESULTAT COURANT AVANT IMPOT	Mean	25.16	25.54	22.72	28.01	29.90	29.46	31.50	27.47
+ Produits except. de gestion	Mean	0.42	0.18	0.22	0.36	0.26	0.31	0.23	0.28
+ Produits de cession d elts d actif	Mean	2.11	2.25	1.92	2.20	2.73	2.94	3.58	2.53
+ Quote-part de subv. d investissement	Mean	0.40	0.44	0.43	0.43	0.43	0.44	0.44	0.43
+ Autres produits exceptionnels	Mean	0.21	0.18	0.22	0.38	0.49	0.27	0.18	0.28
- Charges exceptionnelles de gestion	Mean	0.19	0.19	0.17	0.19	0.17	0.18	0.18	0.18
- Valeur cptble des elts d actif cedes	Mean	1.28	1.38	1.22	1.21	1.55	1.23	1.34	1.32
- Autres charges exceptionnelles	Mean	0.07	0.13	0.15	0.08	0.14	0.07	0.18	0.12
= RESULTAT DE L EXERCICE	Mean	26.76	26.89	23.97	29.91	31.94	31.94	34.23	29.38

EXPLOITATIONS PLURIACTIVES EN 1991 UNIQUEMENT		Années							All
		1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	
Effectifs	Sum	75.00	75.00	75.00	75.00	75.00	75.00	75.00	525.00
Production vendue	Mean	104.36	97.97	86.79	89.14	91.45	95.46	99.17	94.91
+ Production stockee	Mean	3.33	3.24	-3.22	0.88	3.27	1.26	1.81	1.51
+ Production immobilisee	Mean	1.06	4.52	0.71	0.62	1.81	4.54	1.50	2.11
+ Production autoconsomme	Mean	0.55	1.11	0.79	0.72	0.66	0.35	0.85	0.72
+ Travaux a facon	Mean	0.63	0.29	0.53	0.37	0.83	0.50	0.42	0.51
+ Produits residuels	Mean	0.01	0.00	0.00	0.04	0.01	0.02	0.03	0.02
+ Pension d animaux	Mean	0.00	0.00	0.02	0.06	0.00	0.00	0.00	0.01
+ Terres louees pretes a semer	Mean	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.04	0.05	0.01
+ Agritourisme	Mean	0.00	0.04	0.08	0.08	0.18	0.50	0.58	0.21
+ Autres locations	Mean	0.47	0.00	0.03	0.00	0.00	0.00	0.02	0.07
+ Autres produits d act. annexes	Mean	0.59	0.95	1.43	1.91	1.52	1.02	1.10	1.22
- Achats d animaux	Mean	4.45	4.38	3.63	3.55	3.72	3.08	2.79	3.66
= PRODUCTION NETTE DES ACHATS D ANIMAUX	Mean	106.54	103.72	83.52	90.26	96.01	100.61	102.75	97.63
- Consommations intermediaires	Mean	44.12	47.59	42.91	41.52	47.15	53.36	50.97	46.80
- Loyers et fermages	Mean	5.76	5.56	5.41	5.55	5.66	5.53	5.34	5.54
- Assurances	Mean	3.36	3.24	3.20	3.45	3.35	3.91	3.87	3.48
+ Rabais, remises, ristournes obtenus	Mean	0.15	0.14	0.12	0.07	0.09	0.08	0.12	0.11
= VALEUR AJOUTEE PRODUITE	Mean	53.45	47.47	32.12	39.81	39.94	37.89	42.69	41.91
+ Rembt forfaitaire de TVA	Mean	0.08	0.06	0.05	0.06	0.06	0.05	0.05	0.06
+ Subventions d exploitations	Mean	3.74	6.48	13.46	15.92	18.04	19.14	18.36	13.59
+ Indemnites d assurance	Mean	0.65	0.33	2.38	0.58	0.55	0.94	1.17	0.94
- Impots et taxes	Mean	3.60	2.97	2.21	2.24	2.50	2.58	2.12	2.60
- Frais de personnel	Mean	6.53	6.71	6.45	5.61	5.34	6.14	6.40	6.17
- Charges sociales du personnel	Mean	1.79	1.79	1.81	1.54	1.60	1.52	1.46	1.65
= EXCEDENT BRUT D EXPLOITATION	Mean	45.99	42.88	37.53	46.98	49.16	47.79	52.30	46.09
+ Transferts de charges	Mean	0.11	0.66	0.99	0.43	0.32	0.24	0.26	0.43
+ Autres produits de gestion courante	Mean	0.54	0.65	1.14	0.38	0.80	0.68	0.37	0.65
- Dotation aux amortissements	Mean	14.91	15.25	15.37	15.44	15.85	15.90	15.88	15.51
= RESULTAT D EXPLOITATION	Mean	31.72	28.93	24.29	32.34	34.43	32.81	37.05	31.65
+ Produits financiers	Mean	0.34	0.30	0.31	0.27	0.40	0.39	0.32	0.33
- Charges financieres	Mean	6.39	6.11	5.81	5.35	4.89	4.92	4.87	5.48
= RESULTAT COURANT AVANT IMPOT	Mean	25.66	23.12	18.79	27.26	29.94	28.28	32.50	26.51
+ Produits except. de gestion	Mean	0.16	0.34	0.15	0.21	0.37	0.33	0.06	0.23
+ Produits de cession d elts d actif	Mean	2.97	2.03	2.82	1.81	2.16	3.16	3.83	2.68
+ Quote-part de subv. d investissement	Mean	0.44	0.61	0.74	0.75	0.79	0.86	0.95	0.73
+ Autres produits exceptionnels	Mean	0.21	0.05	0.29	0.06	0.81	0.25	0.50	0.31
- Charges exceptionnelles de gestion	Mean	0.17	0.35	0.45	0.08	0.13	0.09	0.10	0.20
- Valeur cptble des elts d actif cedes	Mean	1.41	1.65	1.46	0.87	1.08	1.23	2.48	1.45
- Autres charges exceptionnelles	Mean	0.03	0.02	0.00	0.01	0.09	0.07	0.01	0.03
= RESULTAT DE L EXERCICE	Mean	27.83	24.12	20.87	29.13	32.76	31.49	35.26	28.78

EXPLOITATIONS PLURIACTIVES EN 1997 UNIQUEMENT		Années							All
		1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	
Effectifs	Sum	102.00	102.00	102.00	102.00	102.00	102.00	102.00	714.00
Production vendue	Mean	122.57	118.25	97.40	98.24	100.91	103.54	111.35	107.47
+ Production stockee	Mean	1.75	-4.36	-0.25	2.78	3.94	1.56	2.36	1.11
+ Production immobilisee	Mean	1.00	0.76	2.08	1.73	0.96	0.41	0.46	1.06
+ Production autoconsommee	Mean	1.30	1.20	0.87	0.74	0.93	0.89	0.86	0.97
+ Travaux a facon	Mean	1.87	1.23	1.34	0.61	0.83	0.59	0.33	0.97
+ Produits residuels	Mean	0.02	0.05	0.03	0.07	0.12	0.04	0.04	0.05
+ Pension d animaux	Mean	0.01	0.03	0.07	0.04	0.05	0.05	0.04	0.04
+ Terres louees pretes a semer	Mean	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.02	0.07	0.01
+ Agritourisme	Mean	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
+ Autres locations	Mean	0.00	0.00	0.00	0.06	0.27	0.41	0.48	0.18
+ Autres produits d act. annexes	Mean	0.59	0.81	1.01	1.87	1.00	1.09	1.04	1.06
- Achats d animaux	Mean	5.12	4.64	4.64	5.98	4.77	3.81	4.71	4.81
= PRODUCTION NETTE DES ACHATS D ANIMAUX	Mean	123.99	113.32	97.91	100.17	104.25	104.80	112.32	108.11
- Consommations intermediaires	Mean	56.67	51.81	50.81	50.81	53.24	56.38	58.06	53.97
- Loyers et fermages	Mean	6.68	6.54	6.50	6.17	6.57	6.82	6.81	6.59
- Assurances	Mean	3.15	3.33	3.36	3.42	3.44	3.61	3.55	3.41
+ Rabais, remises, ristournes obtenus	Mean	0.15	0.08	0.09	0.07	0.11	0.08	0.16	0.11
= VALEUR AJOUTEE PRODUITE	Mean	57.65	51.73	37.33	39.84	41.11	38.07	44.05	44.25
+ Rembt forfaitaire de TVA	Mean	0.02	0.02	0.03	0.01	0.00	0.00	0.00	0.01
+ Subventions d exploitations	Mean	3.34	6.75	15.76	18.66	21.52	23.03	20.83	15.70
+ Indemnites d assurance	Mean	0.39	0.84	0.29	1.01	0.75	1.23	0.64	0.74
- Impots et taxes	Mean	4.35	2.90	2.13	1.93	1.90	2.27	2.00	2.50
- Frais de personnel	Mean	5.58	5.98	5.91	6.81	7.62	7.82	8.44	6.88
- Charges sociales du personnel	Mean	1.63	1.86	1.84	2.32	2.43	2.44	2.21	2.10
= EXCEDENT BRUT D EXPLOITATION	Mean	49.84	48.61	43.53	48.47	51.43	49.79	52.88	49.22
+ Transferts de charges	Mean	0.42	0.30	0.34	0.29	0.34	0.51	0.40	0.37
+ Autres produits de gestion courante	Mean	0.89	0.83	0.44	0.71	0.54	0.61	0.27	0.61
- Dotation aux amortissements	Mean	18.09	17.54	16.79	16.74	16.67	17.41	18.32	17.37
= RESULTAT D EXPLOITATION	Mean	33.06	32.19	27.51	32.73	35.63	33.50	35.24	32.84
+ Produits financiers	Mean	0.42	0.31	0.32	0.27	0.31	0.38	0.35	0.34
- Charges financieres	Mean	7.70	7.67	6.65	5.76	5.68	5.46	5.28	6.31
= RESULTAT COURANT AVANT IMPOT	Mean	25.78	24.83	21.18	27.24	30.26	28.42	30.31	26.86
+ Produits except. de gestion	Mean	0.17	0.25	0.12	0.35	0.16	0.37	0.48	0.27
+ Produits de cession d elts d actif	Mean	3.30	6.32	1.18	2.85	3.77	5.92	4.27	3.94
+ Quote-part de subv. d investissement	Mean	0.49	0.47	0.41	0.47	0.58	0.58	0.57	0.51
+ Autres produits exceptionnels	Mean	0.21	0.20	0.25	0.25	0.14	0.15	0.67	0.26
- Charges exceptionnelles de gestion	Mean	0.17	0.34	0.13	0.22	0.21	0.22	0.22	0.21
- Valeur cptble des elts d actif cedes	Mean	2.12	2.57	0.66	1.43	1.81	3.17	1.40	1.88
- Autres charges exceptionnelles	Mean	0.22	0.27	0.01	0.02	0.20	0.39	0.17	0.18
= RESULTAT DE L EXERCICE	Mean	27.43	28.90	22.35	29.49	32.70	31.65	34.51	29.58

EXPLOITATIONS PLURIACTIVES EN 1991 ET 1997		Années							All
		1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	
Effectifs	Sum	278.00	278.00	278.00	278.00	278.00	278.00	278.00	1946.00
Production vendue	Mean	96.10	91.63	78.53	80.04	81.14	82.91	85.97	85.19
+ Production stockee	Mean	3.95	0.58	-0.28	2.08	0.53	1.06	2.54	1.49
+ Production immobilisee	Mean	0.74	1.26	0.90	0.86	1.05	0.96	0.50	0.90
+ Production autoconsommee	Mean	0.67	0.47	0.77	0.55	0.50	0.54	0.67	0.60
+ Travaux a facon	Mean	0.44	0.37	0.27	0.28	0.32	0.33	0.27	0.32
+ Produits residuels	Mean	0.02	0.15	0.03	0.03	0.03	0.05	0.04	0.05
+ Pension d animaux	Mean	0.01	0.03	0.03	0.03	0.01	0.02	0.02	0.02
+ Terres louees pretes a semer	Mean	0.00	0.01	0.03	0.01	0.02	0.02	0.10	0.03
+ Agritourisme	Mean	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.04	0.01	0.01
+ Autres locations	Mean	0.01	0.00	0.04	0.01	0.05	0.06	0.07	0.03
+ Autres produits d act. annexes	Mean	0.30	0.41	0.51	0.60	0.83	0.57	0.90	0.59
- Achats d animaux	Mean	3.89	4.63	4.58	4.97	3.65	2.81	2.76	3.90
= PRODUCTION NETTE DES ACHATS D ANIMAUX	Mean	98.35	90.28	76.25	79.50	80.82	83.75	88.33	85.33
- Consommations intermediaires	Mean	45.27	44.76	42.15	42.02	45.41	46.69	48.59	44.98
- Loyers et fermages	Mean	5.67	5.46	5.55	5.60	5.74	5.90	6.15	5.72
- Assurances	Mean	2.81	2.92	2.90	2.97	3.11	3.27	3.32	3.04
+ Rabais, remises, ristournes obtenus	Mean	0.11	0.12	0.08	0.07	0.06	0.09	0.15	0.10
= VALEUR AJOUTEE PRODUITE	Mean	44.71	37.26	25.73	28.98	26.63	27.98	30.42	31.67
+ Rembt forfaitaire de TVA	Mean	0.01	0.01	0.01	0.01	0.02	0.01	0.00	0.01
+ Subventions d exploitations	Mean	3.76	7.82	16.15	19.21	21.70	22.79	21.94	16.20
+ Indemnites d assurance	Mean	0.63	0.79	1.49	0.62	0.36	0.61	0.66	0.74
- Impots et taxes	Mean	3.95	2.78	2.04	1.87	1.76	1.89	1.78	2.30
- Frais de personnel	Mean	3.90	4.46	4.22	4.47	4.47	4.65	5.11	4.47
- Charges sociales du personnel	Mean	1.24	1.37	1.41	1.46	1.43	1.31	1.39	1.37
= EXCEDENT BRUT D EXPLOITATION	Mean	40.03	37.27	35.71	41.02	41.05	43.55	44.73	40.48
+ Transferts de charges	Mean	0.14	0.15	0.17	0.18	0.15	0.25	0.44	0.21
+ Autres produits de gestion courante	Mean	0.39	0.35	0.28	0.29	0.18	0.19	0.23	0.27
- Dotation aux amortissements	Mean	15.55	15.33	14.96	14.47	14.66	14.75	15.47	15.03
= RESULTAT D EXPLOITATION	Mean	25.02	22.43	21.19	27.03	26.72	29.24	29.93	25.94
+ Produits financiers	Mean	0.33	0.31	0.31	0.26	0.26	0.32	0.31	0.30
- Charges financieres	Mean	5.53	5.46	5.21	4.55	4.48	4.18	3.97	4.77
= RESULTAT COURANT AVANT IMPOT	Mean	19.82	17.28	16.29	22.74	22.50	25.37	26.27	21.47
+ Produits except. de gestion	Mean	0.78	0.43	0.49	0.47	0.39	0.57	0.24	0.48
+ Produits de cession d elts d actif	Mean	2.56	2.22	1.93	2.44	2.96	3.46	2.78	2.62
+ Quote-part de subv. d investissement	Mean	0.42	0.50	0.50	0.53	0.57	0.51	0.60	0.52
+ Autres produits exceptionnels	Mean	0.18	0.18	0.46	0.47	0.38	0.21	0.14	0.29
- Charges exceptionnelles de gestion	Mean	0.16	0.20	0.14	0.19	0.22	0.14	0.10	0.16
- Valeur cptble des elts d actif cedes	Mean	1.35	1.14	1.01	1.35	1.42	1.57	1.04	1.27
- Autres charges exceptionnelles	Mean	0.16	0.26	0.11	0.08	0.29	0.10	0.11	0.16
= RESULTAT DE L EXERCICE	Mean	22.08	19.01	18.42	25.03	24.88	28.30	28.78	23.79

Annexe V :
Equations de prélèvements

A.- ENSEMBLE DES EXPLOITATIONS

1.- Modèle 1

General informations on the

```

file nb of obs.      : 11984   file nb indiv.   : 1712
usable nb of obs.   : 6848    usable nb indiv. : 1712
nb year lost (mlag) : 3       nb indiv. lost   : 0
observation period (file) : 1991 1997
nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
estimation period   : 1994 1997
nb of year/firm (min, max) used in estimation : 4 4
endogeneous variable : DPR
nb of regressors    : 11
regressors names :
DPR1   DCA   DCA1   DCA2   DNW   DCT   DLT   CONSTANT
Y_1995 Y_1996 Y_1997
You called 1 time(s) the gmmilev function
The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 7 columns
total nb of instruments : 17
instruments names :
GMM299   CONSTANT   Y_1995   Y_1996   Y_1997   abl_1_1
abl_1_2   abl_1_3   abl_1_4   abl_1_5   abl_1_6   abl_1_7

```

1st step (non robust)

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DPR1   -0.48039  0.0785472 -6.115939 1.0128E-9
DCA     0.3240901 0.0206363 15.704872 0
DCA1    0.2124915 0.0368518 5.7661032 8.4663E-9
DCA2    0.0863479 0.0226543 3.811545 0.0001393
DNW     0.147743 0.0236863 6.2374778 4.712E-10
DCT     -0.02784 0.0324379 -0.858251 0.3907839
DLT     -0.103939 0.0194489 -5.344227 9.3738E-8
CONSTANT -1.43102 0.7348538 -1.947354 0.0515332
Y_1995  0.3794811 1.2611227 0.3009074 0.7634943
Y_1996  2.3914691 1.0457016 2.2869519 0.0222291
Y_1997  3.8572015 1.0904438 3.5372768 0.000407

TSS = 8822270.9  RSS = 6080827.9  MSE = 889.40001
Nobs = 6848  nb param = 11  Df = 6837
Det of ZhZ 1st step = 1.9885E94
Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)
ESE (diff.) = 29.82281  ESE (levels) = 21.087911
Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 1571.1056  df = 7  p = 0
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 22.117389  df = 4  p = 0.0001899
Est. autocorr. of e(i,t) = -0.129493  D. W. = 1.9917743 (skip 0 indiv.)
Sargan [CHI**2] = 15.292853  nsm = 0.0180973  ndf = 6
m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -3.541327 ==> nsm = 0.0003981 (skip 0 indiv.)
m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -4.351076 ==> nsm = 0.0000135 (skip 0 indiv.)
Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

```

1st step (robust) estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DPR1   -0.48039  0.1652813 -2.906498 0.0036667
DCA     0.3240901 0.0496343 6.5295562 7.07E-11
DCA1    0.2124915 0.10058 2.1126616 0.0346659
DCA2    0.0863479 0.0789102 1.0942545 0.2738819
DNW     0.147743 0.0645947 2.2872326 0.0222127
DCT     -0.02784 0.0694907 -0.400626 0.6887077
DLT     -0.103939 0.0444042 -2.340756 0.0192733
CONSTANT -1.43102 0.6110142 -2.342041 0.0192071
Y_1995  0.3794811 0.9042017 0.4196864 0.6747278
Y_1996  2.3914691 1.0669106 2.2414897 0.0250263
Y_1997  3.8572015 1.419419 2.7174509 0.0065953

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 224.26614  df = 7  p = 0
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 9.4838017  df = 4  p = 0.0500812
m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -1.67656 ==> nsm = 0.0936285 (skip 0 indiv.)
m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -1.997763 ==> nsm = 0.0457423 (skip 0 indiv.)
Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity

```

2nd step estimates

```
GMM on differences
      b          sb          T          prob
DPR1   -0.47851  0.1391937 -3.437724  0.0005901
DCA    0.3242726  0.0380407  8.5243686   0
DCA1   0.2288701  0.0781267  2.9294731  0.0034066
DCA2   0.0838849  0.0479642  1.7489068  0.080352
DNW    0.1529807  0.0529088  2.8914039  0.0038473
DCT    -0.034139  0.0664493 -0.513767  0.6074316
DLT    -0.107312  0.0432571 -2.480796  0.0131328
CONSTANT -1.411095  0.5626723 -2.507845  0.01217
Y_1995  0.3984646  0.8378799  0.4755629  0.634401
Y_1996  2.6751873  0.9587109  2.7904004  0.0052789
Y_1997  3.7423971  1.3349164  2.8034693  0.0050699
```

TSS = 8822270.9 RSS = 6082520.8 MSE = 889.64762

Nobs = 6848 nb param = 11 DF = 6837

Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)

Det of ZhZ 2nd step = 9.048E151

Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 29.826961 ESE (levels) = 21.090847

Sargan [CHI**2] = 3.7832832 nsm = 0.7059764 ndf = 6

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 260.91566 df = 7 p = 0

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 12.229916 df = 4 p = 0.015721

m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -1.964128 ==> nsm = 0.0495152 (skip 0 indiv.)

m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -1.959972 ==> nsm = 0.049999 (skip 0 indiv.)

m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -2.482761 ==> nsm = 0.0130368 (skip 0 indiv.)

m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -2.466236 ==> nsm = 0.0136541 (skip 0 indiv.)

Est. autocorr. of e(i,t) = -0.12793 D. W. = 1.990473 (skip 0 indiv.)

Execution time in seconds

112.360

2.- Modèle 2**General informations on the model**

```
file nb of obs.      : 11984 file nb indiv.   : 1712
usable nb of obs.   : 6848 usable nb indiv.  : 1712
nb year lost (mlag) : 3 nb indiv. lost      : 0
observation period (file) : 1991 1997
nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
estimation period    : 1994 1997
nb of year/firm (min, max) used in estimation : 4 4
endogeneous variable : DPR
nb of regressors    : 11
regressors names :
```

```
DPR1   DCA   DCA1   DCA2   DNW   DCT   DLT   CONSTANT
Y_1995 Y_1996 Y_1997
```

You called 5 time(s) the gmmilev function

The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 27 columns

total nb of instruments : 31

instruments names :

```
GMM299   CONSTANT   Y_1995   Y_1996   Y_1997   abl_1_1   abl_1_2
abl_1_3   abl_1_4   abl_1_5   abl_1_6   abl_1_7   abl_2_1   abl_2_2
abl_2_3   abl_2_4   abl_2_5   abl_2_6   abl_2_7   abl_2_8   abl_3_1
abl_3_2   abl_3_3   abl_3_4   abl_4_1   abl_4_2   abl_4_3   abl_4_4
abl_5_1   abl_5_2   abl_5_3   abl_5_4
```

1st step (non robust) estimates

```
GMM on differences
      b          sb          T          prob
DPR1   -0.262065  0.0638686 -4.103182  0.0000412
DCA    0.5471598  0.1009293  5.4212197  6.1217E-8
DCA1   0.3449799  0.0486126  7.0965059  1.408E-12
DCA2   0.084578  0.0255341  3.3123496  0.00093
DNW    0.1122725  0.0297935  3.768353  0.0001657
DCT    0.7730621  0.1513263  5.1085762  3.3339E-7
DLT    0.1928626  0.0766233  2.517022  0.0118578
CONSTANT -0.624202  0.9624772 -0.648537  0.5166595
Y_1995  -0.840663  1.5311864 -0.549027  0.5830048
Y_1996  0.632562  1.369876  0.4617659  0.6442639
Y_1997  3.0243722  1.2966605  2.3324318  0.0197069
```

TSS = 8822270.9 RSS = 8273921.3 MSE = 1210.1684

Nobs = 6848 nb param = 11 Df = 6837

Det of ZhZ 1st step = 2.83E181

Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 34.787475 ESE (levels) = 24.598459

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 214.21578 df = 7 p = 0

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 12.560599 df = 4 p = 0.0136348
 Est. autocorr. of e(i,t) = -0.241035 D. W. = 2.3522627 (skip 0 indiv.)
 Sargan [CHI**2] = 297.84488 nsm = 0 ndf = 20
 m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -6.633156 ==> nsm = 3.286E-11 (skip 0 indiv.)
 m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -0.676667 ==> nsm = 0.498617 (skip 0 indiv.)
 Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

1st step (robust) estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DPR1	-0.262065	0.1593055	-1.645044	0.1000067
DCA	0.5471598	0.363066	1.5070533	0.1318432
DCA1	0.3449799	0.1522339	2.2661175	0.0234753
DCA2	0.084578	0.068844	1.2285454	0.2192846
DNW	0.1122725	0.1206664	0.9304367	0.3521779
DCT	0.7730621	0.3916819	1.9736987	0.0484562
DLT	0.1928626	0.3578095	0.5390092	0.5898981
CONSTANT	-0.624202	1.3174317	-0.473802	0.635656
Y_1995	-0.840663	1.611813	-0.521563	0.6019912
Y_1996	0.632562	1.9030132	0.3324002	0.7395972
Y_1997	3.0243722	1.400765	2.1590861	0.0308782

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 9.7262118 df = 7 p = 0.2046269
 Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 12.984463 df = 4 p = 0.011352
 m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -2.496093 ==> nsm = 0.012557 (skip 0 indiv.)
 m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -0.255595 ==> nsm = 0.7982635 (skip 0 indiv.)
 Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity

2nd step estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DPR1	-0.186312	0.1076187	-1.731223	0.0834571
DCA	0.2874914	0.1343162	2.1404074	0.0323571
DCA1	0.2504904	0.0850808	2.944146	0.0032494
DCA2	0.0997999	0.0398678	2.5032677	0.0123284
DNW	0.0296164	0.0637902	0.4642786	0.6424629
DCT	0.3970248	0.2417742	1.6421305	0.1006089
DLT	0.018899	0.1200013	0.1574902	0.8748632
CONSTANT	-0.118657	0.6808212	-0.174285	0.8616465
Y_1995	-0.298354	0.9215701	-0.323745	0.7461407
Y_1996	0.7704682	1.0122651	0.7611328	0.446604
Y_1997	2.4477305	0.9062727	2.7008763	0.0069327

TSS = 8822270.9 RSS = 7676390.1 MSE = 1122.7717
 Nobs = 6848 nb param = 11 Df = 6837

Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)

Det of ZhZ 2nd step = 2.942E290

Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 33.507786 ESE (levels) = 23.693582

Sargan [CHI**2] = 11.410143 nsm = 0.9348851 ndf = 20

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 13.590459 df = 7 p = 0.0589637

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 17.990048 df = 4 p = 0.0012396

m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -3.811283 ==> nsm = 0.0001382 (skip 0 indiv.)

m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -3.953413 ==> nsm = 0.000077 (skip 0 indiv.)

m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -0.086113 ==> nsm = 0.9313769 (skip 0 indiv.)

m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -0.099467 ==> nsm = 0.9207673 (skip 0 indiv.)

Est. autocorr. of e(i,t) = -0.300204 D. W. = 2.3961563 (skip 0 indiv.)

Execution time in seconds

132.612

3.- Modèle 3**General informations on the model**

file nb of obs. : 11984 file nb indiv. : 1712
 usable nb of obs. : 6848 usable nb indiv. : 1712
 nb year lost (mlag) : 3 nb indiv. lost : 0
 observation period (file) : 1991 1997
 nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
 estimation period : 1994 1997
 nb of year/firm (min, max) used in estimation : 4 4
 endogeneous variable : DPRA
 nb of regressors : 11
 regressors names :
 DPR1 DCAA DCAA1 DCAA2 DNWA DCTA DLTA CONSTANT
 Y_1995 Y_1996 Y_1997
 You called 1 time(s) the gmmilev function
 The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 7 columns
 total nb of instruments : 17
 instruments names :

```
GMM299      CONSTANT      Y_1995      Y_1996      Y_1997      abl_1_1
abl_1_2     abl_1_3      abl_1_4     abl_1_5     abl_1_6     abl_1_7
```

1st step (non robust) estimates

```
GMM on differences
              b          sb          T          prob
DPRA1      -0.417192  0.0615636  -6.776604  1.333E-11
DCAA       0.3154027  0.0221154  14.261663      0
DCAA1      0.2603486  0.0312428  8.3330802      0
DCAA2      0.0737253  0.0211351  3.4882939  0.0004892
DNWA       0.160143  0.0124903  12.821414      0
DCTA      -0.044807  0.0323295  -1.385952  0.1658068
DLTA      -0.152254  0.0215012  -7.08117  1.572E-12
CONSTANT  -1.046442  0.687286  -1.522571  0.1279124
Y_1995    -0.211143  1.1828183  -0.178508  0.8583292
Y_1996    1.5998955  0.9719834  1.6460111  0.0998074
Y_1997    3.1605112  0.9864377  3.2039643  0.0013617
```

TSS = 7521019.9 RSS = 5376880.9 MSE = 786.43862

Nobs = 6848 nb param = 11 Df = 6837

Det of ZhZ 1st step = 6.3003E93

Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 28.043513 ESE (levels) = 19.829758

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 1318.0289 df = 7 p = 0

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 20.873694 df = 4 p = 0.0003355

Est. autocorr. of e(i,t) = -0.153369 D. W. = 1.9503014 (skip 0 indiv.)

Sargan [CHI**2] = 38.28189 nsm = 9.8945E-7 ndf = 6

m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -5.37278 ==> nsm = 7.7532E-8 (skip 0 indiv.)

m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -3.388544 ==> nsm = 0.0007026 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

1st step (robust) estimates

```
GMM on differences
              b          sb          T          prob
DPRA1      -0.417192  0.1411651  -2.955348  0.0031338
DCAA       0.3154027  0.0781657  4.0350521  0.0000552
DCAA1      0.2603486  0.0993329  2.6209709  0.0087874
DCAA2      0.0737253  0.1010137  0.7298548  0.4655039
DNWA       0.160143  0.0441755  3.6251517  0.0002909
DCTA      -0.044807  0.0668612  -0.670152  0.5027835
DLTA      -0.152254  0.0564289  -2.698152  0.0069897
CONSTANT  -1.046442  0.5965664  -1.754107  0.0794569
Y_1995    -0.211143  0.8297976  -0.254451  0.7991549
Y_1996    1.5998955  1.141873  1.4011151  0.1612251
Y_1997    3.1605112  1.2331315  2.5629961  0.0103985
```

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 184.62679 df = 7 p = 0

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 8.2794296 df = 4 p = 0.0818623

m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -1.927547 ==> nsm = 0.0539115 (skip 0 indiv.)

m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -1.385499 ==> nsm = 0.1659 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity

2nd step estimates

```
GMM on differences
              b          sb          T          prob
DPRA1      -0.451956  0.1064257  -4.246678  0.000022
DCAA       0.3087698  0.0562974  5.4846248  4.2917E-8
DCAA1      0.2548882  0.0839937  3.034613  0.0024175
DCAA2      0.071586  0.0608398  1.1766305  0.239384
DNWA       0.1300332  0.0356219  3.6503679  0.0002638
DCTA      -0.034094  0.0572298  -0.595738  0.5513697
DLTA      -0.11332  0.0470099  -2.410561  0.0159542
CONSTANT  -1.106404  0.5015675  -2.205893  0.0274247
Y_1995    0.1511997  0.7341444  0.2059536  0.8368333
Y_1996    2.3081587  0.8534882  2.7043826  0.0068601
Y_1997    3.102878  1.0985404  2.8245461  0.0047485
```

TSS = 7521019.9 RSS = 5381211.2 MSE = 787.07199

Nobs = 6848 nb param = 11 DF = 6837

Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)

Det of ZhZ 2nd step = 1.169E152

Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 28.054803 ESE (levels) = 19.837742

Sargan [CHI**2] = 3.2366059 nsm = 0.7786179 ndf = 6

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 243.33366 df = 7 p = 0

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 13.074309 df = 4 p = 0.0109184

m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -2.357213 ==> nsm = 0.0184127 (skip 0 indiv.)

m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -2.399439 ==> nsm = 0.0164202 (skip 0 indiv.)

m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -2.563182 ==> nsm = 0.0103718 (skip 0 indiv.)

m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -2.706994 ==> nsm = 0.0067895 (skip 0 indiv.)

Est. autocorr. of $e(i,t) = -0.145845$ D. W. = 1.9412362 (skip 0 indiv.)

Execution time in seconds
98.9922

4.- Modèle 4

General informations on the model

```
file nb of obs.      : 11984  file nb indiv.   : 1712
usable nb of obs.   : 6848  usable nb indiv. : 1712
nb year lost (mlag) :      3  nb indiv. lost   :      0
observation period (file) : 1991 1997
nb of year/firm (min, max) - file - :      7      7
estimation period   : 1994 1997
nb of year/firm (min, max) used in estimation :      4      4
endogeneous variable : DPRA
nb of regressors    : 11
regressors names    :
DPRA1  DCAA  DCAA1  DCAA2  DNWA  DCTA  DLTA  CONSTANT
Y_1995 Y_1996 Y_1997
You called      5 time(s) the gmmilev function
The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 27 columns
total nb of instruments : 31
instruments names      :
GMM299  CONSTANT  Y_1995  Y_1996  Y_1997  abl_1_1  abl_1_2
abl_1_3  abl_1_4  abl_1_5  abl_1_6  abl_1_7  abl_2_1  abl_2_2
abl_2_3  abl_2_4  abl_2_5  abl_2_6  abl_2_7  abl_2_8  abl_3_1
abl_3_2  abl_3_3  abl_3_4  abl_4_1  abl_4_2  abl_4_3  abl_4_4
abl_5_1  abl_5_2  abl_5_3  abl_5_4
```

1st step (non robust) estimates

```
GMM on differences
          b          sb          T          prob
DPRA1 -0.344126 0.0441591 -7.79287 7.55E-15
DCAA  0.4077273 0.074427 5.4782138 4.4494E-8
DCAA1 0.3481903 0.0425382 8.1853552 2.22E-16
DCAA2 0.05812 0.0238475 2.4371524 0.0148288
DNWA  0.123353 0.0206801 5.9648079 2.5714E-9
DCTA  0.544209 0.0855668 6.360046 2.147E-10
DLTA  -0.205264 0.0461186 -4.450787 8.6914E-6
CONSTANT -1.117733 0.7727504 -1.446435 0.148101
Y_1995 -0.684599 1.2862689 -0.532237 0.5945795
Y_1996 0.9171868 1.1035625 0.8311144 0.405938
Y_1997 3.2984148 1.0541344 3.1290267 0.0017612
```

TSS = 7521019.9 RSS = 6147357.7 MSE = 899.13087
Nobs = 6848 nb param = 11 Df = 6837
Det of ZhZ 1st step = 3.521E179

Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

```
ESE (diff.) = 29.985511 ESE (levels) = 21.202958
Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 388.09291 df = 7 p = 0
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 24.136198 df = 4 p = 0.000075
Est. autocorr. of  $e(i,t) = -0.23896$  D. W. = 2.2174059 (skip 0 indiv.)
```

```
Sargan [CHI**2] = 345.2421 nsm = 0 ndf = 20
m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -8.923625 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv.)
m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = 0.5287219 ==> nsm = 0.5969984 (skip 0 indiv.)
Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity
```

1st step (robust) estimates

```
GMM on differences
          b          sb          T          prob
DPRA1 -0.344126 0.1525375 -2.256011 0.0241014
DCAA  0.4077273 0.3945195 1.0334782 0.3014167
DCAA1 0.3481903 0.155186 2.2436966 0.0248838
DCAA2 0.05812 0.1273136 0.4565108 0.6480372
DNWA  0.123353 0.1166348 1.0576003 0.2902751
DCTA  0.544209 0.3291501 1.6533764 0.0983002
DLTA  -0.205264 0.2436763 -0.842364 0.3996138
CONSTANT -1.117733 1.1268152 -0.99194 0.3212618
Y_1995 -0.684599 1.4688228 -0.466087 0.641168
Y_1996 0.9171868 2.4287903 0.3776311 0.7057164
Y_1997 3.2984148 1.4292777 2.3077494 0.0210428
```

```
Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 26.412559 df = 7 p = 0.0004249
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 10.549354 df = 4 p = 0.0321239
m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -1.534001 ==> nsm = 0.1250295 (skip 0 indiv.)
m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = 0.0889368 ==> nsm = 0.9291322 (skip 0 indiv.)
Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity
```

2nd step estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DPR1  -0.331851  0.0586039 -5.662611  1.5514E-8
DCAA  0.351951  0.0989704  3.5561253  0.0003789
DCAA1 0.3156864 0.0778897  4.0529924  0.0000511
DCAA2 0.1121565 0.0288476  3.8879008  0.0001021
DNWA  0.0674452 0.0539426  1.2503137  0.2112278
DCTA  0.4781058 0.1831929  2.609849  0.009078
DLTA  -0.113163 0.0699931 -1.616771  0.1059738
CONSTANT -0.759599 0.4766264 -1.593698  0.1110499
Y_1995 -0.170212 0.7001455 -0.24311  0.8079274
Y_1996  1.0245527 0.7055232  1.4521885  0.1464951
Y_1997  2.3501072 0.6228638  3.7730675  0.0001626

TSS = 7521019.9  RSS = 6114256.8  MSE = 894.28943
Nobs = 6848  nb param = 11  Df = 6837
Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)
Det of ZhZ 2nd step = 3.283E286
Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)
ESE (diff.) = 29.904672  ESE (levels) = 21.145797
Sargan [CHI**2] = 12.62893  nsm = 0.8927315  ndf = 20
Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 106.9053  df = 7  p = 0
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 19.019781  df = 4  p = 0.0007789
m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -2.71507 ==> nsm = 0.0066262 (skip 0 indiv.)
m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -3.163389 ==> nsm = 0.0015594 (skip 0 indiv.)
m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -0.105175 ==> nsm = 0.9162366 (skip 0 indiv.)
m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -0.136692 ==> nsm = 0.8912741 (skip 0 indiv.)
Est. autocorr. of e(i,t) = -0.24251  D. W. = 2.2112961 (skip 0 indiv.)

Execution time in seconds
138.210

```

B.- Statut en matière d'emploi en 1991**1.- Modèle 1****a.- Foyers monoactifs en 1991****General informations on the model**

```

file nb of obs.      : 9513  file nb indiv.   : 1359
usable nb of obs.   : 5436  usable nb indiv. : 1359
nb year lost (mlag) : 3     nb indiv. lost  : 0
observation period (file) : 1991 1997
nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
estimation period : 1994 1997
nb of year/firm (min, max) used in estimation : 4 4
endogeneous variable : DPR
nb of regressors : 11
regressors names :
DPR1  DCA  DCA1  DCA2  DNW  DCT  DLT  CONSTANT
Y_1995  Y_1996  Y_1997
You called 1 time(s) the gmmilev function
The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 7 columns
total nb of instruments : 17
instruments names :
GMM299  CONSTANT  Y_1995  Y_1996  Y_1997  abl_1_1
abl_1_2  abl_1_3  abl_1_4  abl_1_5  abl_1_6  abl_1_7

```

1st step (non robust) estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DPR1  -0.568645  0.0832131 -6.833593  9.191E-12
DCA  0.2955356  0.0234678  12.593234  0
DCA1  0.2585211  0.0403697  6.4038373  1.643E-10
DCA2  0.0922146  0.0263056  3.5055167  0.0004594
DNW  0.1111557  0.0253246  4.3892343  0.0000116
DCT  0.0154104  0.0370016  0.4164795  0.6770757
DLT  -0.109408  0.0227126 -4.817072  1.4964E-6
CONSTANT -1.58958  0.8295389 -1.916221  0.0553895
Y_1995  1.1809463  1.4245298  0.8290078  0.4071365
Y_1996  2.7730476  1.1832634  2.3435591  0.0191366
Y_1997  4.3456509  1.2082122  3.5967612  0.0003251

```

```

TSS = 6987476.5  RSS = 4894889.2  MSE = 902.28373
Nobs = 5436  nb param = 11  Df = 5425

```

Det of ZhZ 1st step = 3.6776E92
 Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)
 ESE (diff.) = 30.038038 ESE (levels) = 21.2401
 Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 1144.8537 df = 7 p = 0
 Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 21.451278 df = 4 p = 0.0002577
 Est. autocorr. of e(i,t) = -0.089743 D. W. = 1.8566501 (skip 0 indiv.)
 Sargan [CHI**2] = 17.122883 nsm = 0.0088421 ndf = 6
 m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -2.590798 ==> nsm = 0.0095754 (skip 0 indiv.)
 m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -4.836939 ==> nsm = 1.3185E-6 (skip 0 indiv.)
 Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

1st step (robust) estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DPR1	-0.568645	0.160261	-3.54824	0.0003911
DCA	0.2955356	0.0511921	5.7730745	8.2157E-9
DCA1	0.2585211	0.096843	2.6694862	0.0076194
DCA2	0.0922146	0.0939717	0.9813016	0.3264878
DNW	0.1111557	0.0577589	1.924478	0.0543469
DCT	0.0154104	0.0844369	0.182508	0.8551909
DLT	-0.109408	0.0527364	-2.074624	0.0380684
CONSTANT	-1.58958	0.6859182	-2.317448	0.0205164
Y_1995	1.1809463	0.9743008	1.2120962	0.2255284
Y_1996	2.7730476	1.2125286	2.2869957	0.0222344
Y_1997	4.3456509	1.6451502	2.6414919	0.0082779

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 195.28121 df = 7 p = 0
 Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 8.4322649 df = 4 p = 0.0769672
 m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -1.39155 ==> nsm = 0.1640586 (skip 0 indiv.)
 m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -2.26918 ==> nsm = 0.0232574 (skip 0 indiv.)
 Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity

2nd step estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DPR1	-0.504725	0.1312301	-3.846104	0.0001214
DCA	0.3312885	0.043975	7.5335715	5.751E-14
DCA1	0.234138	0.0731378	3.2013279	0.0013758
DCA2	0.0943776	0.0519378	1.8171258	0.069253
DNW	0.1495964	0.0448571	3.3349533	0.0008589
DCT	-0.008134	0.0760618	-0.106944	0.9148373
DLT	-0.08756	0.0501959	-1.744363	0.0811525
CONSTANT	-1.211216	0.5946507	-2.036852	0.0417133
Y_1995	0.4806267	0.8894154	0.5403849	0.5889538
Y_1996	2.2497565	1.0323698	2.1792156	0.0293585
Y_1997	3.7715817	1.4031496	2.6879398	0.0072114

TSS = 6987476.5 RSS = 4881248.7 MSE = 899.76934
 Nobs = 5436 nb param = 11 Df = 5425
 Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)
 Det of ZhZ 2nd step = 1.99E149

Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)
 ESE (diff.) = 29.996155 ESE (levels) = 21.210485
 Sargan [CHI**2] = 8.0870936 nsm = 0.2317918 ndf = 6
 Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 232.6929 df = 7 p = 0
 Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 8.4924092 df = 4 p = 0.0751177
 m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -1.896279 ==> nsm = 0.0579231 (skip 0 indiv.)
 m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -1.877002 ==> nsm = 0.0605178 (skip 0 indiv.)
 m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -2.410381 ==> nsm = 0.0159359 (skip 0 indiv.)
 m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -2.430331 ==> nsm = 0.015085 (skip 0 indiv.)
 Est. autocorr. of e(i,t) = -0.102911 D. W. = 1.8653807 (skip 0 indiv.)

Execution time in seconds
 77.4887

b.- Foyers pluriactifs en 1991**General informations on the model**

file nb of obs. : 2471 file nb indiv. : 353
 usable nb of obs. : 1412 usable nb indiv. : 353
 nb year lost (mlag) : 3 nb indiv. lost : 0
 observation period (file) : 1991 1997
 nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
 estimation period : 1994 1997
 nb of year/firm (min, max) used in estimation : 4 4
 endogeneous variable : DPR
 nb of regressors : 11
 regressors names :
 DPR1 DCA DCA1 DCA2 DNW DCT DLT CONSTANT

```

Y_1995  Y_1996  Y_1997
You called      1 time(s) the gmmilev function
The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with      7 columns
total nb of instruments :      17
instruments names      :
GMM299      CONSTANT      Y_1995      Y_1996      Y_1997      abl_1_1
abl_1_2      abl_1_3      abl_1_4      abl_1_5      abl_1_6      abl_1_7

```

1st step (non robust) estimates

```

GMM on differences
      b      sb      T      prob
DPR1  -0.045506  0.0995022  -0.457335  0.647501
DCA   0.4293661  0.0457108  9.3930991  0
DCA1  0.0421377  0.0566688  0.7435797  0.4572555
DCA2  0.0858229  0.0383232  2.2394509  0.025283
DNW   0.2844705  0.0327175  8.6947482  0
DCT   -0.168914  0.0540175  -3.127019  0.0018022
DLT   -0.060482  0.04154  -1.455984  0.145621
CONSTANT -0.016913  1.7111359  -0.009884  0.9921153
Y_1995 -3.843624  2.9295241  -1.31203  0.1897249
Y_1996 0.5962326  2.4058259  0.2478287  0.8043033
Y_1997 0.2452203  2.4960556  0.0982431  0.9217533

```

TSS = 1834792.9 RSS = 1374463.3 MSE = 981.05873

Nobs = 1412 nb param = 11 Df = 1401

Det of ZhZ 1st step = 2.0482E82

Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 31.321857 ESE (levels) = 22.147898

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 368.60824 df = 7 p = 0

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 8.7163561 df = 4 p = 0.0685937

Est. autocorr. of e(i,t) = -0.34078 D. W. = 2.7341942 (skip 0 indiv.)

Sargan [CHI**2] = 66.279776 nsm = 2.363E-12 ndf = 6

m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -5.390353 ==> nsm = 7.0319E-8 (skip 0 indiv.)

m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = 0.3525828 ==> nsm = 0.7244012 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

1st step (robust) estimates

```

GMM on differences
      b      sb      T      prob
DPR1  -0.045506  0.1902625  -0.239174  0.8110056
DCA   0.4293661  0.1154819  3.718038  0.0002087
DCA1  0.0421377  0.1518235  0.2775442  0.7814032
DCA2  0.0858229  0.0985419  0.870928  0.3839427
DNW   0.2844705  0.1524084  1.8665021  0.0621799
DCT   -0.168914  0.1169137  -1.444771  0.1487458
DLT   -0.060482  0.0669096  -0.903931  0.3661876
CONSTANT -0.016913  1.3633105  -0.012406  0.9901038
Y_1995 -3.843624  2.4649463  -1.559313  0.1191481
Y_1996 0.5962326  2.1555734  0.2766005  0.7821277
Y_1997 0.2452203  2.3084926  0.1062253  0.9154188

```

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 53.268982 df = 7 p = 3.2803E-9

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 5.7722529 df = 4 p = 0.2168144

m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -2.845391 ==> nsm = 0.0044357 (skip 0 indiv.)

m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = 0.2006405 ==> nsm = 0.8409797 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity

2nd step estimates

```

GMM on differences
      b      sb      T      prob
DPR1  0.0392306  0.1651377  0.2375626  0.8122551
DCA   0.2942629  0.0822599  3.5772345  0.0003591
DCA1  0.1054501  0.1244817  0.8471128  0.3970769
DCA2  -0.039661  0.0704694  -0.562819  0.5736484
DNW   0.308547  0.138956  2.2204652  0.0265467
DCT   -0.221479  0.0970666  -2.281721  0.0226552
DLT   -0.044053  0.0605762  -0.727236  0.4672029
CONSTANT -0.455478  1.2215561  -0.372867  0.7093035
Y_1995 -1.226991  2.0170714  -0.608303  0.5430849
Y_1996 1.7755804  1.9529479  0.9091796  0.3634117
Y_1997 -0.334952  2.1707683  -0.154301  0.8773944

```

TSS = 1834792.9 RSS = 1532553.8 MSE = 1093.8999

Nobs = 1412 nb param = 11 Df = 1401

Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)

Det of ZhZ 2nd step = 8.03E138

Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 33.074158 ESE (levels) = 23.386961

Sargan [CHI**2] = 6.4688298 nsm = 0.3727677 ndf = 6

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 57.123508 df = 7 p = 5.649E-10

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 2.3099417 df = 4 p = 0.6789596
 m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -3.401652 ==> nsm = 0.0006698 (skip 0 indiv.)
 m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -3.299084 ==> nsm = 0.00097 (skip 0 indiv.)
 m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = 0.9071653 ==> nsm = 0.3643194 (skip 0 indiv.)
 m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = 0.9044754 ==> nsm = 0.3657434 (skip 0 indiv.)
 Est. autocorr. of e(i,t) = -0.382793 D. W. = 2.7803771 (skip 0 indiv.)

Execution time in seconds
 26.0067

2.- Modèle 2

a.- Foyers monoactifs en 1991

General informations on the model

file nb of obs. : 9513 file nb indiv. : 1359
 usable nb of obs. : 5436 usable nb indiv. : 1359
 nb year lost (mlag) : 3 nb indiv. lost : 0
 observation period (file) : 1991 1997
 nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
 estimation period : 1994 1997
 nb of year/firm (min, max) used in estimation : 4 4
 endogeneous variable : DPR
 nb of regressors : 11
 regressors names :
 DPR1 DCA DCA1 DCA2 DNW DCT DLT CONSTANT
 Y_1995 Y_1996 Y_1997
 You called 5 time(s) the gmmilev function
 The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 27 columns
 total nb of instruments : 31
 instruments names :
 GMM299 CONSTANT Y_1995 Y_1996 Y_1997 abl_1_1 abl_1_2
 abl_1_3 abl_1_4 abl_1_5 abl_1_6 abl_1_7 abl_2_1 abl_2_2
 abl_2_3 abl_2_4 abl_2_5 abl_2_6 abl_2_7 abl_2_8 abl_3_1
 abl_3_2 abl_3_3 abl_3_4 abl_4_1 abl_4_2 abl_4_3 abl_4_4
 abl_5_1 abl_5_2 abl_5_3 abl_5_4

1st step (non robust) estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DPR1	-0.596053	0.0792587	-7.520348	6.35E-14
DCA	0.6519494	0.0924239	7.0539043	1.957E-12
DCA1	0.4944497	0.0561276	8.8093889	0
DCA2	0.1154704	0.0310101	3.7236366	0.0001984
DNW	0.051895	0.0319731	1.6230854	0.1046292
DCT	1.3229197	0.1815646	7.2862192	3.644E-13
DLT	0.0644104	0.0715286	0.9004846	0.3679024
CONSTANT	-2.05271	1.138646	-1.802764	0.0714808
Y_1995	0.5444999	1.840871	0.2957839	0.7674065
Y_1996	1.2227813	1.6371838	0.7468809	0.4551678
Y_1997	6.1775085	1.5570522	3.9674383	0.0000736

TSS = 6987476.5 RSS = 7740643.8 MSE = 1426.8468

Nobs = 5436 nb param = 11 Df = 5425

Det of ZhZ 1st step = 2.976E178

Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 37.773625 ESE (levels) = 26.709987

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 254.53229 df = 7 p = 0

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 23.166547 df = 4 p = 0.0001173

Est. autocorr. of e(i,t) = -0.15333 D. W. = 2.1899601 (skip 0 indiv.)

Sargan [CHI**2] = 215.61371 nsm = 0 ndf = 20

m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -4.995668 ==> nsm = 5.8632E-7 (skip 0 indiv.)

m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -4.018981 ==> nsm = 0.0000585 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

1st step (robust) estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DPR1	-0.596053	0.1836428	-3.24572	0.0011787
DCA	0.6519494	0.4432739	1.4707597	0.1414141
DCA1	0.4944497	0.2121205	2.3309849	0.0197906
DCA2	0.1154704	0.0677317	1.7048198	0.0882853
DNW	0.051895	0.1085609	0.4780268	0.6326504
DCT	1.3229197	0.5525887	2.3940406	0.0166977
DLT	0.0644104	0.3066347	0.2100557	0.8336321
CONSTANT	-2.05271	1.8249576	-1.124799	0.2607241
Y_1995	0.5444999	1.7251648	0.315622	0.7523016
Y_1996	1.2227813	2.2701311	0.5386391	0.590158

Y_1997 6.1775085 2.3554087 2.6226907 0.0087482

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 13.268129 df = 7 p = 0.0658388
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 10.780937 df = 4 p = 0.0291395
m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -2.337882 ==> nsm = 0.0193934 (skip 0 indiv.)
m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -2.004035 ==> nsm = 0.0450663 (skip 0 indiv.)
Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity

2nd step estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DPR1	-0.36031	0.1079165	-3.338783	0.0008471
DCA	0.2773093	0.1324785	2.0932395	0.0363741
DCA1	0.3169034	0.0891094	3.556341	0.0003793
DCA2	0.1277295	0.0363851	3.5104883	0.0004509
DNW	0.0121084	0.0722348	0.1676262	0.8668836
DCT	0.8915893	0.2552637	3.4928166	0.0004818
DLT	0.0170047	0.1052938	0.1614976	0.8717075
CONSTANT	-0.332947	0.8243638	-0.403884	0.6863143
Y_1995	0.1549354	1.0994108	0.1409258	0.8879338
Y_1996	-0.107003	1.2337657	-0.086729	0.9308902
Y_1997	3.825933	1.1297775	3.3864482	0.0007131

TSS = 6987476.5 RSS = 6585005.7 MSE = 1213.8259

Nobs = 5436 nb param = 11 Df = 5425

Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)

Det of ZhZ 2nd step = 1.209E289

Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 34.840005 ESE (levels) = 24.635604

Sargan [CHI**2] = 9.0633044 nsm = 0.9821624 ndf = 20

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 29.581022 df = 7 p = 0.0001133

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 21.887647 df = 4 p = 0.000211

m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -3.180683 ==> nsm = 0.0014693 (skip 0 indiv.)

m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -3.270321 ==> nsm = 0.0010743 (skip 0 indiv.)

m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -0.77268 ==> nsm = 0.4397119 (skip 0 indiv.)

m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -1.031693 ==> nsm = 0.302216 (skip 0 indiv.)

Est. autocorr. of e(i,t) = -0.231733 D. W. = 2.2394699 (skip 0 indiv.)

Execution time in seconds

96.1569

b.- Foyers pluriactifs en 1991**General informations on the model**

file nb of obs. : 2471 file nb indiv. : 353
usable nb of obs. : 1412 usable nb indiv. : 353
nb year lost (mlag) : 3 nb indiv. lost : 0
observation period (file) : 1991 1997
nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
estimation period : 1994 1997
nb of year/firm (min, max) used in estimation : 4 4
endogeneous variable : DPR
nb of regressors : 11
regressors names :

DPR1 DCA DCA1 DCA2 DNW DCT DLT CONSTANT
Y_1995 Y_1996 Y_1997

You called 5 time(s) the gmmilev function

The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 27 columns

total nb of instruments : 31

instruments names :

GMM299	CONSTANT	Y_1995	Y_1996	Y_1997	abl_1_1	abl_1_2
abl_1_3	abl_1_4	abl_1_5	abl_1_6	abl_1_7	abl_2_1	abl_2_2
abl_2_3	abl_2_4	abl_2_5	abl_2_6	abl_2_7	abl_2_8	abl_3_1
abl_3_2	abl_3_3	abl_3_4	abl_4_1	abl_4_2	abl_4_3	abl_4_4
abl_5_1	abl_5_2	abl_5_3	abl_5_4			

1st step (non robust) estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DPR1	0.1339928	0.0732286	1.8297879	0.0674941
DCA	0.319254	0.1438101	2.2199699	0.0265804
DCA1	0.077977	0.0801008	0.9734858	0.33048
DCA2	0.0704613	0.0540957	1.3025307	0.1929491
DNW	0.3757597	0.0646517	5.8120638	7.6293E-9
DCT	-0.127029	0.1212498	-1.047662	0.2949752
DLT	0.0823213	0.1327948	0.619913	0.5354158
CONSTANT	1.9972859	2.0769831	0.9616284	0.3364023
Y_1995	-6.621001	3.3627845	-1.968904	0.0491609
Y_1996	-1.72295	2.8762693	-0.599022	0.5492548

```

Y_1997    -3.20403  2.8678058 -1.117241  0.264083

TSS = 1834792.9  RSS      = 1668139.4  MSE = 1190.6777
Nobs = 1412  nb param = 11  Df = 1401
Det of ZhZ 1st step = 4.343E158
Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)
ESE (diff.) = 34.506198  ESE (levels) = 24.399566
Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 73.016819  df = 7  p = 3.622E-13
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 8.5002784  df = 4  p = 0.0748788
Est. autocorr. of e(i,t) = -0.39076  D. W. = 2.860107 (skip 0 indiv. )
Sargan [CHI**2] = 112.94861  nsm = 5.662E-15  ndf = 20
m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -8.195073 ==> nsm = 2.22E-16 (skip 0 indiv. )
m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = 2.966397 ==> nsm = 0.0030131 (skip 0 indiv. )
Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

```

1st step (robust) estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DPR1  0.1339928  0.0932538  1.4368614  0.1509807
DCA   0.319254  0.197093  1.6198138  0.1054973
DCA1  0.077977  0.2105259  0.3703915  0.7111468
DCA2  0.0704613  0.0954304  0.7383523  0.4604241
DNW   0.3757597  0.1815432  2.069809  0.0386532
DCT   -0.127029  0.2114492  -0.600753  0.5481017
DLT   0.0823213  0.1992949  0.4130625  0.6796241
CONSTANT 1.9972859  1.9354184  1.0319659  0.3022662
Y_1995 -6.621001  3.0100134  -2.199658  0.027994
Y_1996 -1.72295  2.8085088  -0.613475  0.539662
Y_1997 -3.20403  2.8495509  -1.124398  0.2610368

```

```

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 44.22974  df = 7  p = 1.929E-7
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 8.5241897  df = 4  p = 0.0741574
m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -3.56361 ==> nsm = 0.0003658 (skip 0 indiv. )
m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = 2.0724956 ==> nsm = 0.0382192 (skip 0 indiv. )
Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity

```

2nd step estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DPR1  0.1015338  0.0580549  1.7489281  0.0805224
DCA   0.2415582  0.111137  2.1735178  0.0299084
DCA1  0.1717089  0.0736567  2.3312063  0.0198837
DCA2  0.0404344  0.0552626  0.7316769  0.4644882
DNW   0.3000559  0.0784258  3.8259845  0.000136
DCT   -0.198092  0.1262214  -1.569397  0.1167813
DLT   -0.019441  0.0996131  -0.195164  0.845293
CONSTANT 0.0857141  1.075968  0.0796623  0.9365172
Y_1995 -2.446812  1.8034228  -1.35676  0.175076
Y_1996  1.0923527  1.5688379  0.6962814  0.4863681
Y_1997 -1.272367  1.6286738  -0.781229  0.4347999

```

```

TSS = 1834792.9  RSS      = 1657644.2  MSE = 1183.1864
Nobs = 1412  nb param = 11  Df = 1401
Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)
Det of ZhZ 2nd step = 1.353E256
Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)
ESE (diff.) = 34.397477  ESE (levels) = 24.322689
Sargan [CHI**2] = 16.596396  nsm = 0.6790043  ndf = 20
Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 72.343796  df = 7  p = 4.958E-13
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 4.6424302  df = 4  p = 0.3259914
m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -3.801753 ==> nsm = 0.0001437 (skip 0 indiv. )
m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -3.25208 ==> nsm = 0.0011456 (skip 0 indiv. )
m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = 1.8117442 ==> nsm = 0.0700257 (skip 0 indiv. )
m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = 1.8494274 ==> nsm = 0.0643961 (skip 0 indiv. )
Est. autocorr. of e(i,t) = -0.421694  D. W. = 2.8896111 (skip 0 indiv. )

```

```

Execution time in seconds
33.2463

```

3.- Modèle 3**a.- Foyers monoactifs en 1991****General informations on the model**

```

file nb of obs.      : 9513  file nb indiv.      : 1359
usable nb of obs.   : 5436  usable nb indiv.  : 1359
nb year lost (mlag) : 3     nb indiv. lost   : 0
observation period (file) : 1991 1997
nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7

```

```

estimation period                : 1994 1997
nb of year/firm (min, max) used in estimation : 4 4
endogeneous variable : DPRA
nb of regressors : 11
regressors names :
DPRA1 DCAA DCAA1 DCAA2 DNWA DCTA DLTA CONSTANT
Y_1995 Y_1996 Y_1997
You called 1 time(s) the gmmilev function
The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 7 columns
total nb of instruments : 17
instruments names :
GMM299 CONSTANT Y_1995 Y_1996 Y_1997 abl_1_1
abl_1_2 abl_1_3 abl_1_4 abl_1_5 abl_1_6 abl_1_7

```

1st step (non robust) estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DPRA1 -0.537732 0.0992427 -5.418349 6.2747E-8
DCAA  0.2800404 0.0254506 11.003292 0
DCAA1 0.2707045 0.0430881 6.2825861 3.589E-10
DCAA2 0.0596367 0.0287073 2.0774059 0.037811
DNWA  0.0934545 0.0228099 4.0971016 0.0000424
DCTA  0.0364198 0.0432869 0.8413578 0.4001846
DLTA  -0.120972 0.021692 -5.576809 2.5682E-8
CONSTANT -1.112986 0.7407457 -1.50252 0.133021
Y_1995  0.631564 1.2732172 0.496038 0.6198877
Y_1996  2.1428932 1.0554974 2.0302211 0.0423828
Y_1997  3.7188448 1.0949756 3.396281 0.000688

```

TSS = 5277119.9 RSS = 3916232.2 MSE = 721.88612

Nobs = 5436 nb param = 11 Df = 5425

Det of ZhZ 1st step = 1.3992E91

Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 26.867939 ESE (levels) = 18.998502

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 780.95145 df = 7 p = 0

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 21.159237 df = 4 p = 0.0002945

Est. autocorr. of e(i,t) = -0.104596 D. W. = 1.7941492 (skip 0 indiv.)

Sargan [CHI**2] = 16.588679 nsm = 0.0109199 ndf = 6

m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -2.688045 ==> nsm = 0.0071872 (skip 0 indiv.)

m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -3.31311 ==> nsm = 0.0009226 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

1st step (robust) estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DPRA1 -0.537732 0.2544388 -2.113403 0.0346118
DCAA  0.2800404 0.0655693 4.2709053 0.0000198
DCAA1 0.2707045 0.1332597 2.0314059 0.0422625
DCAA2 0.0596367 0.1593307 0.374295 0.7081995
DNWA  0.0934545 0.064343 1.4524413 0.1464368
DCTA  0.0364198 0.1092668 0.3333107 0.7389126
DLTA  -0.120972 0.0520994 -2.321945 0.0202727
CONSTANT -1.112986 0.5657664 -1.967217 0.049209
Y_1995  0.631564 0.8338186 0.7574358 0.4488217
Y_1996  2.1428932 1.0460505 2.0485562 0.0405536
Y_1997  3.7188448 1.5432845 2.409695 0.0159989

```

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 141.40078 df = 7 p = 0

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 7.051959 df = 4 p = 0.1331678

m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -0.990201 ==> nsm = 0.3220759 (skip 0 indiv.)

m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -1.095573 ==> nsm = 0.2732656 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity

2nd step estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DPRA1 -0.462395 0.1774652 -2.605551 0.0091977
DCAA  0.2927566 0.0509755 5.7430802 9.8023E-9
DCAA1 0.2333747 0.1007115 2.3172597 0.0205266
DCAA2 0.0897353 0.0640804 1.400355 0.1614642
DNWA  0.1245493 0.047073 2.6458743 0.0081715
DCTA  -0.007455 0.0906739 -0.082215 0.9344785
DLTA  -0.094118 0.0480835 -1.957393 0.0503525
CONSTANT -0.669341 0.4636195 -1.443729 0.148873
Y_1995  0.0297609 0.7237507 0.0411203 0.9672015
Y_1996  1.5690914 0.8070563 1.9442155 0.0519211
Y_1997  2.830944 1.3065026 2.1668108 0.0302927

```

TSS = 5277119.9 RSS = 3928285.1 MSE = 724.10785

Nobs = 5436 nb param = 11 Df = 5425

Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)
 Det of ZhZ 2nd step = 4.224E146
 Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)
 ESE (diff.) = 26.909252 ESE (levels) = 19.027715
 Sargan [CHI**2] = 7.1890768 nsm = 0.303715 ndf = 6
 Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 169.76595 df = 7 p = 0
 Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 5.9581955 df = 4 p = 0.2022921
 m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -1.99559 ==> nsm = 0.0459785 (skip 0 indiv.)
 m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -1.905095 ==> nsm = 0.0567677 (skip 0 indiv.)
 m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -1.189022 ==> nsm = 0.2344309 (skip 0 indiv.)
 m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -1.172834 ==> nsm = 0.2408622 (skip 0 indiv.)
 Est. autocorr. of e(i,t) = -0.129434 D. W. = 1.813855 (skip 0 indiv.)

Execution time in seconds
 76.4525

b.- Foyers pluriactifs en 1991

General informations on the model

file nb of obs. : 2471 file nb indiv. : 353
 usable nb of obs. : 1412 usable nb indiv. : 353
 nb year lost (mlag) : 3 nb indiv. lost : 0
 observation period (file) : 1991 1997
 nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
 estimation period : 1994 1997
 nb of year/firm (min, max) used in estimation : 4 4
 endogeneous variable : DPRA
 nb of regressors : 11
 regressors names :
 DPR1 DCAA DCAA1 DCAA2 DNWA DCTA DLTA CONSTANT
 Y_1995 Y_1996 Y_1997
 You called 1 time(s) the gmmilev function
 The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 7 columns
 total nb of instruments : 17
 instruments names :
 GMM299 CONSTANT Y_1995 Y_1996 Y_1997 abl_1_1
 abl_1_2 abl_1_3 abl_1_4 abl_1_5 abl_1_6 abl_1_7

1st step (non robust) estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DPR1	-0.296581	0.0617856	-4.800162	1.7552E-6
DCAA	0.4359544	0.0437203	9.9714333	0
DCAA1	0.3030959	0.0467952	6.4770766	1.291E-10
DCAA2	0.1324999	0.0358875	3.692093	0.000231
DNWA	0.2366436	0.0169367	13.972248	0
DCTA	-0.185473	0.0587721	-3.155793	0.0016347
DLTA	-0.297347	0.0411908	-7.218774	8.571E-13
CONSTANT	-1.326822	1.715278	-0.773532	0.4393382
Y_1995	-2.852518	2.9497126	-0.96705	0.3336862
Y_1996	0.8911498	2.4237185	0.3676788	0.7131683
Y_1997	3.2003049	2.4178768	1.3236013	0.1858514

TSS = 2243436.8 RSS = 1404874.1 MSE = 1002.7652

Nobs = 1412 nb param = 11 Df = 1401

Det of ZhZ 1st step = 1.1235E84

Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 31.666469 ESE (levels) = 22.391575

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 562.59774 df = 7 p = 0

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 16.706308 df = 4 p = 0.0022041

Est. autocorr. of e(i,t) = -0.224655 D. W. = 2.3278352 (skip 0 indiv.)

Sargan [CHI**2] = 99.835443 nsm = 0 ndf = 6

m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -5.666331 ==> nsm = 1.4589E-8 (skip 0 indiv.)

m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -2.877925 ==> nsm = 0.004003 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

1st step (robust) estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DPR1	-0.296581	0.1393728	-2.127969	0.0335138
DCAA	0.4359544	0.1725598	2.5263959	0.0116333
DCAA1	0.3030959	0.1636858	1.8516934	0.0642801
DCAA2	0.1324999	0.0592348	2.2368581	0.0254524
DNWA	0.2366436	0.0948409	2.4951629	0.0127043
DCTA	-0.185473	0.1062308	-1.745939	0.0810407
DLTA	-0.297347	0.1161873	-2.559208	0.0105954
CONSTANT	-1.326822	1.5577032	-0.851781	0.3944812
Y_1995	-2.852518	2.3954361	-1.190814	0.2339284

```

Y_1996 0.8911498 2.7619867 0.3226481 0.7470099
Y_1997 3.2003049 1.9170411 1.6693982 0.0952619

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 104.33406 df = 7 p = 0
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 9.9056939 df = 4 p = 0.0420466
m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -2.077684 ==> nsm = 0.0377385 (skip 0 indiv.)
m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -1.682197 ==> nsm = 0.0925306 (skip 0 indiv.)
Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity

```

2nd step estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DPRA1 -0.326487 0.0905583 -3.60527 0.0003228
DCAA  0.352176 0.0866766 4.0631013 0.0000511
DCAA1 0.3826748 0.0907044 4.2189233 0.0000261
DCAA2 0.087651 0.0425646 2.0592463 0.0396551
DNWA  0.1354851 0.0678592 1.9965625 0.0460659
DCTA  -0.228544 0.0764139 -2.990866 0.0028305
DLTA  -0.102096 0.0824513 -1.238255 0.215829
CONSTANT -1.718076 1.0917216 -1.573731 0.1157755
Y_1995 -0.142973 1.714223 -0.083404 0.9335423
Y_1996 3.8327491 1.7374387 2.2059766 0.0275475
Y_1997 1.6437771 1.6633011 0.9882619 0.323195

```

```

TSS = 2243436.8  RSS = 1475860.9  MSE = 1053.4339
Nobs = 1412  nb param = 11  Df = 1401
Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)
Det of ZhZ 2nd step = 6.9E140
Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)
ESE (diff.) = 32.456646  ESE (levels) = 22.950315
Sargan [CHI**2] = 6.9159521  nsm = 0.3286899  ndf = 6
Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 133.12697  df = 7  p = 0
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 7.583824  df = 4  p = 0.1080693
m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -2.892891 ==> nsm = 0.0038171 (skip 0 indiv.)
m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -2.487072 ==> nsm = 0.0128799 (skip 0 indiv.)
m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -1.796893 ==> nsm = 0.0723527 (skip 0 indiv.)
m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -1.49452 ==> nsm = 0.1350398 (skip 0 indiv.)
Est. autocorr. of e(i,t) = -0.255277  D. W. = 2.3545115 (skip 0 indiv.)

```

```

Execution time in seconds
23.0128

```

4.- Modèle 4**a.- Foyers monoactifs en 1991****General informations on the model**

```

file nb of obs. : 9513  file nb indiv. : 1359
usable nb of obs. : 5436  usable nb indiv. : 1359
nb year lost (mlag) : 3  nb indiv. lost : 0
observation period (file) : 1991 1997
nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
estimation period : 1994 1997
nb of year/firm (min, max) used in estimation : 4 4
endogeneous variable : DPRA
nb of regressors : 11
regressors names :
DPRA1  DCAA  DCAA1  DCAA2  DNWA  DCTA  DLTA  CONSTANT
Y_1995  Y_1996  Y_1997
You called 5 time(s) the gmmilev function
The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 27 columns
total nb of instruments : 31

```

```

instruments names :
GMM299  CONSTANT  Y_1995  Y_1996  Y_1997  abl_1_1  abl_1_2
abl_1_3  abl_1_4  abl_1_5  abl_1_6  abl_1_7  abl_2_1  abl_2_2
abl_2_3  abl_2_4  abl_2_5  abl_2_6  abl_2_7  abl_2_8  abl_3_1
abl_3_2  abl_3_3  abl_3_4  abl_4_1  abl_4_2  abl_4_3  abl_4_4
abl_5_1  abl_5_2  abl_5_3  abl_5_4

```

1st step (non robust) estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DPRA1 -0.308787 0.0644566 -4.790609 1.707E-6
DCAA  0.6911458 0.0794805 8.6957936 0
DCAA1 0.2767783 0.0482762 5.7332263 1.0386E-8
DCAA2 -0.015569 0.0287595 -0.54134 0.5882952

```

```

DNWA      0.0685484 0.0254027 2.6984648 0.0069876
DCTA      0.5822914 0.0971442 5.9940945 2.1782E-9
DLTA      -0.02995 0.0583664 -0.513133 0.6078794
CONSTANT  -1.933442 0.8882435 -2.176702 0.0295458
Y_1995    1.0184007 1.449708 0.7024867 0.4824058
Y_1996    2.6887058 1.2610387 2.1321358 0.0330405
Y_1997    4.2077251 1.2236665 3.4386207 0.0005891

TSS = 5277119.9  RSS      = 4923402.5  MSE = 907.53963
Nobs = 5436  nb param = 11  Df = 5425
Det of ZhZ 1st step = 5.046E174
Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)
ESE (diff.) = 30.125398  ESE (levels) = 21.301873
Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 234.60701  df = 7  p = 0
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 18.486258  df = 4  p = 0.0009913
Est. autocorr. of e(i,t) = -0.255431  D. W. = 2.2784183 (skip 0 indiv.)
Sargan [CHI**2] = 378.70972  nsm = 0  ndf = 20
m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -9.42235 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv.)
m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = 2.8729624 ==> nsm = 0.0040664 (skip 0 indiv.)
Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

```

1st step (robust) estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DPR1   -0.308787  0.2185166  -1.413104  0.1576826
DCAA   0.6911458  0.3252015  2.1252849  0.0336079
DCAA1  0.2767783  0.1733612  1.5965407  0.1104264
DCAA2  -0.015569  0.1857088  -0.083834  0.9331916
DNWA   0.0685484  0.0937661  0.7310573  0.4647757
DCTA   0.5822914  0.2810299  2.0719911  0.0383134
DLTA   -0.02995  0.2658441  -0.112659  0.910305
CONSTANT -1.933442  1.0939164  -1.767449  0.0772092
Y_1995  1.0184007  1.2349764  0.8246317  0.409617
Y_1996  2.6887058  1.828401  1.470523  0.1414781
Y_1997  4.2077251  1.2793116  3.289054  0.0010117

```

```

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 31.358468  df = 7  p = 0.0000534
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 12.014917  df = 4  p = 0.0172407
m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -1.686182 ==> nsm = 0.0917607 (skip 0 indiv.)
m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = 0.3842073 ==> nsm = 0.7008248 (skip 0 indiv.)
Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity

```

2nd step estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DPR1   -0.20705  0.0953915  -2.170524  0.0300104
DCAA   0.5033506  0.0870129  5.784783  7.6668E-9
DCAA1  0.133746  0.075836  1.7636216  0.077852
DCAA2  0.0323034  0.0438399  0.7368488  0.4612462
DNWA   0.0748579  0.0554285  1.350531  0.1769021
DCTA   0.4315041  0.137761  3.1322665  0.0017439
DLTA   0.0326083  0.0798039  0.4086049  0.6828458
CONSTANT -1.065565  0.5444634  -1.957092  0.0503878
Y_1995  0.909032  0.7559699  1.2024712  0.2292335
Y_1996  1.5241338  0.8200163  1.8586628  0.0631291
Y_1997  3.20696  0.7872762  4.0734878  0.000047

```

```

TSS = 5277119.9  RSS      = 4821629.5  MSE = 888.77962
Nobs = 5436  nb param = 11  Df = 5425
Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)
Det of ZhZ 2nd step = 3.851E278
Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)
ESE (diff.) = 29.812407  ESE (levels) = 21.080555
Sargan [CHI**2] = 10.699952  nsm = 0.9536356  ndf = 20
Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 73.385589  df = 7  p = 3.049E-13
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 20.395572  df = 4  p = 0.0004171
m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -2.52103 ==> nsm = 0.0117012 (skip 0 indiv.)
m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -2.802245 ==> nsm = 0.0050748 (skip 0 indiv.)
m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = 0.5646523 ==> nsm = 0.5723103 (skip 0 indiv.)
m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = 0.6903948 ==> nsm = 0.4899459 (skip 0 indiv.)
Est. autocorr. of e(i,t) = -0.284451  D. W. = 2.2916965 (skip 0 indiv.)

```

```

Execution time in seconds
99.1501

```

b.- Foyers pluriactifs en 1991**General informations on the model**

```

file nb of obs.      : 2471  file nb indiv.      : 353

```

```

usable nb of obs. : 1412 usable nb indiv. : 353
nb year lost (mlag) : 3 nb indiv. lost : 0
observation period (file) : 1991 1997
nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
estimation period : 1994 1997
nb of year/firm (min, max) used in estimation : 4 4
endogeneous variable : DPRA
nb of regressors : 11
regressors names :
DPRA1 DCAA DCAA1 DCAA2 DNWA DCTA DLTA CONSTANT
Y_1995 Y_1996 Y_1997
You called 5 time(s) the gmmilev function
The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 27 columns
total nb of instruments : 31
instruments names :
GMM299 CONSTANT Y_1995 Y_1996 Y_1997 abl_1_1 abl_1_2
abl_1_3 abl_1_4 abl_1_5 abl_1_6 abl_1_7 abl_2_1 abl_2_2
abl_2_3 abl_2_4 abl_2_5 abl_2_6 abl_2_7 abl_2_8 abl_3_1
abl_3_2 abl_3_3 abl_3_4 abl_4_1 abl_4_2 abl_4_3 abl_4_4
abl_5_1 abl_5_2 abl_5_3 abl_5_4

```

1st step (non robust) estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DPRA1 -0.063103 0.0756933 -0.833661 0.4046139
DCAA  0.3529112 0.1054984 3.3451792 0.000844
DCAA1 0.1404026 0.0840371 1.6707225 0.0949999
DCAA2 0.0420953 0.0512976 0.8206098 0.4120082
DNWA  0.4388937 0.036031 12.181009 0
DCTA  -0.059821 0.140434 -0.425969 0.6701958
DLTA  -0.868906 0.0871509 -9.97013 0
CONSTANT -2.93033 2.0350798 -1.439909 0.1501165
Y_1995 -2.155746 3.4440244 -0.625938 0.5314575
Y_1996  0.577586 2.8399274 0.2033806 0.8388671
Y_1997  3.3090704 2.8081198 1.1783936 0.2388398

```

TSS = 2243436.8 RSS = 1868821.8 MSE = 1333.9199

Nobs = 1412 nb param = 11 Df = 1401

Det of ZhZ 1st step = 1.211E161

Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 36.522868 ESE (levels) = 25.825568

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 370.93855 df = 7 p = 0

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 28.785967 df = 4 p = 8.6403E-6

Est. autocorr. of e(i,t) = -0.213115 D. W. = 2.3509972 (skip 0 indiv.)

Sargan [CHI**2] = 181.68846 nsm = 0 ndf = 20

m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -5.426886 ==> nsm = 5.7346E-8 (skip 0 indiv.)

m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = 0.9328506 ==> nsm = 0.3508971 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

1st step (robust) estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DPRA1 -0.063103 0.118843 -0.530974 0.5955209
DCAA  0.3529112 0.286571 1.2314965 0.2183439
DCAA1 0.1404026 0.1745705 0.8042748 0.4213747
DCAA2 0.0420953 0.1213187 0.3469815 0.7286573
DNWA  0.4388937 0.1855738 2.365063 0.0181626
DCTA  -0.059821 0.4869325 -0.122852 0.902242
DLTA  -0.868906 0.3598553 -2.414598 0.01588
CONSTANT -2.93033 1.9308025 -1.517675 0.129322
Y_1995 -2.155746 2.961448 -0.727936 0.4667741
Y_1996  0.577586 2.6582471 0.2172808 0.8280212
Y_1997  3.3090704 2.6221998 1.2619444 0.2071788

```

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 76.442263 df = 7 p = 7.305E-14

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 10.102778 df = 4 p = 0.0387315

m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -2.248276 ==> nsm = 0.0245586 (skip 0 indiv.)

m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = 0.4934053 ==> nsm = 0.6217262 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity

2nd step estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DPRA1 -0.016701 0.0570508 -0.292737 0.7697664
DCAA  0.2087296 0.1236619 1.6879058 0.0916519
DCAA1 0.1811403 0.0750099 2.4148857 0.0158675
DCAA2 0.0113003 0.0621406 0.18185 0.8557268
DNWA  0.2720285 0.0563647 4.8262191 1.5438E-6
DCTA  -0.508342 0.1721843 -2.952312 0.0032066
DLTA  -0.573232 0.1158554 -4.947822 8.4131E-7

```



```

CONSTANT -1.440993 1.113543 -1.294061 0.1958575
Y_1995 -1.547955 1.8119803 -0.854289 0.393091
Y_1996 2.9425225 1.4836426 1.9833096 0.0475278
Y_1997 0.5988435 1.6294049 0.3675228 0.7132846

TSS = 2243436.8 RSS = 1808511.1 MSE = 1290.8716
Nobs = 1412 nb param = 11 Df = 1401
Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)
Det of ZhZ 2nd step = 5.109E262
Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)
ESE (diff.) = 35.928701 ESE (levels) = 25.405428
Sargan [CHI**2] = 13.664436 nsm = 0.8470941 ndf = 20
Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 519.56069 df = 7 p = 0
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 9.5758874 df = 4 p = 0.0482111
m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -4.023399 ==> nsm = 0.0000574 (skip 0 indiv.)
m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -3.911775 ==> nsm = 0.0000916 (skip 0 indiv.)
m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = 0.3679265 ==> nsm = 0.712928 (skip 0 indiv.)
m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = 0.3631894 ==> nsm = 0.7164634 (skip 0 indiv.)
Est. autocorr. of e(i,t) = -0.29267 D. W. = 2.4166173 (skip 0 indiv.)

Execution time in seconds
32.8397

```

C.- Statut en matière d'emploi en 1997

1.- Modèle 1

a.- Foyers monoactifs en 1997

```

General informations on the model
file nb of obs. : 9324 file nb indiv. : 1332
usable nb of obs. : 5328 usable nb indiv. : 1332
nb year lost (mlag) : 3 nb indiv. lost : 0
observation period (file) : 1991 1997
nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
estimation period : 1994 1997
nb of year/firm (min, max) used in estimation : 4 4
endogeneous variable : DPR
nb of regressors : 11
regressors names :
DPR1 DCA DCA1 DCA2 DNW DCT DLT CONSTANT
Y_1995 Y_1996 Y_1997
You called 1 time(s) the gmmilev function
The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 7 columns
total nb of instruments : 17
instruments names :
GMM299 CONSTANT Y_1995 Y_1996 Y_1997 abl_1_1
abl_1_2 abl_1_3 abl_1_4 abl_1_5 abl_1_6 abl_1_7

```

1st step (non robust) estimates

```

GMM on differences
      b      sb      T      prob
DPR1 -0.445258 0.0787763 -5.652181 1.6667E-8
DCA 0.3516136 0.0237437 14.808716 0
DCA1 0.184072 0.0365969 5.0297174 5.0735E-7
DCA2 0.0700607 0.022177 3.1591662 0.0015911
DNW 0.1419351 0.0217969 6.5117092 8.114E-11
DCT -0.005727 0.0380559 -0.150479 0.8803928
DLT -0.084399 0.0230308 -3.664626 0.0002501
CONSTANT -1.821074 0.8507931 -2.140443 0.0323643
Y_1995 0.9795959 1.4606802 0.6706437 0.5024767
Y_1996 2.5183922 1.2085805 2.0837604 0.0372296
Y_1997 4.6942914 1.2172535 3.8564617 0.0001164

```

```

TSS = 7112297.1 RSS = 4943630.1 MSE = 929.77808
Nobs = 5328 nb param = 11 Df = 5317
Det of ZhZ 1st step = 2.3942E92
Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)
ESE (diff.) = 30.492263 ESE (levels) = 21.561286
Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 1109.0475 df = 7 p = 0
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 22.043879 df = 4 p = 0.0001964
Est. autocorr. of e(i,t) = -0.130745 D. W. = 1.9542425 (skip 0 indiv.)
Sargan [CHI**2] = 9.2837575 nsm = 0.1582374 ndf = 6
m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -3.448836 ==> nsm = 0.000563 (skip 0 indiv.)
m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -3.559601 ==> nsm = 0.0003714 (skip 0 indiv.)
Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

```

1st step (robust) estimates

```
GMM on differences
      b          sb          T          prob
DPR1  -0.445258  0.1710837 -2.602574  0.0092784
DCA   0.3516136  0.0543364  6.4710506  1.061E-10
DCA1  0.184072  0.1074868  1.7125074  0.0868615
DCA2  0.0700607  0.0896013  0.7819164  0.4342985
DNW   0.1419351  0.0615234  2.307008  0.0210926
DCT   -0.005727  0.0811797 -0.070542  0.9437648
DLT   -0.084399  0.0383578 -2.200317  0.0278273
CONSTANT -1.821074  0.685822  -2.655316  0.007947
Y_1995  0.9795959  0.9953013  0.9842205  0.3250519
Y_1996  2.5183922  1.1519322  2.1862331  0.028842
Y_1997  4.6942914  1.5631698  3.0030591  0.0026852
```

```
Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 168.42008 df = 7 p = 0
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 10.273539 df = 4 p = 0.0360636
m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -1.610686 ==> nsm = 0.1072481 (skip 0 indiv.)
m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -1.513851 ==> nsm = 0.1300636 (skip 0 indiv.)
Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity
```

2nd step estimates

```
GMM on differences
      b          sb          T          prob
DPR1  -0.439538  0.1452325 -3.026446  0.0024863
DCA   0.3621935  0.0400463  9.0443629  0
DCA1  0.207504  0.0840301  2.4693998  0.0135652
DCA2  0.0874848  0.0497655  1.7579409  0.0788151
DNW   0.1548572  0.0503541  3.0753613  0.0021132
DCT   -0.006655  0.0775229 -0.084497  0.9326646
DLT   -0.081883  0.0346042 -2.36626  0.0180044
CONSTANT -1.664832  0.6053305 -2.750286  0.0059745
Y_1995  0.6582047  0.9286366  0.7087861  0.4784883
Y_1996  2.3820926  1.0145532  2.3479229  0.0189149
Y_1997  4.4336178  1.3696036  3.2371541  0.0012147
```

```
TSS = 7112297.1 RSS = 4949696.4 MSE = 930.91902
Nobs = 5328 nb param = 11 DF = 5317
Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)
Det of ZhZ 2nd step = 3.111E149
Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)
ESE (diff.) = 30.510966 ESE (levels) = 21.574511
Sargan [CHI**2] = 3.1887773 nsm = 0.7848076 ndf = 6
Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 207.59023 df = 7 p = 0
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 12.693065 df = 4 p = 0.0128771
m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -1.89523 ==> nsm = 0.058062 (skip 0 indiv.)
m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -1.90711 ==> nsm = 0.0565063 (skip 0 indiv.)
m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -1.948168 ==> nsm = 0.0513948 (skip 0 indiv.)
m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -1.951312 ==> nsm = 0.05102 (skip 0 indiv.)
Est. autocorr. of e(i,t) = -0.129006 D. W. = 1.9510386 (skip 0 indiv.)
```

```
Execution time in seconds
74.0000
```

b.- Foyers pluriactifs en 1997**General informations on the model**

```
file nb of obs. : 2660 file nb indiv. : 380
usable nb of obs. : 1520 usable nb indiv. : 380
nb year lost (mlag) : 3 nb indiv. lost : 0
observation period (file) : 1991 1997
nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
estimation period : 1994 1997
nb of year/firm (min, max) used in estimation : 4 4
endogeneous variable : DPR
nb of regressors : 11
regressors names :
DPR1 DCA DCA1 DCA2 DNW DCT DLT CONSTANT
Y_1995 Y_1996 Y_1997
You called 1 time(s) the gmmilev function
The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 7 columns
total nb of instruments : 17
instruments names :
GMM299 CONSTANT Y_1995 Y_1996 Y_1997 abl_1_1
abl_1_2 abl_1_3 abl_1_4 abl_1_5 abl_1_6 abl_1_7
```

1st step (non robust) estimates

```
GMM on differences
      b          sb          T          prob
DPR1  0.0069803  0.2334676  0.0298984  0.976152
DCA   0.2303438  0.0421324  5.467148  5.3442E-8
DCA1  -0.047385  0.1440624  -0.32892  0.7422618
DCA2  -0.108442  0.1048048  -1.034703  0.3009736
DNW   0.5187199  0.1232066  4.2101644  0.000027
DCT   -0.13923  0.0537242  -2.59157  0.0096461
DLT   -0.191406  0.0391049  -4.894681  1.0902E-6
CONSTANT 1.066454  1.6028773  0.6653372  0.5059365
Y_1995 -4.27952  2.8387496  -1.507537  0.1318823
Y_1996  0.4904901  2.1875265  0.2242213  0.8226154
Y_1997 -4.384256  3.0491361  -1.437868  0.1506787
```

TSS = 1709853.5 RSS = 1242064.4 MSE = 823.10431

Nobs = 1520 nb param = 11 Df = 1509

Det of ZhZ 1st step = 1.0178E83

Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 28.689794 ESE (levels) = 20.286748

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 554.42647 df = 7 p = 0

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 5.3120923 df = 4 p = 0.2567471

Est. autocorr. of e(i,t) = -0.267974 D. W. = 2.3903041 (skip 0 indiv.)

Sargan [CHI**2] = 20.014149 nsm = 0.0027534 ndf = 6

m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -2.988638 ==> nsm = 0.0028022 (skip 0 indiv.)

m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = 0.4359837 ==> nsm = 0.6628485 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

1st step (robust) estimates

```
GMM on differences
      b          sb          T          prob
DPR1  0.0069803  0.4600004  0.0151746  0.9878949
DCA   0.2303438  0.1252004  1.8398014  0.0659937
DCA1  -0.047385  0.2902697  -0.163245  0.8703476
DCA2  -0.108442  0.2154457  -0.503337  0.6148009
DNW   0.5187199  0.3038386  1.7072218  0.0879865
DCT   -0.13923  0.1385378  -1.004996  0.3150599
DLT   -0.191406  0.1482818  -1.290826  0.1969619
CONSTANT 1.066454  1.7539536  0.6080286  0.54326
Y_1995 -4.27952  3.1743041  -1.348176  0.1778041
Y_1996  0.4904901  2.3566961  0.2081262  0.8351585
Y_1997 -4.384256  5.0771809  -0.863522  0.3879879
```

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 50.101627 df = 7 p = 1.3796E-8

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 4.3205318 df = 4 p = 0.3643611

m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -1.324909 ==> nsm = 0.1852013 (skip 0 indiv.)

m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = 0.2245641 ==> nsm = 0.8223184 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity

2nd step estimates

```
GMM on differences
      b          sb          T          prob
DPR1  -0.004549  0.3291786  -0.01382  0.988975
DCA   0.2359934  0.0942978  2.5026406  0.0124321
DCA1  -0.042163  0.200156  -0.21065  0.8331885
DCA2  -0.113758  0.1469838  -0.773949  0.4390821
DNW   0.4938181  0.1860144  2.6547313  0.0080206
DCT   -0.147859  0.1013988  -1.458196  0.1449947
DLT   -0.16195  0.1186929  -1.364448  0.1726299
CONSTANT 0.497475  1.5362748  0.323819  0.7461199
Y_1995 -2.078824  2.5597337  -0.812125  0.416848
Y_1996  0.910437  1.9221519  0.4736551  0.6358144
Y_1997 -3.466007  3.8469493  -0.900976  0.3677451
```

TSS = 1709853.5 RSS = 1235354.9 MSE = 818.65796

Nobs = 1520 nb param = 11 Df = 1509

Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)

Det of ZhZ 2nd step = 2.124E137

Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 28.612199 ESE (levels) = 20.23188

Sargan [CHI**2] = 8.5097985 nsm = 0.2030808 ndf = 6

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 67.911971 df = 7 p = 3.899E-12

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 2.5776161 df = 4 p = 0.6307934

m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -1.677103 ==> nsm = 0.0935224 (skip 0 indiv.)

m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -1.660953 ==> nsm = 0.0967228 (skip 0 indiv.)

m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = 0.2697378 ==> nsm = 0.787362 (skip 0 indiv.)

m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = 0.2701056 ==> nsm = 0.787079 (skip 0 indiv.)

Est. autocorr. of e(i,t) = -0.275234 D. W. = 2.3988621 (skip 0 indiv.)

Execution time in seconds

23.7178

2.- Modèle 2**a.- Foyers monoactifs en 1997****General informations on the model**

```

file nb of obs.      : 9324   file nb indiv.   : 1332
usable nb of obs.   : 5328   usable nb indiv. : 1332
nb year lost (mlag) : 3      nb indiv. lost   : 0
observation period (file) : 1991 1997
nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
estimation period   : 1994 1997
nb of year/firm (min, max) used in estimation : 4 4
endogeneous variable : DPR
nb of regressors    : 11
regressors names    :
DPR1   DCA   DCA1   DCA2   DNW   DCT   DLT   CONSTANT
Y_1995 Y_1996 Y_1997
You called 5 time(s) the gmmilev function
The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 27 columns
total nb of instruments : 31
instruments names      :
GMM299   CONSTANT   Y_1995   Y_1996   Y_1997   abl_1_1   abl_1_2
abl_1_3   abl_1_4   abl_1_5   abl_1_6   abl_1_7   abl_2_1   abl_2_2
abl_2_3   abl_2_4   abl_2_5   abl_2_6   abl_2_7   abl_2_8   abl_3_1
abl_3_2   abl_3_3   abl_3_4   abl_4_1   abl_4_2   abl_4_3   abl_4_4
abl_5_1   abl_5_2   abl_5_3   abl_5_4

```

1st step (non robust) estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DPR1  -0.535092  0.0640488  -8.35444  0
DCA   0.6992962  0.0914827  7.6440262  2.487E-14
DCA1  0.4107273  0.0536082  7.6616437  2.176E-14
DCA2  0.1093007  0.0260348  4.1982589  0.0000273
DNW   0.0745374  0.0333997  2.2316764  0.0256779
DCT   0.9526291  0.1836723  5.1865697  2.2214E-7
DLT   0.1778712  0.0739914  2.4039439  0.0162533
CONSTANT -1.894526  1.0596016  -1.787961  0.0738393
Y_1995  0.4470448  1.7090667  0.2615725  0.7936612
Y_1996  1.5141292  1.530209  0.9894918  0.3224676
Y_1997  5.9677919  1.4474057  4.1230954  0.000038

```

TSS = 7112297.1 RSS = 6428940.2 MSE = 1209.1292

Nobs = 5328 nb param = 11 Df = 5317

Det of ZhZ 1st step = 8.779E177

Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 34.772536 ESE (levels) = 24.587896

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 264.35276 df = 7 p = 0

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 25.151549 df = 4 p = 0.0000469

Est. autocorr. of e(i,t) = -0.126547 D. W. = 2.0718626 (skip 0 indiv.)

Sargan [CHI**2] = 312.01281 nsm = 0 ndf = 20

m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -4.047187 ==> nsm = 0.0000518 (skip 0 indiv.)

m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -4.469919 ==> nsm = 7.8249E-6 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

1st step (robust) estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DPR1  -0.535092  0.1983336  -2.697939  0.0069991
DCA   0.6992962  0.4599894  1.5202441  0.1285091
DCA1  0.4107273  0.2360399  1.7400755  0.0819036
DCA2  0.1093007  0.0606105  1.8033282  0.0713933
DNW   0.0745374  0.1092241  0.6824261  0.4949993
DCT   0.9526291  0.623294  1.5283783  0.1264781
DLT   0.1778712  0.4144555  0.4291683  0.6678181
CONSTANT -1.894526  1.6054553  -1.180055  0.238031
Y_1995  0.4470448  1.5927225  0.2806797  0.778967
Y_1996  1.5141292  2.1777739  0.6952647  0.4869198
Y_1997  5.9677919  2.171347  2.7484285  0.0060084

```

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 13.026097 df = 7 p = 0.0714751

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 11.457798 df = 4 p = 0.0218733

m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -1.482077 ==> nsm = 0.1383199 (skip 0 indiv.)

m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -2.271983 ==> nsm = 0.0230876 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity

2nd step estimates

```
GMM on differences
      b          sb          T          prob
DPR1  -0.343506  0.0954507 -3.598785  0.0003226
DCA   0.3927971  0.1240764  3.1657666  0.0015555
DCA1  0.3052315  0.0835767  3.6521109  0.0002626
DCA2  0.1279514  0.0316004  4.049048  0.0000522
DNW   0.0230983  0.0601412  0.3840677  0.7009437
DCT   0.6115743  0.2441264  2.5051546  0.0122695
DLT   0.1550051  0.1302827  1.18976  0.2341939
CONSTANT -0.670066  0.73747 -0.908601  0.3636019
Y_1995  0.680514  0.9691954  0.7021432  0.4826206
Y_1996  0.6508188  1.1030694  0.5900071  0.5552109
Y_1997  4.1131215  0.997762  4.1223471  0.0000381
```

TSS = 7112297.1 RSS = 5937826.2 MSE = 1116.7625

Nobs = 5328 nb param = 11 Df = 5317

Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)

Det of ZhZ 2nd step = 5.437E285

Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 33.417997 ESE (levels) = 23.630092

Sargan [CHI**2] = 13.455896 nsm = 0.8569783 ndf = 20

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 28.069741 df = 7 p = 0.0002136

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 29.332159 df = 4 p = 6.6921E-6

m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -3.267418 ==> nsm = 0.0010853 (skip 0 indiv.)

m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -3.318118 ==> nsm = 0.0009063 (skip 0 indiv.)

m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -0.892416 ==> nsm = 0.3721699 (skip 0 indiv.)

m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -1.179542 ==> nsm = 0.2381825 (skip 0 indiv.)

Est. autocorr. of e(i,t) = -0.215378 D. W. = 2.1514458 (skip 0 indiv.)

Execution time in seconds

90.9401

b.- Foyers pluriactifs en 1997**General informations on the model**

```
file nb of obs. : 2660 file nb indiv. : 380
usable nb of obs. : 1520 usable nb indiv. : 380
nb year lost (mlag) : 3 nb indiv. lost : 0
observation period (file) : 1991 1997
nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
estimation period : 1994 1997
nb of year/firm (min, max) used in estimation : 4 4
endogeneous variable : DPR
nb of regressors : 11
regressors names :
```

```
DPR1 DCA DCA1 DCA2 DNW DCT DLT CONSTANT
Y_1995 Y_1996 Y_1997
```

You called 5 time(s) the gmmilev function

The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 27 columns

total nb of instruments : 31

instruments names :

```
GMM299 CONSTANT Y_1995 Y_1996 Y_1997 abl_1_1 abl_1_2
abl_1_3 abl_1_4 abl_1_5 abl_1_6 abl_1_7 abl_2_1 abl_2_2
abl_2_3 abl_2_4 abl_2_5 abl_2_6 abl_2_7 abl_2_8 abl_3_1
abl_3_2 abl_3_3 abl_3_4 abl_4_1 abl_4_2 abl_4_3 abl_4_4
abl_5_1 abl_5_2 abl_5_3 abl_5_4
```

1st step (non robust) estimates

```
GMM on differences
      b          sb          T          prob
DPR1  0.1315625  0.0954413  1.3784649  0.1682641
DCA   0.1273811  0.2099901  0.6066054  0.5442041
DCA1  0.1445107  0.081637  1.7701611  0.0769022
DCA2 -0.044396  0.0580132 -0.765267  0.4442324
DNW   0.1084874  0.0717154  1.5127482  0.130553
DCT -0.122452  0.1314567 -0.931498  0.351745
DLT -0.144405  0.131442 -1.098624  0.2721072
CONSTANT 3.1799686  1.996484  1.5927844  0.111418
Y_1995 -6.389663  3.2395544 -1.97239  0.0487475
Y_1996  1.5738793  2.6793061  0.5874205  0.5570092
Y_1997 -5.147084  2.7166414 -1.89465  0.0583298
```

TSS = 1709853.5 RSS = 1695234.4 MSE = 1123.4157

Nobs = 1520 nb param = 11 Df = 1509

Det of ZhZ 1st step = 2.459E160

Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 33.517395 ESE (levels) = 23.700377

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 30.216049 df = 7 p = 0.0000867

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 9.0873006 df = 4 p = 0.058954
 Est. autocorr. of e(i,t) = -0.433065 D. W. = 2.7966994 (skip 0 indiv.)
 Sargan [CHI**2] = 66.876696 nsm = 5.843E-7 ndf = 20
 m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -7.297928 ==> nsm = 2.922E-13 (skip 0 indiv.)
 m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = 1.3414887 ==> nsm = 0.1797618 (skip 0 indiv.)
 Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

1st step (robust) estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DPR1	0.1315625	0.196571	0.6692874	0.5034146
DCA	0.1273811	0.4359973	0.2921603	0.7702042
DCA1	0.1445107	0.1507042	0.9589026	0.3377614
DCA2	-0.044396	0.0807112	-0.550054	0.5823636
DNW	0.1084874	0.1144826	0.9476319	0.3434686
DCT	-0.122452	0.2642677	-0.463362	0.6431718
DLT	-0.144405	0.2695939	-0.535641	0.5922859
CONSTANT	3.1799686	2.2068216	1.4409723	0.1498
Y_1995	-6.389663	3.5734652	-1.788086	0.0739627
Y_1996	1.5738793	2.6932577	0.5843775	0.5590537
Y_1997	-5.147084	2.7165301	-1.894727	0.0583195

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 9.3887632 df = 7 p = 0.225936
 Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 6.856853 df = 4 p = 0.143649
 m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -3.304681 ==> nsm = 0.0009508 (skip 0 indiv.)
 m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = 0.858034 ==> nsm = 0.3908737 (skip 0 indiv.)
 Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity

2nd step estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DPR1	0.0386667	0.0815277	0.4742763	0.6353715
DCA	0.5665427	0.2261975	2.5046377	0.0123624
DCA1	0.1657376	0.0888733	1.8648752	0.0623929
DCA2	0.0257647	0.0467864	0.550687	0.5819298
DNW	0.0794859	0.0696514	1.1411955	0.2539696
DCT	-0.19934	0.1467705	-1.358174	0.1746114
DLT	0.072622	0.1432522	0.5069518	0.6122627
CONSTANT	0.4581722	1.3125524	0.3490696	0.7270858
Y_1995	-1.955494	2.11449	-0.924806	0.3552146
Y_1996	2.1744028	1.8360903	1.1842571	0.2364978
Y_1997	-1.681242	1.8684482	-0.899806	0.3683668

TSS = 1709853.5 RSS = 1674706.4 MSE = 1109.8121
 Nobs = 1520 nb param = 11 Df = 1509

Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)

Det of ZhZ 2nd step = 3.344E257

Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 33.313842 ESE (levels) = 23.556443

Sargan [CHI**2] = 17.390358 nsm = 0.6274999 ndf = 20

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 24.597424 df = 7 p = 0.0008941

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 3.5184494 df = 4 p = 0.4750786

m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -4.550953 ==> nsm = 5.3403E-6 (skip 0 indiv.)

m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -4.300839 ==> nsm = 0.000017 (skip 0 indiv.)

m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = 0.6220049 ==> nsm = 0.5339386 (skip 0 indiv.)

m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = 0.7050878 ==> nsm = 0.4807556 (skip 0 indiv.)

Est. autocorr. of e(i,t) = -0.405868 D. W. = 2.7514651 (skip 0 indiv.)

Execution time in seconds

27.8807

3.- Modèle 3**a.- Foyers monoactifs en 1997****General informations on the model**

file nb of obs. : 9324 file nb indiv. : 1332
 usable nb of obs. : 5328 usable nb indiv. : 1332
 nb year lost (mlag) : 3 nb indiv. lost : 0
 observation period (file) : 1991 1997
 nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
 estimation period : 1994 1997
 nb of year/firm (min, max) used in estimation : 4 4
 endogeneous variable : DPRA
 nb of regressors : 11
 regressors names :
 DPR1 DCAA DCAA1 DCAA2 DNWA DCTA DLTA CONSTANT
 Y_1995 Y_1996 Y_1997

You called 1 time(s) the gmmilev function
 The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 7 columns
 total nb of instruments : 17
 instruments names :
 GMM299 CONSTANT Y_1995 Y_1996 Y_1997 abl_1_1
 abl_1_2 abl_1_3 abl_1_4 abl_1_5 abl_1_6 abl_1_7

1st step (non robust) estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DPRA1	-0.236339	0.0910347	-2.596139	0.0094537
DCAA	0.3623552	0.0266006	13.622056	0
DCAA1	0.1401933	0.0386516	3.6271004	0.0002893
DCAA2	0.0275414	0.0231364	1.190393	0.2339451
DNWA	0.147795	0.0194056	7.6161174	3.064E-14
DCTA	-0.06427	0.0439895	-1.461019	0.1440693
DLTA	-0.115135	0.0228209	-5.045165	4.682E-7
CONSTANT	-1.572555	0.7847366	-2.003928	0.0451284
Y_1995	0.7379466	1.3491899	0.5469554	0.5844324
Y_1996	2.2304699	1.1147498	2.0008704	0.0454571
Y_1997	3.6539716	1.1329899	3.2250699	0.001267

TSS = 5446582.1 RSS = 4230438.4 MSE = 795.64385

Nobs = 5328 nb param = 11 Df = 5317

Det of ZhZ 1st step = 1.1242E91

Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 28.20716 ESE (levels) = 19.945474

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 728.56896 df = 7 p = 0

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 16.333684 df = 4 p = 0.0026026

Est. autocorr. of e(i,t) = -0.211165 D. W. = 2.0767044 (skip 0 indiv.)

Sargan [CHI**2] = 6.2509283 nsm = 0.3956761 ndf = 6

m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -4.831438 ==> nsm = 1.3555E-6 (skip 0 indiv.)

m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = 0.1402648 ==> nsm = 0.8884507 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

1st step (robust) estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DPRA1	-0.236339	0.2737313	-0.863397	0.3879582
DCAA	0.3623552	0.0659849	5.4914886	4.1707E-8
DCAA1	0.1401933	0.1418882	0.9880547	0.3231708
DCAA2	0.0275414	0.144495	0.1906047	0.8488426
DNWA	0.147795	0.0686852	2.1517755	0.0314599
DCTA	-0.06427	0.1129744	-0.568886	0.5694578
DLTA	-0.115135	0.0478009	-2.408635	0.0160461
CONSTANT	-1.572555	0.6352074	-2.475656	0.0133301
Y_1995	0.7379466	0.9496958	0.7770347	0.4371729
Y_1996	2.2304699	1.0108211	2.2065921	0.0273852
Y_1997	3.6539716	1.340336	2.7261608	0.0064286

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 89.237732 df = 7 p = 2.22E-16

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 9.5223581 df = 4 p = 0.0492899

m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -1.400557 ==> nsm = 0.1613466 (skip 0 indiv.)

m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = 0.0354622 ==> nsm = 0.9717112 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity

2nd step estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DPRA1	-0.297576	0.1945998	-1.529171	0.1262816
DCAA	0.3526162	0.0450801	7.8219975	6.217E-15
DCAA1	0.1742975	0.1125271	1.5489374	0.1214563
DCAA2	0.0788582	0.0585265	1.3473939	0.1779108
DNWA	0.1448841	0.0559278	2.5905558	0.0096083
DCTA	-0.038773	0.0923573	-0.419817	0.6746359
DLTA	-0.102923	0.0407446	-2.526061	0.0115637
CONSTANT	-1.239017	0.5184008	-2.390076	0.0168795
Y_1995	0.3996213	0.8708885	0.4588662	0.646349
Y_1996	1.7184285	0.7973263	2.1552388	0.0311879
Y_1997	3.3468858	1.1418999	2.93098	0.0033933

TSS = 5446582.1 RSS = 4140571.7 MSE = 778.74209

Nobs = 5328 nb param = 11 DF = 5317

Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)

Det of ZhZ 2nd step = 3.722E147

Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 27.905951 ESE (levels) = 19.732487

Sargan [CHI**2] = 1.9665864 nsm = 0.9227458 ndf = 6

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 120.46696 df = 7 p = 0

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 11.832211 df = 4 p = 0.0186436

```

m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -1.959157 ==> nsm = 0.0500944 (skip 0 indiv.)
m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -2.036746 ==> nsm = 0.0416755 (skip 0 indiv.)
m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -0.262459 ==> nsm = 0.7929676 (skip 0 indiv.)
m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -0.26662 ==> nsm = 0.7897619 (skip 0 indiv.)
Est. autocorr. of e(i,t) = -0.191842 D. W. = 2.0489688 (skip 0 indiv.)

```

Execution time in seconds
70.7384

b.- Foyers pluriactifs en 1997

General informations on the model

```

file nb of obs.      : 2660  file nb indiv.   : 380
usable nb of obs.   : 1520  usable nb indiv. : 380
nb year lost (mlag) : 3     nb indiv. lost  : 0
observation period (file) : 1991 1997
nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
estimation period   : 1994 1997
nb of year/firm (min, max) used in estimation : 4 4
endogeneous variable : DPRA
nb of regressors : 11
regressors names :
DPRA1  DCAA  DCAA1  DCAA2  DNWA  DCTA  DLTA  CONSTANT Y_1995  Y_1996  Y_1997
You called 1 time(s) the gmmilev function
The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 7 columns
total nb of instruments : 17
instruments names :
GMM299  CONSTANT  Y_1995  Y_1996  Y_1997  abl_1_1
abl_1_2  abl_1_3  abl_1_4  abl_1_5  abl_1_6  abl_1_7

```

1st step (non robust) estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DPRA1 -0.507737 0.0999788 -5.078443 4.279E-7
DCAA  0.238509 0.0406234 5.8712177 5.3107E-9
DCAA1 0.3698579 0.0647583 5.7113611 1.3476E-8
DCAA2 0.1032592 0.050779 2.033503 0.0421764
DNWA  0.3102863 0.025563 12.138125 0
DCTA  -0.085272 0.0539509 -1.580552 0.1141901
DLTA  -0.306201 0.0543628 -5.632543 2.1147E-8
CONSTANT -0.549223 1.4736123 -0.372705 0.7094204
Y_1995 -1.349827 2.545533 -0.530273 0.5960007
Y_1996 0.8512373 2.0737752 0.4104771 0.6815142
Y_1997 0.4175851 2.1497488 0.1942483 0.8460076

```

TSS = 2073125.6 RSS = 1195150.6 MSE = 792.01495

Nobs = 1520 nb param = 11 Df = 1509

Det of ZhZ 1st step = 2.0214E84

Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 28.14276 ESE (levels) = 19.899937

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 787.01427 df = 7 p = 0

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 4.0220022 df = 4 p = 0.4030364

Est. autocorr. of e(i,t) = -0.106001 D. W. = 2.0624442 (skip 0 indiv.)

Sargan [CHI**2] = 63.691702 nsm = 7.977E-12 ndf = 6

m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -2.359483 ==> nsm = 0.0183004 (skip 0 indiv.)

m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -2.711201 ==> nsm = 0.006704 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

1st step (robust) estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DPRA1 -0.507737 0.2671819 -1.900341 0.0575788
DCAA  0.238509 0.1464433 1.6286788 0.1035898
DCAA1 0.3698579 0.1522358 2.4295067 0.0152354
DCAA2 0.1032592 0.1308099 0.7893836 0.4300119
DNWA  0.3102863 0.0911814 3.4029565 0.0006841
DCTA  -0.085272 0.1420615 -0.600248 0.5484309
DLTA  -0.306201 0.1646668 -1.859518 0.0631482
CONSTANT -0.549223 1.2605425 -0.435703 0.6631143
Y_1995 -1.349827 1.8708513 -0.721504 0.470711
Y_1996 0.8512373 2.2197319 0.3834866 0.7014131
Y_1997 0.4175851 2.8481961 0.1466139 0.8834564

```

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 63.187842 df = 7 p = 3.475E-11

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 2.2548372 df = 4 p = 0.6890033

m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -0.63144 ==> nsm = 0.5277531 (skip 0 indiv.)

m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -1.54345 ==> nsm = 0.1227216 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity

2nd step estimates

```
GMM on differences
      b          sb          T          prob
DPRA1  -0.254593  0.145713 -1.747225  0.0808017
DCAA1  0.323784  0.0941398  3.439394  0.0005989
DCAA2  0.1555395  0.0896557  1.7348534  0.082971
DCAA2  -0.017765  0.0782891 -0.226921  0.8205162
DNWA    0.2385895  0.06389  3.7343771  0.0001952
DCTA   -0.237967  0.1010326 -2.355353  0.0186325
DLTA   -0.269302  0.1283292 -2.098528  0.0360244
CONSTANT -0.796083  1.1069751 -0.719152  0.4721585
Y_1995  -1.072092  1.6873946 -0.635354  0.5252942
Y_1996  3.9028285  1.7206089  2.2682833  0.0234527
Y_1997  -1.830192  2.1702167 -0.843322  0.399182
```

TSS = 2073125.6 RSS = 1300301 MSE = 861.69712

Nobs = 1520 nb param = 11 Df = 1509

Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)

Det of ZhZ 2nd step = 6.699E139

Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 29.354678 ESE (levels) = 20.756892

Sargan [CHI**2] = 7.0639418 nsm = 0.3149744 ndf = 6

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 128.19865 df = 7 p = 0

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 7.3319204 df = 4 p = 0.1193534

m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -2.122233 ==> nsm = 0.0338182 (skip 0 indiv.)

m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -2.11423 ==> nsm = 0.0344956 (skip 0 indiv.)

m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -1.385942 ==> nsm = 0.1657645 (skip 0 indiv.)

m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -1.64887 ==> nsm = 0.0991744 (skip 0 indiv.)

Est. autocorr. of e(i,t) = -0.206433 D. W. = 2.1001426 (skip 0 indiv.)

Execution time in seconds

24.5305

4.- Modèle 4**a.- Foyers monoactifs en 1997****General informations on the model**

```
file nb of obs. : 9324 file nb indiv. : 1332
usable nb of obs. : 5328 usable nb indiv. : 1332
nb year lost (mlag) : 3 nb indiv. lost : 0
observation period (file) : 1991 1997
nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
estimation period : 1994 1997
nb of year/firm (min, max) used in estimation : 4 4
endogeneous variable : DPRA
nb of regressors : 11
regressors names :
```

```
DPRA1 DCAA DCAA1 DCAA2 DNWA DCTA DLTA CONSTANT
Y_1995 Y_1996 Y_1997
```

You called 5 time(s) the gmmilev function

The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 27 columns

total nb of instruments : 31

instruments names :

```
GMM299 CONSTANT Y_1995 Y_1996 Y_1997 abl_1_1 abl_1_2
abl_1_3 abl_1_4 abl_1_5 abl_1_6 abl_1_7 abl_2_1 abl_2_2
abl_2_3 abl_2_4 abl_2_5 abl_2_6 abl_2_7 abl_2_8 abl_3_1
abl_3_2 abl_3_3 abl_3_4 abl_4_1 abl_4_2 abl_4_3 abl_4_4
abl_5_1 abl_5_2 abl_5_3 abl_5_4
```

1st step (non robust) estimates

```
GMM on differences
      b          sb          T          prob
DPRA1  -0.261199  0.0555036 -4.705985  2.5905E-6
DCAA1  0.6569754  0.0831719  7.8990069  3.331E-15
DCAA1  0.243966  0.0472774  5.1603092  2.555E-7
DCAA2  0.007293  0.0262624  0.2776988  0.7812544
DNWA    0.05955  0.0261965  2.2732045  0.0230536
DCTA    0.5803393  0.0984604  5.8941396  3.9982E-9
DLTA    0.0353681  0.0599645  0.5898176  0.555338
CONSTANT -1.882775  0.9073269 -2.075079  0.0380271
Y_1995  1.0934442  1.4796199  0.7390035  0.4599375
Y_1996  2.6759353  1.2980678  2.0614758  0.0393062
Y_1997  4.5411835  1.246358  3.6435628  0.0002715
```

TSS = 5446582.1 RSS = 4938944.7 MSE = 928.89688

Nobs = 5328 nb param = 11 Df = 5317

Det of ZhZ 1st step = 1.722E174

Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

```

ESE (diff.) = 30.47781 ESE (levels) = 21.551066
Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 203.27381 df = 7 p = 0
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 20.508567 df = 4 p = 0.0003962
Est. autocorr. of e(i,t) = -0.267767 D. W. = 2.3499313 (skip 0 indiv.)
Sargan [CHI**2] = 427.24049 nsm = 0 ndf = 20
m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -9.840022 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv.)
m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = 2.6147533 ==> nsm = 0.0089292 (skip 0 indiv.)
Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

```

1st step (robust) estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DPRA1 -0.261199 0.1781227 -1.4664 0.1425984
DCAA  0.6569754 0.2705574 2.4282293 0.0152057
DCAAL  0.243966  0.15044  1.621683 0.1049305
DCAA2  0.007293 0.1611659 0.0452518 0.9639083
DNWA   0.05955 0.0913103 0.6521719 0.5143185
DCTA   0.5803393 0.3211771 1.8069139 0.0708322
DLTA   0.0353681 0.2509356 0.140945 0.8879187
CONSTANT -1.882775 1.0515617 -1.790457 0.0734374
Y_1995  1.0934442 1.2522838 0.8731601 0.3826153
Y_1996  2.6759353 1.7322808 1.5447468 0.122467
Y_1997  4.5411835 1.4642897 3.1012875 0.0019369

```

```

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 25.895722 df = 7 p = 0.0005257
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 10.185244 df = 4 p = 0.0374202
m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -1.674815 ==> nsm = 0.0939705 (skip 0 indiv.)
m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = 0.3897005 ==> nsm = 0.696758 (skip 0 indiv.)
Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity

```

2nd step estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DPRA1 -0.179703 0.0895999 -2.005618 0.0449476
DCAA  0.4910992 0.0891572 5.5082417 3.7947E-8
DCAAL  0.1257511 0.0695582 1.8078553 0.0706855
DCAA2  0.0342678 0.038158 0.8980495 0.3691998
DNWA   0.0485388 0.0488264 0.9941113 0.3202139
DCTA   0.4345729 0.1497483 2.9020226 0.0037228
DLTA   0.0700221 0.0865331 0.8091945 0.4184395
CONSTANT -1.22001 0.5528559 -2.206741 0.0273747
Y_1995  1.3693556 0.7918203 1.7293768 0.0837997
Y_1996  1.6701236 0.812508 2.0555165 0.0398779
Y_1997  3.5243032 0.746855 4.7188586 2.4325E-6

```

```

TSS = 5446582.1 RSS = 4895267.9 MSE = 920.68231
Nobs = 5328 nb param = 11 DF = 5317
Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)
Det of ZhZ 2nd step = 9.824E277

```

Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

```

ESE (diff.) = 30.342747 ESE (levels) = 21.455562
Sargan [CHI**2] = 16.536904 nsm = 0.6828071 ndf = 20
Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 52.026422 df = 7 p = 5.769E-9
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 29.916153 df = 4 p = 5.0906E-6
m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -2.538954 ==> nsm = 0.0111184 (skip 0 indiv.)
m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -3.010346 ==> nsm = 0.0026095 (skip 0 indiv.)
m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = 0.4490706 ==> nsm = 0.6533807 (skip 0 indiv.)
m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = 0.5716626 ==> nsm = 0.5675506 (skip 0 indiv.)
Est. autocorr. of e(i,t) = -0.289515 D. W. = 2.3636306 (skip 0 indiv.)

```

```

Execution time in seconds
92.0676

```

b.- Foyers pluriactifs en 1997**General informations on the model**

```

file nb of obs. : 2660 file nb indiv. : 380
usable nb of obs. : 1520 usable nb indiv. : 380
nb year lost (mlag) : 3 nb indiv. lost : 0
observation period (file) : 1991 1997
nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
estimation period : 1994 1997
nb of year/firm (min, max) used in estimation : 4 4
endogeneous variable : DPRA
nb of regressors : 11
regressors names :
DPRA1 DCAA DCAAL DCAA2 DNWA DCTA DLTA CONSTANT Y_1995 Y_1996 Y_1997
You called 5 time(s) the gmmilev function

```

The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 27 columns

total nb of instruments : 31
 instruments names :

GMM299	CONSTANT	Y_1995	Y_1996	Y_1997	abl_1_1	abl_1_2
abl_1_3	abl_1_4	abl_1_5	abl_1_6	abl_1_7	abl_2_1	abl_2_2
abl_2_3	abl_2_4	abl_2_5	abl_2_6	abl_2_7	abl_2_8	abl_3_1
abl_3_2	abl_3_3	abl_3_4	abl_4_1	abl_4_2	abl_4_3	abl_4_4
abl_5_1	abl_5_2	abl_5_3	abl_5_4			

1st step (non robust) estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DPRA1	-0.193321	0.0755377	-2.559266	0.0105861
DCAA	0.3335194	0.0988697	3.3733238	0.0007615
DCAA1	0.3133145	0.0808903	3.8733279	0.000112
DCAA2	-0.00625	0.0531145	-0.117662	0.9063512
DNWA	0.376405	0.0342908	10.97685	0
DCTA	0.1839231	0.1046484	1.7575328	0.0790298
DLTA	-0.686444	0.0762903	-8.99778	0
CONSTANT	-1.46833	1.6420599	-0.8942	0.3713576
Y_1995	-2.089576	2.7606189	-0.756923	0.4492141
Y_1996	1.6998995	2.2569512	0.753184	0.4514569
Y_1997	-1.193634	2.2645172	-0.527103	0.5981995

TSS = 2073125.6 RSS = 1382204.3 MSE = 915.97366

Nobs = 1520 nb param = 11 Df = 1509

Det of ZhZ 1st step = 8.42E161

Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 30.265057 ESE (levels) = 21.400627

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 431.13397 df = 7 p = 0

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 16.302937 df = 4 p = 0.0026385

Est. autocorr. of e(i,t) = -0.219972 D. W. = 2.3171761 (skip 0 indiv.)

Sargan [CHI**2] = 272.15865 nsm = 0 ndf = 20

m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -4.873813 ==> nsm = 1.0946E-6 (skip 0 indiv.)

m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -0.167348 ==> nsm = 0.8670965 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

1st step (robust) estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DPRA1	-0.193321	0.1621646	-1.192128	0.2333984
DCAA	0.3335194	0.1969812	1.6931536	0.0906326
DCAA1	0.3133145	0.189507	1.6533133	0.0984751
DCAA2	-0.00625	0.092477	-0.06758	0.9461293
DNWA	0.376405	0.2393157	1.5728385	0.1159659
DCTA	0.1839231	0.4862568	0.3782427	0.7053035
DLTA	-0.686444	0.3274708	-2.096197	0.0362309
CONSTANT	-1.46833	2.1863773	-0.671581	0.5019532
Y_1995	-2.089576	3.0801565	-0.678399	0.4976225
Y_1996	1.6998995	2.2108857	0.7688772	0.4420866
Y_1997	-1.193634	2.3771229	-0.502134	0.6156466

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 45.193269 df = 7 p = 1.2544E-7

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 6.993055 df = 4 p = 0.1362557

m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -1.640965 ==> nsm = 0.1008046 (skip 0 indiv.)

m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -0.099971 ==> nsm = 0.9203671 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity

2nd step estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DPRA1	-0.147105	0.0602503	-2.441571	0.0147377
DCAA	0.3818244	0.0837783	4.5575562	5.5925E-6
DCAA1	0.2155574	0.0978979	2.2018582	0.0278262
DCAA2	-0.004967	0.0510612	-0.097271	0.9225245
DNWA	0.2663208	0.0694264	3.8360138	0.0001302
DCTA	-0.01272	0.1474746	-0.086256	0.9312747
DLTA	-0.490007	0.1092275	-4.486112	7.8029E-6
CONSTANT	-1.172255	0.9436809	-1.242216	0.2143499
Y_1995	-0.174298	1.564617	-0.1114	0.9113143
Y_1996	2.3777308	1.3370528	1.7783372	0.0755498
Y_1997	-0.24675	1.4166703	-0.174176	0.8617502

TSS = 2073125.6 RSS = 1371261.4 MSE = 908.72196

Nobs = 1520 nb param = 11 Df = 1509

Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)

Det of ZhZ 2nd step = 2.025E260

Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 30.145015 ESE (levels) = 21.315745

Sargan [CHI**2] = 23.282843 nsm = 0.2751207 ndf = 20

```

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 193.12998 df = 7 p = 0
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 5.4124733 df = 4 p = 0.2475309
m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -3.746421 ==> nsm = 0.0001794 (skip 0 indiv.)
m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -4.85527 ==> nsm = 1.2022E-6 (skip 0 indiv.)
m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -0.494659 ==> nsm = 0.6208409 (skip 0 indiv.)
m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -0.849241 ==> nsm = 0.3957472 (skip 0 indiv.)
Est. autocorr. of e(i,t) = -0.257975 D. W. = 2.2967847 (skip 0 indiv.)

```

Execution time in seconds
32.3505

D.- Statut en matière d'emploi en 1991 et 1997

1.- Modèle 1

a.- Foyers monoactifs en en 1991 et 1997

General informations on the model

```

file nb of obs. : 8799 file nb indiv. : 1257
usable nb of obs. : 5028 usable nb indiv. : 1257
nb year lost (mlag) : 3 nb indiv. lost : 0
observation period (file) : 1991 1997
nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
estimation period : 1994 1997
nb of year/firm (min, max) used in estimation : 4 4
endogeneous variable : DPR
nb of regressors : 11
regressors names :
DPR1 DCA DCA1 DCA2 DNW DCT DLT CONSTANT
Y_1995 Y_1996 Y_1997
You called 1 time(s) the gmmilev function
The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 7 columns
total nb of instruments : 17
instruments names :
GMM299 CONSTANT Y_1995 Y_1996 Y_1997 abl_1_1
abl_1_2 abl_1_3 abl_1_4 abl_1_5 abl_1_6 abl_1_7

```

1st step (non robust) estimates

```

GMM on differences
          b          sb          T          prob
DPR1    -0.519509  0.0818364 -6.348139  2.371E-10
DCA      0.3212257  0.0242395 13.252161      0
DCA1     0.233975  0.0397074  5.8924775  4.0527E-9
DCA2     0.077971  0.0251503  3.1002039  0.0019446
DNW      0.1350371  0.0246642  5.4750205  4.5876E-8
DCT     -0.013801  0.0389795 -0.354067  0.7233039
DLT     -0.087477  0.0236697 -3.695754  0.0002216
CONSTANT -1.541435  0.8531762 -1.806702  0.0708687
Y_1995   1.0637705  1.4649019  0.7261718  0.4677673
Y_1996   2.3650942  1.2113849  1.9523887  0.0509476
Y_1997   4.5256693  1.2205743  3.7078196  0.0002113

```

TSS = 6388240.8 RSS = 4432355.7 MSE = 883.46735
Nobs = 5028 nb param = 11 Df = 5017
Det of ZhZ 1st step = 5.3744E91

Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 29.723179 ESE (levels) = 21.017461

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 1119.5805 df = 7 p = 0

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 21.302541 df = 4 p = 0.0002758

Est. autocorr. of e(i,t) = -0.093605 D. W. = 1.8416034 (skip 0 indiv.)

Sargan [CHI**2] = 14.249857 nsm = 0.0269663 ndf = 6

m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -2.664268 ==> nsm = 0.0077156 (skip 0 indiv.)

m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -4.125563 ==> nsm = 0.000037 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

1st step (robust) estimates

```

GMM on differences
          b          sb          T          prob
DPR1    -0.519509  0.1681616 -3.089343  0.002017
DCA      0.3212257  0.049673  6.4668088  1.096E-10
DCA1     0.233975  0.101871  2.296777  0.0216725
DCA2     0.077971  0.0984173  0.7922486  0.4282532
DNW      0.1350371  0.0621451  2.1729331  0.029832
DCT     -0.013801  0.0888187 -0.155388  0.8765221
DLT     -0.087477  0.0376443 -2.32379  0.0201765
CONSTANT -1.541435  0.6983155 -2.207362  0.0273339
Y_1995   1.0637705  1.01506  1.0479878  0.2946947

```

```

Y_1996 2.3650942 1.1998204 1.9712068 0.0487551
Y_1997 4.5256693 1.6402066 2.7592069 0.0058152

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 176.45943 df = 7 p = 0
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 8.5218567 df = 4 p = 0.0742275
m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -1.366188 ==> nsm = 0.17188 (skip 0 indiv.)
m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -1.787416 ==> nsm = 0.0738702 (skip 0 indiv.)
Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity

```

2nd step estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DPR1  -0.4817  0.1395314 -3.452269 0.0005605
DCA   0.3529666 0.0407677 8.6579938 0
DCA1  0.2297014 0.0767732 2.9919494 0.0027855
DCA2  0.0816692 0.052536 1.5545381 0.1201192
DNW   0.1670499 0.0490563 3.4052716 0.0006662
DCT   -0.020835 0.0814834 -0.255694 0.7981979
DLT   -0.07257 0.0342491 -2.118882 0.0341494
CONSTANT -1.340083 0.5940649 -2.255786 0.0241269
Y_1995 0.4170235 0.9150824 0.4557223 0.6486094
Y_1996 2.0892882 1.0110613 2.0664308 0.038839
Y_1997 4.273831 1.363064 3.1354587 0.0017258

TSS = 6388240.8  RSS = 4435884.9  MSE = 884.17079
Nobs = 5028  nb param = 11  DF = 5017
Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)
Det of ZhZ 2nd step = 7.881E147
Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)
ESE (diff.) = 29.73501  ESE (levels) = 21.025827
Sargan [CHI**2] = 6.95666  nsm = 0.3248739  ndf = 6
Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 228.90492 df = 7 p = 0
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 10.659371 df = 4 p = 0.0306711
m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -1.681639 ==> nsm = 0.0926388 (skip 0 indiv.)
m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -1.684091 ==> nsm = 0.0921642 (skip 0 indiv.)
m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -2.027122 ==> nsm = 0.0426499 (skip 0 indiv.)
m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -2.037703 ==> nsm = 0.0415797 (skip 0 indiv.)
Est. autocorr. of e(i,t) = -0.097797  D. W. = 1.8442872 (skip 0 indiv.)

```

Execution time in seconds
65.6629

b.- Foyers pluriactifs en 1991 uniquement**General informations on the model**

```

file nb of obs. : 525  file nb indiv. : 75
usable nb of obs. : 300  usable nb indiv. : 75
nb year lost (mlag) : 3  nb indiv. lost : 0
observation period (file) : 1991 1997
nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
estimation period : 1994 1997
nb of year/firm (min, max) used in estimation : 4 4
endogeneous variable : DPR
nb of regressors : 11
regressors names :
DPR1  DCA  DCA1  DCA2  DNW  DCT  DLT  CONSTANT
Y_1995  Y_1996  Y_1997
You called 1 time(s) the gmmilev function
The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 7 columns
total nb of instruments : 17
instruments names :
GMM299  CONSTANT  Y_1995  Y_1996  Y_1997  abl_1_1
abl_1_2  abl_1_3  abl_1_4  abl_1_5  abl_1_6  abl_1_7

```

1st step (non robust) estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DPR1  -0.131485  0.129784 -1.013103 0.3118582
DCA   0.5090992 0.1200113 4.2420946 0.0000299
DCA1  -0.048218 0.1108767 -0.434879 0.663975
DCA2  0.4551939 0.1016537 4.4778898 0.0000109
DNW   0.0882474 0.0302372 2.918503 0.0037936
DCT   0.5221868 0.1462251 3.571116 0.0004162
DLT   -0.276263 0.1102155 -2.506572 0.01274
CONSTANT -4.003281 4.846184 -0.826069 0.4094465
Y_1995  -1.69913 8.2477625 -0.206011 0.8369274
Y_1996  3.5606328 6.9339829 0.5135047 0.6079907
Y_1997  4.7023896 6.9007743 0.6814293 0.4961456

```

```

TSS = 723790.63  RSS      = 477767.21  MSE = 1653.1737
Nobs = 300  nb param = 11  Df = 289
Det of ZhZ 1st step = 2.7693E72
Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)
ESE (diff.) = 40.659239  ESE (levels) = 28.750424
Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 88.71179  df = 7  p = 2.22E-16
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 5.5440563  df = 4  p = 0.235884
Est. autocorr. of e(i,t) = -0.38004  D. W. = 2.8587001 (skip 0 indiv.)
Sargan [CHI**2] = 45.581389  nsm = 3.5866E-8  ndf = 6
m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -4.027432 ==> nsm = 0.0000564 (skip 0 indiv.)
m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -0.267002 ==> nsm = 0.7894678 (skip 0 indiv.)
Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

```

1st step (robust) estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DPR1  -0.131485  0.3248669  -0.404734  0.6859727
DCA   0.5090992  0.1675594  3.0383217  0.0025964
DCA1  -0.048218  0.2678478  -0.18002  0.8572631
DCA2  0.4551939  0.2951351  1.5423238  0.1240892
DNW   0.0882474  0.062957  1.4017082  0.1620755
DCT   0.5221868  0.3100724  1.6840802  0.0932459
DLT   -0.276263  0.1357955  -2.034405  0.0428236
CONSTANT -4.003281  3.668439  -1.091277  0.2760602
Y_1995 -1.69913  7.7649418  -0.218821  0.8269442
Y_1996 3.5606328  6.03051  0.5904364  0.5553595
Y_1997 4.7023896  4.7579309  0.9883266  0.3238195

```

```

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 101.60342  df = 7  p = 0
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 6.4241525  df = 4  p = 0.1696326
m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -2.053391 ==> nsm = 0.0400346 (skip 0 indiv.)
m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -0.309794 ==> nsm = 0.7567174 (skip 0 indiv.)
Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity

```

2nd step estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DPR1  -0.052488  0.1142696  -0.459335  0.6463388
DCA   0.493499  0.1235023  3.9958703  0.0000819
DCA1  0.1133227  0.1162807  0.9745621  0.3305925
DCA2  0.4718476  0.1017638  4.6366932  5.3682E-6
DNW   0.0886811  0.0471728  1.8799228  0.0611244
DCT   0.3195362  0.1938927  1.6480051  0.1004383
DLT   -0.302252  0.0990765  -3.050695  0.002495
CONSTANT -5.879284  2.9946674  -1.963251  0.0505758
Y_1995 5.7231185  4.8679759  1.175667  0.2406956
Y_1996 2.6209623  5.3462158  0.4902463  0.6243316
Y_1997 6.2412123  4.4605287  1.3992091  0.1628227

```

```

TSS = 723790.63  RSS      = 529216.59  MSE = 1831.1993
Nobs = 300  nb param = 11  Df = 289
Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)
Det of ZhZ 2nd step = 3.62E124
Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)
ESE (diff.) = 42.792514  ESE (levels) = 30.258877
Sargan [CHI**2] = 14.488797  nsm = 0.024628  ndf = 6
Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 200.9821  df = 7  p = 0
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 9.6964055  df = 4  p = 0.0458643
m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -3.071943 ==> nsm = 0.0021267 (skip 0 indiv.)
m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -2.812602 ==> nsm = 0.0049142 (skip 0 indiv.)
m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = 0.2428849 ==> nsm = 0.8080945 (skip 0 indiv.)
m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = 0.1988628 ==> nsm = 0.84237 (skip 0 indiv.)
Est. autocorr. of e(i,t) = -0.42247  D. W. = 2.9025591 (skip 0 indiv.)

```

```

Execution time in seconds
8.06890

```

c.- Foyers pluriactifs en 1997 uniquement**General informations on the model**

```

file nb of obs.      : 714  file nb indiv.      : 102
usable nb of obs.    : 408  usable nb indiv.    : 102
nb year lost (mlag)  : 3    nb indiv. lost      : 0
observation period (file) : 1991 1997
nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
estimation period    : 1994 1997
nb of year/firm (min, max) used in estimation : 4 4
endogeneous variable : DPR
nb of regressors     : 11

```

```

regressors names :
DPR1   DCA   DCA1   DCA2   DNW   DCT   DLT   CONSTANT
Y_1995 Y_1996 Y_1997
You called          1 time(s) the gmmilev function
The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with      7 columns
total nb of instruments :      17
instruments names      :
GMM299   CONSTANT   Y_1995   Y_1996   Y_1997   abl_1_1
abl_1_2   abl_1_3   abl_1_4   abl_1_5   abl_1_6   abl_1_7

1st step (non robust) estimates
GMM on differences
      b          sb          T          prob
DPR1   -0.032549  0.3140852 -0.103631  0.9175144
DCA    -0.145758  0.1299274 -1.121844  0.2626069
DCA1    0.038814  0.1702947  0.2279224  0.8198239
DCA2   -0.059363  0.1792832 -0.331113  0.7407336
DNW    0.2730049  0.1299168  2.1013821  0.0362372
DCT    0.1043273  0.0927931   1.1243    0.2615651
DLT    -0.38426   0.1016983 -3.778428  0.000182
CONSTANT 2.51951  4.1492368  0.6072225  0.5440504
Y_1995 -3.519404  7.3752162 -0.477193  0.6334871
Y_1996  0.6063965  5.7576762  0.1053197  0.9161754
Y_1997 -8.81918  6.8668252 -1.284317  0.1997801

TSS = 599230.66  RSS      = 486652.98  MSE = 1225.8262
Nobs = 408  nb param = 11  Df = 397
Det of ZhZ 1st step = 7.314E74
Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)
ESE (diff.) = 35.0118  ESE (levels) = 24.757081
Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 84.084105  df = 7  p = 1.998E-15
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 2.9099231  df = 4  p = 0.5730109
Est. autocorr. of e(i,t) = -0.288433  D. W. = 2.3256324 (skip 0 indiv.)
Sargan [CHI**2] = 18.459551  nsm = 0.0051807  ndf = 6
m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -2.59694 ==> nsm = 0.0094058 (skip 0 indiv.)
m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -0.36701 ==> nsm = 0.7136112 (skip 0 indiv.)
Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

1st step (robust) estimates
GMM on differences
      b          sb          T          prob
DPR1   -0.032549  0.3032379 -0.107338  0.9145749
DCA    -0.145758  0.3026455 -0.481614  0.6303458
DCA1    0.038814  0.1638121  0.2369421  0.8128239
DCA2   -0.059363  0.1996701 -0.297306  0.7663887
DNW    0.2730049  0.1679374  1.6256346  0.1048209
DCT    0.1043273  0.1977288  0.5276284  0.5980521
DLT    -0.38426   0.2872807 -1.337576  0.1818003
CONSTANT 2.51951  3.275946  0.7690939  0.4422949
Y_1995 -3.519404  5.2854288 -0.665869  0.5058815
Y_1996  0.6063965  4.0398584  0.1501034  0.8807593
Y_1997 -8.81918  7.9010257 -1.116207  0.2650087

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 23.715199  df = 7  p = 0.0012784
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 1.6315517  df = 4  p = 0.8031105
m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -1.829825 ==> nsm = 0.0672761 (skip 0 indiv.)
m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -0.28691 ==> nsm = 0.7741811 (skip 0 indiv.)
Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity

2nd step estimates
GMM on differences
      b          sb          T          prob
DPR1    0.2807789  0.2349575  1.1950202  0.2327925
DCA    -0.024337  0.1856015 -0.131127  0.8957412
DCA1   -0.144562  0.1238074 -1.167638  0.2436535
DCA2    -0.2348   0.1364802 -1.720393  0.0861402
DNW    0.4555273  0.1101867  4.1341417  0.0000435
DCT    0.0069299  0.1614217  0.0429305  0.9657785
DLT    -0.411222  0.2047056 -2.008848  0.0452299
CONSTANT 5.1599525  2.6950173  1.9146268  0.0562586
Y_1995 -8.353656  4.3002918 -1.942579  0.0527738
Y_1996 -2.291713  3.5116306 -0.652606  0.5143877
Y_1997 -15.21208  6.5623161 -2.318096  0.0209516

TSS = 599230.66  RSS      = 642124.02  MSE = 1617.4409
Nobs = 408  nb param = 11  Df = 397
Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)
Det of ZhZ 2nd step = 1.019E127
Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)
ESE (diff.) = 40.21742  ESE (levels) = 28.43801
Sargan [CHI**2] = 8.1849657  nsm = 0.2248631  ndf = 6

```

```

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 77.685072 df = 7 p = 4.086E-14
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 5.678916 df = 4 p = 0.2244445
m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -2.923333 ==> nsm = 0.0034631 (skip 0 indiv.)
m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -2.819321 ==> nsm = 0.0048125 (skip 0 indiv.)
m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = 0.9852448 ==> nsm = 0.3245039 (skip 0 indiv.)
m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = 1.3837266 ==> nsm = 0.1664422 (skip 0 indiv.)
Est. autocorr. of e(i,t) = -0.300199 D. W. = 2.2997975 (skip 0 indiv.)

```

```

Execution time in seconds
12.9349

```

d.- Foyers pluriactifs en 1991 et 1997

General informations on the model

```

file nb of obs. : 714 file nb indiv. : 102
usable nb of obs. : 408 usable nb indiv. : 102
nb year lost (mlag) : 3 nb indiv. lost : 0
observation period (file) : 1991 1997
nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
estimation period : 1994 1997
nb of year/firm (min, max) used in estimation : 4 4
endogeneous variable : DPR
nb of regressors : 11
regressors names :
DPR1 DCA DCA1 DCA2 DNW DCT DLT CONSTANT
Y_1995 Y_1996 Y_1997
You called 1 time(s) the gmmilev function
The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 7 columns
total nb of instruments : 17
instruments names :
GMM299 CONSTANT Y_1995 Y_1996 Y_1997 abl_1_1
abl_1_2 abl_1_3 abl_1_4 abl_1_5 abl_1_6 abl_1_7

```

1st step (non robust) estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DPR1 -0.032549 0.3140852 -0.103631 0.9175144
DCA -0.145758 0.1299274 -1.121844 0.2626069
DCA1 0.038814 0.1702947 0.2279224 0.8198239
DCA2 -0.059363 0.1792832 -0.331113 0.7407336
DNW 0.2730049 0.1299168 2.1013821 0.0362372
DCT 0.1043273 0.0927931 1.1243 0.2615651
DLT -0.38426 0.1016983 -3.778428 0.000182
CONSTANT 2.51951 4.1492368 0.6072225 0.5440504
Y_1995 -3.519404 7.3752162 -0.477193 0.6334871
Y_1996 0.6063965 5.7576762 0.1053197 0.9161754
Y_1997 -8.81918 6.8668252 -1.284317 0.1997801

```

TSS = 599230.66 RSS = 486652.98 MSE = 1225.8262

Nobs = 408 nb param = 11 Df = 397

Det of ZhZ 1st step = 7.314E74

Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 35.0118 ESE (levels) = 24.757081

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 84.084105 df = 7 p = 1.998E-15

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 2.9099231 df = 4 p = 0.5730109

Est. autocorr. of e(i,t) = -0.288433 D. W. = 2.3256324 (skip 0 indiv.)

Sargan [CHI**2] = 18.459551 nsm = 0.0051807 ndf = 6

m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -2.59694 ==> nsm = 0.0094058 (skip 0 indiv.)

m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -0.36701 ==> nsm = 0.7136112 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

1st step (robust) estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DPR1 -0.032549 0.3032379 -0.107338 0.9145749
DCA -0.145758 0.3026455 -0.481614 0.6303458
DCA1 0.038814 0.1638121 0.2369421 0.8128239
DCA2 -0.059363 0.1996701 -0.297306 0.7663887
DNW 0.2730049 0.1679374 1.6256346 0.1048209
DCT 0.1043273 0.1977288 0.5276284 0.5980521
DLT -0.38426 0.2872807 -1.337576 0.1818003
CONSTANT 2.51951 3.275946 0.7690939 0.4422949
Y_1995 -3.519404 5.2854288 -0.665869 0.5058815
Y_1996 0.6063965 4.0398584 0.1501034 0.8807593
Y_1997 -8.81918 7.9010257 -1.116207 0.2650087

```

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 23.715199 df = 7 p = 0.0012784

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 1.6315517 df = 4 p = 0.8031105


```
m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -1.829825 ==> nsm = 0.0672761 (skip 0 indiv.)
m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -0.28691 ==> nsm = 0.7741811 (skip 0 indiv.)
Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity
```

2nd step estimates

```
GMM on differences
      b          sb          T          prob
DPR1  0.2807789  0.2349575  1.1950202  0.2327925
DCA   -0.024337  0.1856015 -0.131127  0.8957412
DCA1  -0.144562  0.1238074 -1.167638  0.2436535
DCA2   -0.2348  0.1364802 -1.720393  0.0861402
DNW   0.4555273  0.1101867  4.1341417  0.0000435
DCT   0.0069299  0.1614217  0.0429305  0.9657785
DLT   -0.411222  0.2047056 -2.008848  0.0452299
CONSTANT 5.1599525 2.6950173 1.9146268 0.0562586
Y_1995 -8.353656 4.3002918 -1.942579 0.0527738
Y_1996 -2.291713 3.5116306 -0.652606 0.5143877
Y_1997 -15.21208 6.5623161 -2.318096 0.0209516
```

```
TSS = 599230.66  RSS = 642124.02  MSE = 1617.4409
```

```
Nobs = 408  nb param = 11  Df = 397
```

```
Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)
```

```
Det of ZhZ 2nd step = 1.019E127
```

```
Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)
```

```
ESE (diff.) = 40.21742  ESE (levels) = 28.43801
```

```
Sargan [CHI**2] = 8.1849657  nsm = 0.2248631  ndf = 6
```

```
Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 77.685072  df = 7  p = 4.086E-14
```

```
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 5.678916  df = 4  p = 0.2244445
```

```
m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -2.923333 ==> nsm = 0.0034631 (skip 0 indiv.)
```

```
m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -2.819321 ==> nsm = 0.0048125 (skip 0 indiv.)
```

```
m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = 0.9852448 ==> nsm = 0.3245039 (skip 0 indiv.)
```

```
m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = 1.3837266 ==> nsm = 0.1664422 (skip 0 indiv.)
```

```
Est. autocorr. of e(i,t) = -0.300199  D. W. = 2.2997975 (skip 0 indiv.)
```

```
Execution time in seconds
```

```
12.9349
```

2.- Modèle 2**a.- Foyers monoactifs en en 1991 et 1997****General informations on the model**

```
file nb of obs. : 8799  file nb indiv. : 1257
usable nb of obs. : 5028  usable nb indiv. : 1257
nb year lost (mlag) : 3  nb indiv. lost : 0
observation period (file) : 1991 1997
nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
estimation period : 1994 1997
nb of year/firm (min, max) used in estimation : 4 4
```

```
endogeneous variable : DPR
```

```
nb of regressors : 11
```

```
regressors names :
```

```
DPR1  DCA  DCA1  DCA2  DNW  DCT  DLT  CONSTANT
Y_1995  Y_1996  Y_1997
```

```
You called 5 time(s) the gmmilev function
```

```
The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 27 columns
```

```
total nb of instruments : 31
```

```
instruments names :
```

```
GMM299  CONSTANT  Y_1995  Y_1996  Y_1997  abl_1_1  abl_1_2
abl_1_3  abl_1_4  abl_1_5  abl_1_6  abl_1_7  abl_2_1  abl_2_2
abl_2_3  abl_2_4  abl_2_5  abl_2_6  abl_2_7  abl_2_8  abl_3_1
abl_3_2  abl_3_3  abl_3_4  abl_4_1  abl_4_2  abl_4_3  abl_4_4
abl_5_1  abl_5_2  abl_5_3  abl_5_4
```

1st step (non robust) estimates

```
GMM on differences
      b          sb          T          prob
DPR1  -0.605295  0.0705503 -8.579617  0
DCA   0.7144812  0.0813345  8.7844793  0
DCA1  0.4493508  0.048907  9.1878649  0
DCA2   0.122221  0.0276192  4.4252265  9.8383E-6
DNW   0.1032678  0.032875  3.1412274  0.0016922
DCT   0.8770713  0.1644265  5.3341242  1.0022E-7
DLT   0.1088145  0.0640966  1.697665  0.089633
CONSTANT -2.23426 1.0502489 -2.127362 0.0334386
Y_1995  0.7993557 1.7003892 0.4701016 0.6383029
Y_1996  1.7337024 1.5070063 1.1504281 0.2500224
Y_1997  6.3321299 1.4415963 4.3924433 0.0000114
```

```

TSS = 6388240.8  RSS      = 5688349.1  MSE = 1133.8149
Nobs = 5028  nb param = 11  Df = 5017
Det of ZhZ 1st step = 9.628E176
Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)
ESE (diff.) = 33.672167  ESE (levels) = 23.809818
Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 326.0281  df = 7  p = 0
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 27.309361  df = 4  p = 0.0000172
Est. autocorr. of e(i,t) = -0.089082  D. W. = 1.9530815 (skip 0 indiv.)
Sargan [CHI**2] = 297.03287  nsm = 0  ndf = 20
m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -2.810747 ==> nsm = 0.0049427 (skip 0 indiv.)
m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -5.044309 ==> nsm = 4.5516E-7 (skip 0 indiv.)
Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

```

1st step (robust) estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DPR1  -0.605295  0.2077142 -2.914076  0.0035832
DCA   0.7144812  0.4248403  1.6817641  0.0926768
DCA1  0.4493508  0.2164641  2.0758678  0.037957
DCA2  0.122221  0.0656634  1.8613254  0.0627567
DNW   0.1032678  0.121576  0.8494093  0.3956941
DCT   0.8770713  0.5719504  1.5334743  0.1252221
DLT   0.1088145  0.3462486  0.3142669  0.7533314
CONSTANT -2.23426  1.7113771 -1.305533  0.1917712
Y_1995 0.7993557  1.5797456  0.5060028  0.6128769
Y_1996 1.7337024  2.1655902  0.8005681  0.4234196
Y_1997 6.3321299  2.4591317  2.5749454  0.010054

```

```

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 11.217253  df = 7  p = 0.1294193
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 9.2314908  df = 4  p = 0.0555667
m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -1.209797 ==> nsm = 0.226357 (skip 0 indiv.)
m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -2.607424 ==> nsm = 0.0091226 (skip 0 indiv.)
Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity

```

2nd step estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DPR1  -0.406389  0.1024786 -3.965597  0.0000742
DCA   0.4020514  0.1108104  3.6282814  0.0002882
DCA1  0.3253956  0.0783709  4.151993  0.0000335
DCA2  0.1315816  0.033535  3.9237114  0.0000884
DNW   0.0340992  0.0687338  0.4961044  0.6198425
DCT   0.6048213  0.210036  2.8796072  0.0039986
DLT   0.0915102  0.0995231  0.9194872  0.357885
CONSTANT -0.953782  0.7111968 -1.341094  0.1799505
Y_1995 0.788529  0.9503904  0.8296895  0.4067538
Y_1996 1.0125252  1.0907201  0.9283089  0.353292
Y_1997 4.4684809  1.0022643  4.458386  8.438E-6

```

```

TSS = 6388240.8  RSS      = 5201473.6  MSE = 1036.7697
Nobs = 5028  nb param = 11  Df = 5017
Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)
Det of ZhZ 2nd step = 1.643E283
Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)
ESE (diff.) = 32.198908  ESE (levels) = 22.768067
Sargan [CHI**2] = 13.167916  nsm = 0.8700638  ndf = 20
Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 33.199277  df = 7  p = 0.0000243
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 30.825196  df = 4  p = 3.3233E-6
m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -2.715898 ==> nsm = 0.0066096 (skip 0 indiv.)
m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -2.789686 ==> nsm = 0.0052759 (skip 0 indiv.)
m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -1.127774 ==> nsm = 0.2594155 (skip 0 indiv.)
m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -1.552134 ==> nsm = 0.1206302 (skip 0 indiv.)
Est. autocorr. of e(i,t) = -0.177462  D. W. = 2.0294604 (skip 0 indiv.)

```

```

Execution time in seconds
85.5002

```

b.- Foyers pluriactifs en 1991 uniquement**General informations on the model**

```

file nb of obs.      : 525  file nb indiv.      : 75
usable nb of obs.    : 300  usable nb indiv.    : 75
nb year lost (mlag)  : 3    nb indiv. lost      : 0
observation period (file) : 1991 1997
nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
estimation period    : 1994 1997
nb of year/firm (min, max) used in estimation : 4 4
endogeneous variable : DPR
nb of regressors     : 11

```

```

regressors names :
DPR1   DCA   DCA1   DCA2   DNW   DCT   DLT   CONSTANT
Y_1995 Y_1996 Y_1997
You called          5 time(s) the gmmilev function
The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with      27 columns
total nb of instruments :      31
instruments names      :
GMM299   CONSTANT   Y_1995   Y_1996   Y_1997   abl_1_1   abl_1_2
abl_1_3   abl_1_4   abl_1_5   abl_1_6   abl_1_7   abl_2_1   abl_2_2
abl_2_3   abl_2_4   abl_2_5   abl_2_6   abl_2_7   abl_2_8   abl_3_1
abl_3_2   abl_3_3   abl_3_4   abl_4_1   abl_4_2   abl_4_3   abl_4_4
abl_5_1   abl_5_2   abl_5_3   abl_5_4

1st step (non robust) estimates
GMM on differences
      b          sb          T          prob
DPR1   0.0707915  0.1087612  0.6508895  0.515635
DCA    0.2299688  0.1824385  1.2605279  0.2084958
DCA1   -0.156927  0.1343546  -1.168007  0.2437665
DCA2    0.511132  0.1157117  4.4172869  0.0000141
DNW    0.1946681  0.0597479  3.2581554  0.0012552
DCT    0.6922133  0.2955401  2.3421972  0.0198494
DLT    -0.260255  0.2505607  -1.038692  0.2998162
CONSTANT -0.546573  5.6281897  -0.097113  0.9227036
Y_1995  -3.039868  9.3010353  -0.326831  0.7440322
Y_1996  -3.797862  8.1109021  -0.468242  0.6399648
Y_1997  -0.345619  8.0501869  -0.042933  0.9657845

TSS = 723790.63  RSS      = 599493.71  MSE = 2074.3727
Nobs = 300  nb param = 11  Df = 289
Det of ZhZ 1st step = 1.36E138
Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)
ESE (diff.) = 45.545282  ESE (levels) = 32.205378
Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 64.340142  df = 7  p = 2.041E-11
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 3.4148477  df = 4  p = 0.4909435
Est. autocorr. of e(i,t) = -0.417829  D. W. = 2.9986822 (skip 0 indiv.)
Sargan [CHI**2] = 61.143509  nsm = 4.7313E-6  ndf = 20
m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -5.727786 ==> nsm = 1.0175E-8 (skip 0 indiv.)
m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = 1.3217924 ==> nsm = 0.1862373 (skip 0 indiv.)
Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

1st step (robust) estimates
GMM on differences
      b          sb          T          prob
DPR1   0.0707915  0.2030869  0.3485774  0.7276604
DCA    0.2299688  0.2271849  1.0122541  0.3122633
DCA1   -0.156927  0.3253955  -0.482266  0.6299822
DCA2    0.511132  0.2795934  1.828126  0.0685614
DNW    0.1946681  0.1179458  1.6504872  0.0999296
DCT    0.6922133  0.5489643  1.2609442  0.2083459
DLT    -0.260255  0.3406195  -0.764065  0.445452
CONSTANT -0.546573  5.3794723  -0.101603  0.9191419
Y_1995  -3.039868  9.2597592  -0.328288  0.7429316
Y_1996  -3.797862  6.9320395  -0.547871  0.5842035
Y_1997  -0.345619  7.3634358  -0.046937  0.9625957

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 70.606737  df = 7  p = 1.114E-12
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 8.5024199  df = 4  p = 0.0748139
m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -3.512737 ==> nsm = 0.0004435 (skip 0 indiv.)
m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = 1.1503907 ==> nsm = 0.249983 (skip 0 indiv.)
Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity

2nd step estimates
GMM on differences
      b          sb          T          prob
DPR1   0.0708165  0.0500353  1.4153294  0.1580486
DCA    0.1544192  0.0975486  1.582998  0.1145156
DCA1   -0.063792  0.1200508  -0.531377  0.5955658
DCA2    0.4447031  0.0535535  8.3039064  3.997E-15
DNW    0.1647001  0.0548875  3.0006847  0.0029286
DCT    0.3465909  0.1975773  1.7542038  0.0804555
DLT    -0.037497  0.0892054  -0.420341  0.6745484
CONSTANT -0.766866  2.3899739  -0.320868  0.7485425
Y_1995  -0.736885  4.0261459  -0.183025  0.8549067
Y_1996  -2.369665  3.4206431  -0.692754  0.48902
Y_1997  0.6602719  3.2440151  0.2035354  0.8388598

TSS = 723790.63  RSS      = 621318.55  MSE = 2149.8912
Nobs = 300  nb param = 11  Df = 289

```

Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)
 Det of ZhZ 2nd step = 6.022E228
 Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)
 ESE (diff.) = 46.366919 ESE (levels) = 32.786363
 Sargan [CHI**2] = 26.67152 nsm = 0.144761 ndf = 20
 Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 561.28142 df = 7 p = 0
 Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 10.505103 df = 4 p = 0.0327268
 m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -2.843094 ==> nsm = 0.0044678 (skip 0 indiv.)
 m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -2.817574 ==> nsm = 0.0048388 (skip 0 indiv.)
 m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = 0.7531476 ==> nsm = 0.4513612 (skip 0 indiv.)
 m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = 0.7265208 ==> nsm = 0.4675196 (skip 0 indiv.)
 Est. autocorr. of e(i,t) = -0.455834 D. W. = 3.0273167 (skip 0 indiv.)

Execution time in seconds
 8.50888

c.- Foyers pluriactifs en 1997 uniquement

General informations on the model

file nb of obs. : 714 file nb indiv. : 102
 usable nb of obs. : 408 usable nb indiv. : 102
 nb year lost (mlag) : 3 nb indiv. lost : 0
 observation period (file) : 1991 1997
 nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
 estimation period : 1994 1997
 nb of year/firm (min, max) used in estimation : 4 4
 endogeneous variable : DPR
 nb of regressors : 11
 regressors names :
 DPR1 DCA DCA1 DCA2 DNW DCT DLT CONSTANT
 Y_1995 Y_1996 Y_1997
 You called 5 time(s) the gmmilev function
 The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 27 columns
 total nb of instruments : 31
 instruments names :
 GMM299 CONSTANT Y_1995 Y_1996 Y_1997 abl_1_1 abl_1_2
 abl_1_3 abl_1_4 abl_1_5 abl_1_6 abl_1_7 abl_2_1 abl_2_2
 abl_2_3 abl_2_4 abl_2_5 abl_2_6 abl_2_7 abl_2_8 abl_3_1
 abl_3_2 abl_3_3 abl_3_4 abl_4_1 abl_4_2 abl_4_3 abl_4_4
 abl_5_1 abl_5_2 abl_5_3 abl_5_4

1st step (non robust) estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DPR1	-0.231411	0.1175789	-1.968136	0.0497478
DCA	-0.875179	0.2602714	-3.362564	0.0008472
DCA1	0.1658979	0.1580953	1.0493538	0.2946537
DCA2	0.0608225	0.1114613	0.5456828	0.5855905
DNW	0.064652	0.0668604	0.9669703	0.3341476
DCT	0.5708877	0.2204286	2.5898987	0.0099536
DLT	-0.244289	0.1692005	-1.443781	0.1495892
CONSTANT	7.0013357	4.081452	1.7154032	0.0870516
Y_1995	-4.082269	6.9331567	-0.588804	0.5563278
Y_1996	-3.463819	5.7693885	-0.600379	0.5485963
Y_1997	-8.589107	5.6234929	-1.527362	0.1274674

TSS = 599230.66 RSS = 555645.96 MSE = 1399.612
 Nobs = 408 nb param = 11 Df = 397
 Det of ZhZ 1st step = 1.305E144

Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)
 ESE (diff.) = 37.411388 ESE (levels) = 26.453846
 Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 22.6937 df = 7 p = 0.001927
 Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 11.232351 df = 4 p = 0.0240732
 Est. autocorr. of e(i,t) = -0.320785 D. W. = 2.480069 (skip 0 indiv.)
 Sargan [CHI**2] = 53.894183 nsm = 0.00006 ndf = 20
 m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -5.349638 ==> nsm = 8.813E-8 (skip 0 indiv.)
 m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = 0.3252761 ==> nsm = 0.7449721 (skip 0 indiv.)
 Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

1st step (robust) estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DPR1	-0.231411	0.2404241	-0.962512	0.3363781
DCA	-0.875179	0.459533	-1.904497	0.057568
DCA1	0.1658979	0.1704473	0.9733095	0.3309921
DCA2	0.0608225	0.1751745	0.3472112	0.7286167
DNW	0.064652	0.1617124	0.3997962	0.6895217
DCT	0.5708877	0.3635959	1.5701157	0.1171848
DLT	-0.244289	0.1919731	-1.272514	0.2039351

```

CONSTANT 7.0013357 2.7606975 2.536075 0.0115927
Y_1995 -4.082269 5.0686125 -0.805402 0.4210701
Y_1996 -3.463819 5.7198717 -0.605576 0.5451421
Y_1997 -8.589107 4.2661812 -2.013301 0.0447574

```

```

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 20.186001 df = 7 p = 0.0051816
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 10.434439 df = 4 p = 0.0337122
m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -2.831249 ==> nsm = 0.0046367 (skip 0 indiv.)
m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = 0.2014134 ==> nsm = 0.8403753 (skip 0 indiv.)
Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity

```

2nd step estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DPR1 -0.204637 0.0641702 -3.188973 0.0015411
DCA -0.613439 0.1702414 -3.60335 0.0003541
DCA1 0.2531854 0.1010538 2.5054513 0.012629
DCA2 0.0413864 0.0562109 0.7362689 0.4620019
DNW 0.0636224 0.0444279 1.4320388 0.1529196
DCT 0.6431595 0.1027524 6.2593136 1.0038E-9
DLT -0.180964 0.0674026 -2.684826 0.0075608
CONSTANT 7.5529532 2.1192006 3.5640576 0.0004096
Y_1995 -6.017126 3.7938209 -1.586033 0.1135279
Y_1996 -8.276692 3.2887407 -2.516675 0.01224
Y_1997 -5.649075 2.8763734 -1.963958 0.0502324

```

TSS = 599230.66 RSS = 550432.7 MSE = 1386.4804

Nobs = 408 nb param = 11 Df = 397

Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)

Det of ZhZ 2nd step = 5.463E235

Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 37.235472 ESE (levels) = 26.329455

Sargan [CHI**2] = 14.629409 nsm = 0.7972057 ndf = 20

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 162.66776 df = 7 p = 0

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 19.88336 df = 4 p = 0.0005266

m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -3.36267 ==> nsm = 0.0007719 (skip 0 indiv.)

m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -2.998883 ==> nsm = 0.0027097 (skip 0 indiv.)

m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = 0.3844252 ==> nsm = 0.7006633 (skip 0 indiv.)

m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = 0.3571071 ==> nsm = 0.7210117 (skip 0 indiv.)

Est. autocorr. of e(i,t) = -0.355325 D. W. = 2.5157415 (skip 0 indiv.)

Execution time in seconds

12.5395

d.- Foyers pluriactifs en 1991 et 1997**General informations on the model**

```

file nb of obs. : 1946 file nb indiv. : 278
usable nb of obs. : 1112 usable nb indiv. : 278
nb year lost (mlag) : 3 nb indiv. lost : 0
observation period (file) : 1991 1997
nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
estimation period : 1994 1997
nb of year/firm (min, max) used in estimation : 4 4
endogeneous variable : DPR
nb of regressors : 11
regressors names :
DPR1 DCA DCA1 DCA2 DNW DCT DLT CONSTANT
Y_1995 Y_1996 Y_1997

```

```

You called 5 time(s) the gmmilev function
The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 27 columns
total nb of instruments : 31
instruments names :
GMM299 CONSTANT Y_1995 Y_1996 Y_1997 abl_1_1 abl_1_2
abl_1_3 abl_1_4 abl_1_5 abl_1_6 abl_1_7 abl_2_1 abl_2_2
abl_2_3 abl_2_4 abl_2_5 abl_2_6 abl_2_7 abl_2_8 abl_3_1
abl_3_2 abl_3_3 abl_3_4 abl_4_1 abl_4_2 abl_4_3 abl_4_4
abl_5_1 abl_5_2 abl_5_3 abl_5_4

```

1st step (non robust) estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DPR1 -0.069905 0.1020037 -0.685316 0.4932891
DCA 0.7188034 0.1226918 5.8586103 6.1588E-9
DCA1 0.2799817 0.069566 4.024689 0.000061
DCA2 0.0728813 0.0500824 1.4552262 0.1458917
DNW 0.426457 0.0935807 4.5571044 5.7657E-6
DCT -0.358217 0.0999898 -3.582537 0.0003551
DLT -0.047651 0.1179109 -0.404125 0.6861996

```

```

CONSTANT -0.558394 1.6383013 -0.340837 0.7332912
Y_1995 -3.325375 2.7327733 -1.21685 0.223922
Y_1996 0.6502915 2.2551305 0.2883609 0.7731248
Y_1997 -0.771318 2.3414297 -0.329422 0.7418994

TSS = 1110610.5  RSS      = 674945.7  MSE = 613.0297
Nobs = 1112  nb param = 11  Df = 1101
Det of ZhZ 1st step = 1.372E154
Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)
ESE (diff.) = 24.759437  ESE (levels) = 17.507566
Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 129.47628  df = 7  p = 0
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 13.131574  df = 4  p = 0.0106505
Est. autocorr. of e(i,t) = -0.277332  D. W. = 2.6349733 (skip 0 indiv.)
Sargan [CHI**2] = 78.177401  nsm = 7.9867E-9  ndf = 20
m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -3.22731 ==> nsm = 0.0012496 (skip 0 indiv.)
m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -0.223802 ==> nsm = 0.8229115 (skip 0 indiv.)
Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

```

1st step (robust) estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DPR1 -0.069905 0.1984441 -0.352264 0.7247077
DCA  0.7188034 0.2316188 3.1033896 0.001962
DCA1 0.2799817 0.1554929 1.8006077 0.0720383
DCA2 0.0728813 0.0813587 0.8958012 0.3705548
DNW  0.426457 0.190796 2.2351468 0.0256076
DCT -0.358217 0.1798767 -1.991459 0.0466772
DLT -0.047651 0.2387635 -0.199573 0.8418516
CONSTANT -0.558394 1.5741885 -0.354719 0.7228683
Y_1995 -3.325375 2.7210161 -1.222108 0.2219284
Y_1996 0.6502915 2.3382069 0.2781155 0.7809759
Y_1997 -0.771318 2.391118 -0.322576 0.7470773

```

```

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 33.020565  df = 7  p = 0.0000262
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 7.2374757  df = 4  p = 0.1238584
m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -1.648287 ==> nsm = 0.0992938 (skip 0 indiv.)
m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -0.158698 ==> nsm = 0.8739065 (skip 0 indiv.)
Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity

```

2nd step estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DPR1 -0.164882 0.1276881 -1.291288 0.1968748
DCA  0.4991789 0.1396319 3.5749632 0.0003655
DCA1 0.1963831 0.1072521 1.8310422 0.0673644
DCA2 0.0450187 0.0587966 0.7656689 0.4440374
DNW  0.250336 0.1263493 1.9813004 0.0478061
DCT -0.413265 0.1176378 -3.513025 0.000461
DLT -0.329974 0.1538034 -2.145428 0.0321368
CONSTANT -1.818304 1.1592348 -1.568538 0.1170429
Y_1995 -0.560384 1.8292361 -0.306349 0.7593972
Y_1996 3.2467151 1.5922036 2.0391331 0.0416752
Y_1997 1.7232955 1.7739454 0.9714479 0.3315387
TSS = 1110610.5  RSS      = 714646.4  MSE = 649.08847
Nobs = 1112  nb param = 11  Df = 1101
Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)
Det of ZhZ 2nd step = 1.98E245
Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)
ESE (diff.) = 25.477215  ESE (levels) = 18.015111
Sargan [CHI**2] = 20.336797  nsm = 0.4370465  ndf = 20
Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 70.643603  df = 7  p = 1.095E-12
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 9.7951033  df = 4  p = 0.0440243
m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -2.808815 ==> nsm = 0.0049724 (skip 0 indiv.)
m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -2.57711 ==> nsm = 0.009963 (skip 0 indiv.)
m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -0.838936 ==> nsm = 0.401505 (skip 0 indiv.)
m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -1.063032 ==> nsm = 0.2877676 (skip 0 indiv.)
Est. autocorr. of e(i,t) = -0.290993  D. W. = 2.6206112 (skip 0 indiv.)

```

```

Execution time in seconds
24.0745

```

3.- Modèle 3**a.- Foyers monoactifs en en 1991 et 1997****General informations on the model**

```

file nb of obs.      : 8799  file nb indiv.      : 1257
usable nb of obs.   : 5028  usable nb indiv.   : 1257
nb year lost (mlag) : 3     nb indiv. lost     : 0

```

```

observation period (file)                : 1991 1997
nb of year/firm (min, max) - file -     : 7 7
estimation period                       : 1994 1997
nb of year/firm (min, max) used in estimation : 4 4
endogeneous variable : DPRA
nb of regressors : 11
regressors names :
DPR1 DCAA DCAA1 DCAA2 DNWA DCTA DLTA CONSTANT
Y_1995 Y_1996 Y_1997
You called 1 time(s) the gmmilev function
The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 7 columns
total nb of instruments : 17
instruments names :
GMM299 CONSTANT Y_1995 Y_1996 Y_1997 abl_1_1
abl_1_2 abl_1_3 abl_1_4 abl_1_5 abl_1_6 abl_1_7

1st step (non robust) estimates
GMM on differences
      b          sb          T          prob
DPR1 -0.358435 0.0974522 -3.678056 0.0002375
DCAA 0.3185873 0.0266598 11.950086 0
DCAA1 0.2104272 0.042052 5.0039822 5.8076E-7
DCAA2 0.0213677 0.0269617 0.7925196 0.4280952
DNWA 0.1379067 0.0222097 6.209303 5.751E-10
DCTA -0.051201 0.0461562 -1.109296 0.2673556
DLTA -0.110454 0.0227732 -4.850194 1.2707E-6
CONSTANT -1.136766 0.7621654 -1.491496 0.1358942
Y_1995 0.5434841 1.3099649 0.4148845 0.6782442
Y_1996 1.8319923 1.0820289 1.6931085 0.0904969
Y_1997 3.5710646 1.1041074 3.2343452 0.0012271

TSS = 4727807 RSS = 3558327.2 MSE = 709.25398
Nobs = 5028 nb param = 11 Df = 5017
Det of Zhz 1st step = 1.6912E90
Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)
ESE (diff.) = 26.631823 ESE (levels) = 18.831542
Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 744.24189 df = 7 p = 0
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 17.223032 df = 4 p = 0.0017493
Est. autocorr. of e(i,t) = -0.147725 D. W. = 1.8711501 (skip 0 indiv.)
Sargan [CHI**2] = 13.009406 nsm = 0.0428868 ndf = 6
m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -3.602248 ==> nsm = 0.0003155 (skip 0 indiv.)
m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -0.93555 ==> nsm = 0.3495048 (skip 0 indiv.)
Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

1st step (robust) estimates
GMM on differences
      b          sb          T          prob
DPR1 -0.358435 0.2756759 -1.300203 0.1935912
DCAA 0.3185873 0.0639172 4.9843786 6.4252E-7
DCAA1 0.2104272 0.1367939 1.5382788 0.1240435
DCAA2 0.0213677 0.173448 0.1231937 0.9019586
DNWA 0.1379067 0.0715176 1.9282912 0.0538753
DCTA -0.051201 0.1160631 -0.441147 0.6591256
DLTA -0.110454 0.0437177 -2.526533 0.01155
CONSTANT -1.136766 0.5913908 -1.922192 0.0546382
Y_1995 0.5434841 0.8976979 0.6054199 0.5449274
Y_1996 1.8319923 1.0127239 1.8089751 0.0705147
Y_1997 3.5710646 1.4015988 2.5478508 0.0108684

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 95.014467 df = 7 p = 0
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 7.2044993 df = 4 p = 0.125468
m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -1.165089 ==> nsm = 0.2439828 (skip 0 indiv.)
m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -0.254545 ==> nsm = 0.7990743 (skip 0 indiv.)
Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity

2nd step estimates
GMM on differences
      b          sb          T          prob
DPR1 -0.267387 0.1837753 -1.45497 0.1457402
DCAA 0.3080715 0.0426035 7.2311287 5.511E-13
DCAA1 0.1740889 0.103152 1.6876938 0.0915322
DCAA2 0.0386159 0.0614753 0.6281523 0.5299327
DNWA 0.1734904 0.0528061 3.2854209 0.0010253
DCTA -0.08194 0.0986375 -0.830722 0.40617
DLTA -0.098102 0.0374173 -2.621845 0.0087719
CONSTANT -0.786466 0.4671119 -1.683678 0.0923062
Y_1995 -0.066373 0.7909682 -0.083913 0.9331286
Y_1996 1.2890056 0.7550433 1.7071943 0.0878478
Y_1997 2.7557495 1.1345511 2.4289339 0.0151782

```

```

TSS = 4727807 RSS = 3656767.4 MSE = 728.8753
Nobs = 5028 nb param = 11 Df = 5017
Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)
Det of ZhZ 2nd step = 1.011E145
Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)
ESE (diff.) = 26.997691 ESE (levels) = 19.09025
Sargan [CHI**2] = 6.385299 nsm = 0.3814399 ndf = 6
Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 128.20891 df = 7 p = 0
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 7.7578109 df = 4 p = 0.1008638
m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -2.460032 ==> nsm = 0.0138925 (skip 0 indiv. )
m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -2.327564 ==> nsm = 0.0199353 (skip 0 indiv. )
m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = 0.2188826 ==> nsm = 0.8267415 (skip 0 indiv. )
m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = 0.2071596 ==> nsm = 0.8358852 (skip 0 indiv. )
Est. autocorr. of e(i,t) = -0.180437 D. W. = 1.9086237 (skip 0 indiv.)

```

Execution time in seconds
66.8406

b.- Foyers pluriactifs en 1991 uniquement

General informations on the model

```

file nb of obs. : 525 file nb indiv. : 75
usable nb of obs. : 300 usable nb indiv. : 75
nb year lost (mlag) : 3 nb indiv. lost : 0
observation period (file) : 1991 1997
nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
estimation period : 1994 1997
nb of year/firm (min, max) used in estimation : 4 4
endogeneous variable : DPRA
nb of regressors : 11
regressors names :
DPRA1 DCAA DCAA1 DCAA2 DNWA DCTA DLTA CONSTANT
Y_1995 Y_1996 Y_1997
You called 1 time(s) the gmmilev function
The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 7 columns
total nb of instruments : 17
instruments names :
GMM299 CONSTANT Y_1995 Y_1996 Y_1997 abl_1_1
abl_1_2 abl_1_3 abl_1_4 abl_1_5 abl_1_6 abl_1_7

```

1st step (non robust) estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DPRA1 0.0234593 0.1469938 0.1595941 0.8733123
DCAA 0.5281933 0.1399242 3.7748522 0.0001943
DCAA1 -0.057852 0.1343777 -0.430517 0.6671403
DCAA2 0.5567291 0.1156607 4.8134673 2.3945E-6
DNWA 0.1079712 0.0313418 3.444961 0.0006558
DCTA 0.6970932 0.1690064 4.1246549 0.0000486
DLTA -0.415858 0.1230242 -3.380294 0.0008237
CONSTANT -5.907301 5.1110613 -1.155787 0.2487227
Y_1995 3.2770424 8.766035 0.3738341 0.7088019
Y_1996 4.5089202 7.3162644 0.6162872 0.5381901
Y_1997 5.406769 7.2660791 0.7441109 0.4574139
TSS = 718433.04 RSS = 533379.18 MSE = 1845.6027
Nobs = 300 nb param = 11 Df = 289
Det of ZhZ 1st step = 4.3293E72
Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)
ESE (diff.) = 42.960478 ESE (levels) = 30.377646
Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 84.674969 df = 7 p = 1.554E-15
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 4.5850312 df = 4 p = 0.3325837
Est. autocorr. of e(i,t) = -0.447258 D. W. = 3.0848578 (skip 0 indiv. )
Sargan [CHI**2] = 32.058606 nsm = 0.0000159 ndf = 6
m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -4.378277 ==> nsm = 0.000012 (skip 0 indiv. )
m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = 1.1291757 ==> nsm = 0.2588237 (skip 0 indiv. )
Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

```

1st step (robust) estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DPRA1 0.0234593 0.3674302 0.0638471 0.9491361
DCAA 0.5281933 0.1855048 2.8473299 0.0047248
DCAA1 -0.057852 0.2974781 -0.194474 0.8459417
DCAA2 0.5567291 0.3682909 1.5116557 0.1317141
DNWA 0.1079712 0.0703267 1.5352817 0.1258087
DCTA 0.6970932 0.2998493 2.3248122 0.0207747
DLTA -0.415858 0.1655826 -2.511483 0.0125679
CONSTANT -5.907301 4.5181266 -1.307467 0.1920934
Y_1995 3.2770424 10.025482 0.3268713 0.7440018

```



```

Y_1996 4.5089202 6.0715859 0.7426264 0.4583111
Y_1997 5.406769 5.14928 1.0500049 0.2945931

```

```

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 25.762871 df = 7 p = 0.0005552
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 7.4561684 df = 4 p = 0.1136577
m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -2.173402 ==> nsm = 0.0297501 (skip 0 indiv.)
m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = 1.0847672 ==> nsm = 0.2780248 (skip 0 indiv.)
Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity

```

2nd step estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DPRA1 0.1747542 0.1316454 1.3274619 0.1854036
DCAA 0.3836571 0.1437358 2.669182 0.0080335
DCAA1 0.0233467 0.0995141 0.2346067 0.8146801
DCAA2 0.5047922 0.1391803 3.6268946 0.000339
DNWA 0.1195711 0.0530371 2.2544796 0.0249147
DCTA 0.3250482 0.1957724 1.6603367 0.0979313
DLTA -0.346653 0.1151679 -3.009975 0.0028432
CONSTANT -6.425598 3.099414 -2.073165 0.0390428
Y_1995 8.4464615 5.0213807 1.6820994 0.0936297
Y_1996 2.3545416 5.1783547 0.4546891 0.6496742
Y_1997 5.9330258 4.499563 1.3185782 0.1883541

```

```

TSS = 718433.04 RSS = 662645.12 MSE = 2292.8897
Nobs = 300 nb param = 11 DF = 289
Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)
Det of ZhZ 2nd step = 1.344E125
Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)
ESE (diff.) = 47.884128 ESE (levels) = 33.859191
Sargan [CHI**2] = 11.918716 nsm = 0.0638069 ndf = 6
Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 96.728817 df = 7 p = 0
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 11.011797 df = 4 p = 0.0264318
m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -3.317196 ==> nsm = 0.0009093 (skip 0 indiv.)
m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -2.440955 ==> nsm = 0.0146485 (skip 0 indiv.)
m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = 1.2796909 ==> nsm = 0.2006539 (skip 0 indiv.)
m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = 0.8700941 ==> nsm = 0.384249 (skip 0 indiv.)
Est. autocorr. of e(i,t) = -0.500222 D. W. = 3.1273518 (skip 0 indiv.)

```

```

Execution time in seconds
10.6063

```

c.- Foyers pluriactifs en 1997 uniquement**General informations on the model**

```

file nb of obs. : 714 file nb indiv. : 102
usable nb of obs. : 408 usable nb indiv. : 102
nb year lost (mlag) : 3 nb indiv. lost : 0
observation period (file) : 1991 1997
nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
estimation period : 1994 1997
nb of year/firm (min, max) used in estimation : 4 4
endogeneous variable : DPRA
nb of regressors : 11
regressors names :
DPRA1 DCAA DCAA1 DCAA2 DNWA DCTA DLTA CONSTANT
Y_1995 Y_1996 Y_1997
You called 1 time(s) the gmmilev function
The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 7 columns
total nb of instruments : 17
instruments names :
GMM299 CONSTANT Y_1995 Y_1996 Y_1997 abl_1_1
abl_1_2 abl_1_3 abl_1_4 abl_1_5 abl_1_6 abl_1_7

```

1st step (non robust) estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DPRA1 -0.229018 0.3243765 -0.706024 0.4805872
DCAA -0.212815 0.1709041 -1.245229 0.213782
DCAA1 0.0308007 0.181164 0.1700153 0.8650847
DCAA2 0.0109354 0.1929917 0.0566627 0.9548424
DNWA 0.2084865 0.1140628 1.8278211 0.0683268
DCTA 0.1718872 0.0826183 2.0804979 0.0381206
DLTA -0.286304 0.1088464 -2.630347 0.0088616
CONSTANT 1.7844182 3.6742316 0.4856575 0.6274779
Y_1995 -0.494696 6.4119648 -0.077152 0.9385414
Y_1996 0.9345871 5.1045293 0.1830898 0.8548211
Y_1997 -5.607957 5.8877487 -0.952479 0.3414336

```

```

TSS = 549209.2  RSS      = 399041.98  MSE = 1005.1435
Nobs = 408  nb param = 11  Df = 397
Det of ZhZ 1st step = 8.3273E73
Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)
ESE (diff.) = 31.703999  ESE (levels) = 22.418112
Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 83.084178  df = 7  p = 3.22E-15
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 3.3748427  df = 4  p = 0.4971621
Est. autocorr. of e(i,t) = -0.265734  D. W. = 2.2248394 (skip 0 indiv.)
Sargan [CHI**2] = 28.688887  nsm = 0.0000697  ndf = 6
m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -2.259574 ==> nsm = 0.0238477 (skip 0 indiv.)
m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -0.909799 ==> nsm = 0.3629286 (skip 0 indiv.)
Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

```

1st step (robust) estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DPRA1  -0.229018  0.4551069  -0.503217  0.6150906
DCAA   -0.212815  0.4067529  -0.523204  0.6011242
DCAA1   0.0308007  0.2164456   0.142302  0.8869136
DCAA2   0.0109354  0.2492661   0.0438705  0.9650296
DNWA    0.2084865  0.1370834   1.5208731  0.1290877
DCTA    0.1718872  0.172414   0.9969445  0.3193987
DLTA   -0.286304   0.2599451  -1.101401  0.2713896
CONSTANT 1.7844182  3.7142885   0.4804199  0.6311935
Y_1995  -0.494696   5.4593261  -0.090615  0.9278443
Y_1996   0.9345871  4.4721317   0.2089802  0.8345709
Y_1997  -5.607957  8.2098276  -0.683079  0.4949556

```

```

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 30.30477  df = 7  p = 0.000835
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 1.4819665  df = 4  p = 0.829831
m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -1.283745 ==> nsm = 0.1992313 (skip 0 indiv.)
m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -0.882622 ==> nsm = 0.3774408 (skip 0 indiv.)
Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity

```

2nd step estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DPRA1   0.0737376  0.2633363  0.2800129  0.7796134
DCAA   -0.173664   0.1956757  -0.887509  0.3753422
DCAA1  -0.015425   0.1694154  -0.091047  0.9275008
DCAA2  -0.223344   0.175638  -1.271614  0.2042548
DNWA    0.3021821  0.1099623   2.748052  0.0062685
DCTA    0.0670042  0.1030058   0.6504902  0.5157519
DLTA   -0.351262   0.164092  -2.140643  0.0329114
CONSTANT 3.9974095  2.4101922   1.6585439  0.0979976
Y_1995  -5.469798   3.4782927  -1.572553  0.116619
Y_1996  -0.98024   3.1113457  -0.315053  0.7528868
Y_1997  -8.470969   6.2038986  -1.365427  0.1728921

```

```

TSS = 549209.2  RSS      = 486100.16  MSE = 1224.4336
Nobs = 408  nb param = 11  Df = 397
Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)
Det of ZhZ 2nd step = 3.441E124
Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)
ESE (diff.) = 34.991908  ESE (levels) = 24.743016
Sargan [CHI**2] = 12.534349  nsm = 0.0510562  ndf = 6
Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 42.269728  df = 7  p = 4.6136E-7
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 3.2611486  df = 4  p = 0.5151114
m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -2.463809 ==> nsm = 0.0137469 (skip 0 indiv.)
m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -2.412559 ==> nsm = 0.015841 (skip 0 indiv.)
m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -0.43274 ==> nsm = 0.6652039 (skip 0 indiv.)
m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -0.428523 ==> nsm = 0.6682707 (skip 0 indiv.)
Est. autocorr. of e(i,t) = -0.294274  D. W. = 2.2190549 (skip 0 indiv.)

```

```

Execution time in seconds
10.9623

```

d.- Foyers pluriactifs en 1991 et 1997**General informations on the model**

```

file nb of obs.      : 1946  file nb indiv.   : 278
usable nb of obs.   : 1112  usable nb indiv. : 278
nb year lost (mlag) : 3      nb indiv. lost   : 0
observation period (file) : 1991 1997
nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
estimation period    : 1994 1997
nb of year/firm (min, max) used in estimation : 4 4
endogeneous variable : DPRA
nb of regressors     : 11

```

```

regressors names :
DPR1  DCAA  DCAA1  DCAA2  DNWA  DCTA  DLTA  CONSTANT
Y_1995 Y_1996 Y_1997
You called 1 time(s) the gmmilev function
The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 7 columns
total nb of instruments : 17
instruments names :
GMM299  CONSTANT  Y_1995  Y_1996  Y_1997  abl_1_1
abl_1_2  abl_1_3  abl_1_4  abl_1_5  abl_1_6  abl_1_7

```

1st step (non robust) estimates

```

GMM on differences
      b      sb      T      prob
DPR1  -0.449123  0.0724219 -6.201488  7.899E-10
DCAA  0.3723584  0.0412226  9.0328606  0
DCAA1  0.3807028  0.0537131  7.0877128  2.431E-12
DCAA2  0.0736601  0.0415793  1.7715571  0.0767447
DNWA  0.4198027  0.0233434  17.983764  0
DCTA  -0.323423  0.0564668  -5.727679  1.3127E-8
DLTA  -0.409894  0.0469579  -8.728974  0
CONSTANT -0.98757  1.5448356  -0.639272  0.5227791
Y_1995 -1.636224  2.6568326  -0.615855  0.5381175
Y_1996  0.5210326  2.1795313  0.2390572  0.8111057
Y_1997  1.3499398  2.1835787  0.6182235  0.5365559

```

TSS = 1523794.8 RSS = 703369.68 MSE = 638.84622

Nobs = 1112 nb param = 11 Df = 1101

Det of ZhZ 1st step = 5.2741E81

Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 25.275407 ESE (levels) = 17.872412

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 1046.6691 df = 7 p = 0

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 10.046959 df = 4 p = 0.0396441

Est. autocorr. of e(i,t) = -0.153124 D. W. = 2.2676967 (skip 0 indiv.)

Sargan [CHI**2] = 88.365911 nsm = 1.11E-16 ndf = 6

m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -4.020177 ==> nsm = 0.0000582 (skip 0 indiv.)

m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -3.067558 ==> nsm = 0.0021582 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

1st step (robust) estimates

```

GMM on differences
      b      sb      T      prob
DPR1  -0.449123  0.2026511 -2.21624  0.0268789
DCAA  0.3723584  0.1340037  2.7787174  0.0055502
DCAA1  0.3807028  0.1264512  3.010669  0.0026661
DCAA2  0.0736601  0.0791661  0.9304493  0.3523425
DNWA  0.4198027  0.0894781  4.691679  3.05E-6
DCTA  -0.323423  0.0712465  -4.539499  6.259E-6
DLTA  -0.409894  0.133513  -3.070073  0.0021925
CONSTANT -0.98757  1.4885947  -0.663424  0.5071977
Y_1995 -1.636224  2.2178204  -0.737762  0.4608163
Y_1996  0.5210326  2.4109863  0.2161076  0.8289439
Y_1997  1.3499398  2.0265235  0.6661358  0.5054639

```

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 133.02389 df = 7 p = 0

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 4.5223731 df = 4 p = 0.3399028

m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -1.178329 ==> nsm = 0.2386655 (skip 0 indiv.)

m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -1.840302 ==> nsm = 0.0657239 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity

2nd step estimates

```

GMM on differences
      b      sb      T      prob
DPR1  -0.303597  0.0733674  -4.138043  0.0000377
DCAA  0.434125  0.0749638  5.7911315  9.1141E-9
DCAA1  0.2355127  0.0693206  3.3974439  0.0007045
DCAA2  0.0451424  0.0434393  1.039207  0.2989366
DNWA  0.2861223  0.0588089  4.8652921  1.3092E-6
DCTA  -0.355498  0.0562121  -6.32422  3.693E-10
DLTA  -0.220408  0.0957746  -2.301324  0.0215594
CONSTANT -1.514542  1.1911761  -1.271468  0.2038309
Y_1995 -1.344938  1.9307756  -0.696579  0.4862134
Y_1996  3.245762  1.8310277  1.772645  0.076564
Y_1997  0.456023  1.7237992  0.2645453  0.7914093

```

TSS = 1523794.8 RSS = 788060.78 MSE = 715.76819

Nobs = 1112 nb param = 11 Df = 1101

Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)

Det of ZhZ 2nd step = 1.518E134

Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

```

ESE (diff.) = 26.753844 ESE (levels) = 18.917825
Sargan [CHI**2] = 6.9892474 nsm = 0.3218427 ndf = 6
Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 238.31419 df = 7 p = 0
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 8.3512529 df = 4 p = 0.0795264
m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -3.344815 ==> nsm = 0.0008234 (skip 0 indiv.)

```

```

Execution time in seconds
24.0473

```

4.- Modèle 4

a.- Foyers monoactifs en en 1991 et 1997

General informations on the model

```

file nb of obs. : 8799 file nb indiv. : 1257
usable nb of obs. : 5028 usable nb indiv. : 1257
nb year lost (mlag) : 3 nb indiv. lost : 0
observation period (file) : 1991 1997
nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
estimation period : 1994 1997
nb of year/firm (min, max) used in estimation : 4 4
endogeneous variable : DPRA
nb of regressors : 11
regressors names :

```

```

DPRA1 DCAA DCAA1 DCAA2 DNWA DCTA DLTA CONSTANT
Y_1995 Y_1996 Y_1997

```

```

You called 5 time(s) the gmmilev function
The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 27 columns
total nb of instruments : 31
instruments names :

```

```

GMM299 CONSTANT Y_1995 Y_1996 Y_1997 abl_1_1 abl_1_2
abl_1_3 abl_1_4 abl_1_5 abl_1_6 abl_1_7 abl_2_1 abl_2_2
abl_2_3 abl_2_4 abl_2_5 abl_2_6 abl_2_7 abl_2_8 abl_3_1
abl_3_2 abl_3_3 abl_3_4 abl_4_1 abl_4_2 abl_4_3 abl_4_4
abl_5_1 abl_5_2 abl_5_3 abl_5_4

```

1st step (non robust) estimates

```

GMM on differences
          b          sb          T          prob
DPRA1 -0.274002 0.0617084 -4.440271 9.1775E-6
DCAA 0.6547675 0.0763306 8.5780528 0
DCAA1 0.2325693 0.045584 5.1019988 3.4847E-7
DCAA2 -0.015509 0.0279588 -0.554723 0.579109
DNWA 0.0888323 0.0272301 3.2622808 0.0011126
DCTA 0.3777915 0.0900854 4.1937016 0.0000279
DLTA -0.033595 0.0542481 -0.619286 0.5357562
CONSTANT -1.964851 0.8725859 -2.251756 0.0243808
Y_1995 1.2306841 1.4259226 0.8630791 0.3881352
Y_1996 2.7347679 1.2420698 2.2017828 0.027726
Y_1997 4.5177434 1.202486 3.757003 0.0001739

```

```

TSS = 4727807 RSS = 4094506.5 MSE = 816.12648
Nobs = 5028 nb param = 11 Df = 5017

```

```

Det of ZhZ 1st step = 7.969E172

```

```

Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

```

```

ESE (diff.) = 28.567927 ESE (levels) = 20.200575

```

```

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 216.12484 df = 7 p = 0

```

```

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 21.36115 df = 4 p = 0.0002685

```

```

Est. autocorr. of e(i,t) = -0.232024 D. W. = 2.1821764 (skip 0 indiv.)

```

```

Sargan [CHI**2] = 481.78721 nsm = 0 ndf = 20

```

```

m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -8.268405 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv.)

```

```

m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = 2.6656081 ==> nsm = 0.0076849 (skip 0 indiv.)

```

```

Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

```

1st step (robust) estimates

```

GMM on differences
          b          sb          T          prob
DPRA1 -0.274002 0.2036345 -1.345557 0.1785061
DCAA 0.6547675 0.2824965 2.3177896 0.0205008
DCAA1 0.2325693 0.1700975 1.3672709 0.1716017
DCAA2 -0.015509 0.1982684 -0.078224 0.9376529
DNWA 0.0888323 0.098561 0.901292 0.3674763
DCTA 0.3777915 0.193596 1.9514426 0.05106
DLTA -0.033595 0.2182867 -0.153904 0.877692
CONSTANT -1.964851 1.0308049 -1.906132 0.0566901
Y_1995 1.2306841 1.2780208 0.9629609 0.3356136
Y_1996 2.7347679 1.7500507 1.5626793 0.1181911
Y_1997 4.5177434 1.6036715 2.8171252 0.0048645

```

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 24.003032 df = 7 p = 0.001138
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 8.5502275 df = 4 p = 0.0733793
m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -1.453176 ==> nsm = 0.146175 (skip 0 indiv.)
m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = 0.3885005 ==> nsm = 0.6976457 (skip 0 indiv.)
Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity

2nd step estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DPRA1	-0.162115	0.0870141	-1.863093	0.0625075
DCAA	0.4937757	0.0742239	6.6525192	3.189E-11
DCAA1	0.1294075	0.0660457	1.9593644	0.0501254
DCAA2	0.0161788	0.0390307	0.4145146	0.678515
DNWA	0.0373342	0.0543181	0.6873256	0.4919093
DCTA	0.3420692	0.1157802	2.9544719	0.0031466
DLTA	0.023734	0.0750827	0.3161053	0.7519357
CONSTANT	-1.319225	0.5206924	-2.533597	0.01132
Y_1995	1.235857	0.7399058	1.6702896	0.0949245
Y_1996	1.9168034	0.8050266	2.3810436	0.0173008
Y_1997	3.7038336	0.7357646	5.0339927	4.9717E-7

TSS = 4727807 RSS = 4277745.1 MSE = 852.65002
Nobs = 5028 nb param = 11 Df = 5017
Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)
Det of ZhZ 2nd step = 1.364E273
Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)
ESE (diff.) = 29.200172 ESE (levels) = 20.647639
Sargan [CHI**2] = 13.013418 nsm = 0.8768076 ndf = 20
Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 60.382533 df = 7 p = 1.266E-10
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 31.143151 df = 4 p = 2.8623E-6
m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -2.691649 ==> nsm = 0.00711 (skip 0 indiv.)
m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -3.158808 ==> nsm = 0.0015842 (skip 0 indiv.)
m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = 0.4732785 ==> nsm = 0.6360145 (skip 0 indiv.)
m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = 0.6048447 ==> nsm = 0.5452822 (skip 0 indiv.)
Est. autocorr. of e(i,t) = -0.268681 D. W. = 2.2310272 (skip 0 indiv.)

Execution time in seconds
84.8447

b.- Foyers pluriactifs en 1991 uniquement**General informations on the model**

file nb of obs. : 525 file nb indiv. : 75
usable nb of obs. : 300 usable nb indiv. : 75
nb year lost (mlag) : 3 nb indiv. lost : 0
observation period (file) : 1991 1997
nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
estimation period : 1994 1997
nb of year/firm (min, max) used in estimation : 4 4
endogeneous variable : DPRA
nb of regressors : 11
regressors names :

DPRA1 DCAA DCAA1 DCAA2 DNWA DCTA DLTA CONSTANT
Y_1995 Y_1996 Y_1997

You called 5 time(s) the gmmilev function
The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 27 columns

total nb of instruments : 31
instruments names :

GMM299	CONSTANT	Y_1995	Y_1996	Y_1997	abl_1_1	abl_1_2
abl_1_3	abl_1_4	abl_1_5	abl_1_6	abl_1_7	abl_2_1	abl_2_2
abl_2_3	abl_2_4	abl_2_5	abl_2_6	abl_2_7	abl_2_8	abl_3_1
abl_3_2	abl_3_3	abl_3_4	abl_4_1	abl_4_2	abl_4_3	abl_4_4
abl_5_1	abl_5_2	abl_5_3	abl_5_4			

1st step (non robust) estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DPRA1	0.0136546	0.0945246	0.1444551	0.8852418
DCAA	0.3431932	0.195033	1.7596672	0.0795223
DCAA1	-0.113392	0.1547415	-0.73278	0.4642865
DCAA2	0.5725999	0.1253371	4.5684774	7.2841E-6
DNWA	0.1543516	0.0530284	2.9107372	0.0038863
DCTA	1.2046116	0.3319526	3.6288668	0.0003365
DLTA	-0.53316	0.240774	-2.214357	0.0275845
CONSTANT	-3.535936	5.3485628	-0.6611	0.5090747
Y_1995	2.5079537	8.9432014	0.2804313	0.7793473
Y_1996	-1.002159	7.6605942	-0.13082	0.8960087
Y_1997	3.4900016	7.5958758	0.4594601	0.6462492

```

TSS = 718433.04  RSS      = 554031.36  MSE = 1917.0635
Nobs = 300  nb param = 11  Df = 289
Det of ZhZ 1st step = 6.05E137
Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)
ESE (diff.) = 43.784284  ESE (levels) = 30.960164
Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 75.623388  df = 7  p = 1.071E-13
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 3.0208874  df = 4  p = 0.554336
Est. autocorr. of e(i,t) = -0.397968  D. W. = 3.0361052 (skip 0 indiv.)
Sargan [CHI**2] = 53.5076  nsm = 0.0000684  ndf = 20
m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -5.828153 ==> nsm = 5.6044E-9 (skip 0 indiv.)
m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = 1.0350478 ==> nsm = 0.3006466 (skip 0 indiv.)
Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

```

1st step (robust) estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DPR1  0.0136546  0.1809642  0.0754545  0.9399053
DCAA  0.3431932  0.2294016  1.4960364  0.1357354
DCAA1 -0.113392  0.290276  -0.390634  0.6963559
DCAA2  0.5725999  0.2956675  1.9366345  0.0537647
DNWA  0.1543516  0.085446  1.8064234  0.0718924
DCTA  1.2046116  0.603402  1.9963668  0.046832
DLTA  -0.53316  0.3403233  -1.566627  0.1182962
CONSTANT -3.535936  5.430255  -0.651155  0.5154641
Y_1995  2.5079537  9.3502951  0.2682219  0.7887199
Y_1996 -1.002159  6.7885988  -0.147624  0.8827425
Y_1997  3.4900016  6.5851273  0.5299824  0.5965311

```

```

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 66.687611  df = 7  p = 6.882E-12
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 5.6060887  df = 4  p = 0.2305604
m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -3.447861 ==> nsm = 0.000565 (skip 0 indiv.)
m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = 0.9435587 ==> nsm = 0.3453952 (skip 0 indiv.)
Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity

```

2nd step estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DPR1  -0.015046  0.0455955  -0.329978  0.7416556
DCAA  0.2170248  0.1260104  1.7222774  0.0860892
DCAA1 -0.009771  0.1362094  -0.071735  0.9428627
DCAA2  0.4646397  0.0676318  6.8701358  3.939E-11
DNWA  0.0913113  0.0507482  1.7993006  0.0730142
DCTA  0.7087332  0.1951382  3.6319543  0.0003327
DLTA  -0.31995  0.0976372  -3.276933  0.0011774
CONSTANT -3.010356  2.7238892  -1.105168  0.2700059
Y_1995  2.7248922  4.5006918  0.6054385  0.5453628
Y_1996 -0.635057  3.4929805  -0.181809  0.8558598
Y_1997  5.2125265  3.3506953  1.5556552  0.1208845

```

```

TSS = 718433.04  RSS      = 539032.79  MSE = 1865.1654
Nobs = 300  nb param = 11  Df = 289
Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)
Det of ZhZ 2nd step = 1.355E228
Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)
ESE (diff.) = 43.18756  ESE (levels) = 30.538217
Sargan [CHI**2] = 28.912354  nsm = 0.0894995  ndf = 20
Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 596.82244  df = 7  p = 0
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 6.9693929  df = 4  p = 0.1375145
m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -2.848233 ==> nsm = 0.0043963 (skip 0 indiv.)
m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -2.746945 ==> nsm = 0.0060153 (skip 0 indiv.)
m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = 0.3951533 ==> nsm = 0.6927297 (skip 0 indiv.)
m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = 0.3989834 ==> nsm = 0.6899054 (skip 0 indiv.)
Est. autocorr. of e(i,t) = -0.454453  D. W. = 3.0692249 (skip 0 indiv.)

```

```

Execution time in seconds
11.8506

```

c.- Foyers pluriactifs en 1997 uniquement**General informations on the model**

```

file nb of obs.      : 714  file nb indiv.      : 102
usable nb of obs.    : 408  usable nb indiv.    : 102
nb year lost (mlag)  : 3    nb indiv. lost      : 0
observation period (file) : 1991 1997
nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
estimation period    : 1994 1997
nb of year/firm (min, max) used in estimation : 4 4
endogeneous variable : DPRA
nb of regressors     : 11

```

```

regressors names :
DPRAL  DCAA  DCAA1  DCAA2  DNWA  DCTA  DLTA  CONSTANT
Y_1995  Y_1996  Y_1997
You called          5 time(s) the gmmilev function
The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with      27 columns
total nb of instruments :      31
instruments names      :
GMM299  CONSTANT  Y_1995  Y_1996  Y_1997  abl_1_1  abl_1_2
abl_1_3  abl_1_4  abl_1_5  abl_1_6  abl_1_7  abl_2_1  abl_2_2
abl_2_3  abl_2_4  abl_2_5  abl_2_6  abl_2_7  abl_2_8  abl_3_1
abl_3_2  abl_3_3  abl_3_4  abl_4_1  abl_4_2  abl_4_3  abl_4_4
abl_5_1  abl_5_2  abl_5_3  abl_5_4

1st step (non robust) estimates
GMM on differences
      b          sb          T          prob
DPRAL  -0.096485  0.1475638  -0.653855  0.513584
DCAA   -0.541945  0.2595922  -2.087678  0.0374639
DCAA1  0.1030843  0.1778072  0.5797534  0.5624098
DCAA2  -0.061595  0.1190937  -0.517195  0.605308
DNWA   0.0248701  0.0626967  0.3966737  0.6918212
DCTA   0.1888044  0.1969958  0.9584184  0.3384351
DLTA   0.0824684  0.1470311  0.5608908  0.5751884
CONSTANT 6.7119286  3.8098821  1.7617156  0.078887
Y_1995  -4.858017  6.5142058  -0.745757  0.4562553
Y_1996  -1.973624  5.3857802  -0.366451  0.7142239
Y_1997  -8.145795  5.3205006  -1.53102  0.1265608

TSS = 549209.2  RSS      = 506451.65  MSE = 1275.6969
Nobs = 408  nb param = 11  Df = 397
Det of Zhz 1st step = 7.05E141
Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)
ESE (diff.) = 35.716899  ESE (levels) = 25.255661
Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 8.8233578  df = 7  p = 0.2655883
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 10.690221  df = 4  p = 0.0302752
Est. autocorr. of e(i,t) = -0.365475  D. W. = 2.3911405 (skip 0 indiv.)
Sargan [CHI**2] = 70.21733  nsm = 1.6784E-7  ndf = 20
m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -5.378036 ==> nsm = 7.5303E-8 (skip 0 indiv.)
m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -0.044731 ==> nsm = 0.9643217 (skip 0 indiv.)
Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

1st step (robust) estimates
GMM on differences
      b          sb          T          prob
DPRAL  -0.096485  0.2262745  -0.426408  0.6700417
DCAA   -0.541945  0.5784609  -0.936874  0.3493931
DCAA1  0.1030843  0.2109289  0.4887159  0.6253127
DCAA2  -0.061595  0.1463038  -0.421005  0.673979
DNWA   0.0248701  0.1450246  0.171489  0.8639266
DCTA   0.1888044  0.3385536  0.5576795  0.5773775
DLTA   0.0824684  0.2823089  0.2921212  0.7703466
CONSTANT 6.7119286  3.0977457  2.1667139  0.0308509
Y_1995  -4.858017  4.1012809  -1.184512  0.2369191
Y_1996  -1.973624  4.9723209  -0.396922  0.6916383
Y_1997  -8.145795  5.4225938  -1.502195  0.1338416

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 6.4394799  df = 7  p = 0.4894692
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 6.8361192  df = 4  p = 0.1448062
m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -2.765098 ==> nsm = 0.0056906 (skip 0 indiv.)
m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -0.038616 ==> nsm = 0.9691967 (skip 0 indiv.)
Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity

2nd step estimates
GMM on differences
      b          sb          T          prob
DPRAL  -0.154032  0.0652347  -2.361195  0.0186985
DCAA   -0.418069  0.1129104  -3.702658  0.0002435
DCAA1  0.1155481  0.0900706  1.282861  0.2002892
DCAA2  0.0008846  0.0711189  0.0124388  0.9900818
DNWA   0.0295816  0.0395249  0.7484298  0.4546441
DCTA   0.2445494  0.0558448  4.3790935  0.0000153
DLTA   0.1092971  0.0679587  1.6082874  0.1085672
CONSTANT 5.4016735  1.4586977  3.7030793  0.0002431
Y_1995  -4.174772  2.536949  -1.645588  0.1006401
Y_1996  -3.914069  2.16816  -1.805249  0.0717932
Y_1997  -4.859026  2.2795428  -2.131579  0.033655

TSS = 549209.2  RSS      = 485324.69  MSE = 1222.4803
Nobs = 408  nb param = 11  Df = 397
Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)

```

Det of ZhZ 2nd step = 1.705E226
 Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)
 ESE (diff.) = 34.963986 ESE (levels) = 24.723272
 Sargan [CHI**2] = 19.452828 nsm = 0.4925908 ndf = 20
 Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 104.36507 df = 7 p = 0
 Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 26.437628 df = 4 p = 0.0000258
 m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -3.31872 ==> nsm = 0.0009043 (skip 0 indiv.)
 m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -3.137707 ==> nsm = 0.0017027 (skip 0 indiv.)
 m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = 0.1087537 ==> nsm = 0.9133978 (skip 0 indiv.)
 m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = 0.1159462 ==> nsm = 0.9076952 (skip 0 indiv.)
 Est. autocorr. of e(i,t) = -0.367166 D. W. = 2.3883053 (skip 0 indiv.)

Execution time in seconds
 14.5790

d.- Foyers pluriactifs en 1991 et 1997

General informations on the model

file nb of obs. : 1946 file nb indiv. : 278
 usable nb of obs. : 1112 usable nb indiv. : 278
 nb year lost (mlag) : 3 nb indiv. lost : 0
 observation period (file) : 1991 1997
 nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
 estimation period : 1994 1997
 nb of year/firm (min, max) used in estimation : 4 4
 endogeneous variable : DPRA
 nb of regressors : 11
 regressors names :
 DPRA1 DCAA DCAA1 DCAA2 DNWA DCTA DLTA CONSTANT Y_1995 Y_1996 Y_1997
 You called 5 time(s) the gmmilev function
 The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 27 columns
 total nb of instruments : 31
 instruments names :
 GMM299 CONSTANT Y_1995 Y_1996 Y_1997 abl_1_1 abl_1_2
 abl_1_3 abl_1_4 abl_1_5 abl_1_6 abl_1_7 abl_2_1 abl_2_2
 abl_2_3 abl_2_4 abl_2_5 abl_2_6 abl_2_7 abl_2_8 abl_3_1
 abl_3_2 abl_3_3 abl_3_4 abl_4_1 abl_4_2 abl_4_3 abl_4_4
 abl_5_1 abl_5_2 abl_5_3 abl_5_4

1st step (non robust) estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DPRA1	-0.410342	0.0738214	-5.558583	3.411E-8
DCAA	0.6041328	0.085244	7.0871012	2.441E-12
DCAA1	0.4073573	0.0747902	5.4466677	6.3279E-8
DCAA2	0.0607214	0.0525154	1.1562577	0.2478266
DNWA	0.6894081	0.0374716	18.398173	0
DCTA	-0.451042	0.1056469	-4.269336	0.0000213
DLTA	-0.890225	0.0710085	-12.53688	0
CONSTANT	-4.408804	1.8064447	-2.440597	0.0148198
Y_1995	0.80253	3.0691672	0.2614814	0.7937702
Y_1996	1.4934663	2.5038057	0.5964785	0.5509782
Y_1997	2.0592188	2.5031073	0.822665	0.4108766

TSS = 1523794.8 RSS = 919214.57 MSE = 834.89061
 Nobs = 1112 nb param = 11 Df = 1101

Det of ZhZ 1st step = 6.553E156

Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 28.894474 ESE (levels) = 20.431478
 Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 786.68215 df = 7 p = 0
 Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 45.975257 df = 4 p = 2.4922E-9
 Est. autocorr. of e(i,t) = -0.141351 D. W. = 2.3689628 (skip 0 indiv.)
 Sargan [CHI**2] = 114.72624 nsm = 2.665E-15 ndf = 20
 m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -3.973156 ==> nsm = 0.0000709 (skip 0 indiv.)
 m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -2.139841 ==> nsm = 0.0323676 (skip 0 indiv.)
 Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

1st step (robust) estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DPRA1	-0.410342	0.1443466	-2.842757	0.0045551
DCAA	0.6041328	0.1624495	3.7188956	0.0002102
DCAA1	0.4073573	0.1423486	2.8616878	0.0042937
DCAA2	0.0607214	0.0963714	0.6300768	0.5287751
DNWA	0.6894081	0.0814284	8.4664306	0
DCTA	-0.451042	0.2426417	-1.858882	0.0633105
DLTA	-0.890225	0.2029459	-4.386514	0.0000126
CONSTANT	-4.408804	1.7216522	-2.560799	0.0105756
Y_1995	0.80253	2.7625653	0.2905017	0.7714871


```

Y_1996 1.4934663 2.680954 0.5570652 0.5775961
Y_1997 2.0592188 2.4161757 0.8522637 0.3942531

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 174.56174 df = 7 p = 0
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 19.836096 df = 4 p = 0.000538
m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -1.817752 ==> nsm = 0.069102 (skip 0 indiv.)
m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -1.514918 ==> nsm = 0.1297932 (skip 0 indiv.)
Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity

```

2nd step estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DPRA1 -0.381787 0.0670837 -5.691203 1.6165E-8
DCAA  0.7544866 0.0819702 9.2044005 0
DCAA1 0.4554794 0.0825098 5.520307 4.219E-8
DCAA2 0.1143894 0.05986 1.9109486 0.0562707
DNWA  0.6205148 0.0437826 14.17263 0
DCTA  -0.648185 0.1493356 -4.340457 0.0000155
DLTA  -0.685696 0.0909379 -7.540271 9.77E-14
CONSTANT -5.267562 1.1945787 -4.409556 0.0000114
Y_1995 -0.041801 1.7860468 -0.023404 0.981332
Y_1996 3.7020931 1.7289024 2.1412968 0.0324691
Y_1997 3.8439352 1.7794164 2.1602223 0.0309707

TSS = 1523794.8 RSS = 856394.91 MSE = 777.83371
Nobs = 1112 nb param = 11 Df = 1101
Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)
Det of ZhZ 2nd step = 2.115E252
Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)
ESE (diff.) = 27.88967 ESE (levels) = 19.720975
Sargan [CHI**2] = 25.019882 nsm = 0.2006715 ndf = 20
Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 948.71892 df = 7 p = 0
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 47.229432 df = 4 p = 1.366E-9
m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -1.914706 ==> nsm = 0.05553 (skip 0 indiv.)
m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -2.722592 ==> nsm = 0.0064772 (skip 0 indiv.)
m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -2.153134 ==> nsm = 0.0313081 (skip 0 indiv.)
m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -2.131391 ==> nsm = 0.0330569 (skip 0 indiv.)
Est. autocorr. of e(i,t) = -0.130267 D. W. = 2.3495567 (skip 0 indiv.)

```

```

Execution time in seconds
26.1060

```

Annexe VI :
Equations d'endettement

A.- Ensemble des exploitations

1.- Modèle 1

General informations on the model

```

file nb of obs.      : 11984  file nb indiv.   : 1712
usable nb of obs.   : 8560  usable nb indiv. : 1712
nb year lost (mlag) : 2     nb indiv. lost  : 0
observation period (file) : 1991 1997
nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
estimation period   : 1993 1997
nb of year/firm (min, max) used in estimation : 5 5
endogeneous variable : DEND
nb of regressors    : 11
regressors names :
DEND1  DDYN  DGAR  DREN  DSER  DCOU  CONSTANT
Y_1994 Y_1995 Y_1996 Y_1997
You called 1 time(s) the gmmilev function
The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 7 columns
total nb of instruments : 17
instruments names :
GMM23  CONSTANT  Y_1994  Y_1995  Y_1996  Y_1997  abl_1_1
abl_1_2  abl_1_3  abl_1_4  abl_1_5  abl_1_6  abl_1_7

```

1st step (non robust) estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DEND1  0.947595  0.049515  19.137536  0
DDYN   0.1028519 0.0062665  16.413098  0
DGAR   0.081475  0.0200248  4.0687099  0.0000477
DREN   -0.060448 0.004363  -13.85455  0
DSER   -0.084028 0.0133842  -6.278145  3.593E-10
DCOU   -0.06052  0.0087209  -6.939586  4.219E-12
CONSTANT -0.204662 0.244542  -0.836918  0.402662
Y_1994  -0.883924 0.4203122  -2.103017  0.0354934
Y_1995  1.0784137 0.3482459  3.0967021  0.0019632
Y_1996  0.0152617 0.3424589  0.0445649  0.9644551
Y_1997  0.4031923 0.3429792  1.1755592  0.2398038

```

TSS = 433586.69 RSS = 854153.98 MSE = 99.912737

Nobs = 8560 nb param = 11 Df = 8549

Det of ZhZ 1st step = 1.558E85

Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 9.9956359 ESE (levels) = 7.0679819

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 553.35714 df = 6 p = 0

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 32.545899 df = 5 p = 4.6312E-6

Est. autocorr. of e(i,t) = -0.422088 D. W. = 3.133577 (skip 0 indiv.)

Sargan [CHI**2] = 11.896196 nsm = 0.064325 ndf = 6

m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -17.24194 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv.)

m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = 2.6728877 ==> nsm = 0.0075201 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

1st step (robust) estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DEND1  0.947595  0.0520378  18.209747  0
DDYN   0.1028519 0.0153293  6.7095038  2.077E-11
DGAR   0.081475  0.0337691  2.4127133  0.0158552
DREN   -0.060448 0.0090028  -6.714288  2.01E-11
DSER   -0.084028 0.0184123  -4.56368  5.0966E-6
DCOU   -0.06052  0.0256167  -2.362508  0.018174
CONSTANT -0.204662 0.269425  -0.759624  0.4475005
Y_1994  -0.883924 0.4378046  -2.018991  0.0435193
Y_1995  1.0784137 0.342361  3.1499319  0.0016387
Y_1996  0.0152617 0.3605576  0.0423279  0.9662383
Y_1997  0.4031923 0.3456745  1.1663929  0.2434881

```

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 363.66429 df = 6 p = 0

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 33.08918 df = 5 p = 3.6131E-6

m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -11.14177 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv.)

m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = 1.8113467 ==> nsm = 0.0700872 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity

2nd step estimates

```
GMM on differences
      b          sb          T          prob
DEND1  0.9611008  0.0511478  18.790643      0
DDYN   0.1031567  0.0144752   7.126439  1.114E-12
DGAR   0.0832924  0.0332145  2.5077092  0.01217
DREN   -0.05936   0.0089561  -6.627915  3.611E-11
DSER   -0.082973  0.0182456  -4.547556  5.502E-6
DCOU   -0.076416  0.0249392  -3.064108  0.00219
CONSTANT -0.336018  0.2622911  -1.281087  0.2001978
Y_1994 -0.523653  0.4164418  -1.257445  0.208627
Y_1995  1.1376197  0.3269656  3.4793256  0.0005052
Y_1996  0.1737235  0.3405107  0.5101851  0.609935
Y_1997  0.4348028  0.3261103  1.3332999  0.1824689

TSS = 433586.69  RSS      = 866645.16  MSE = 101.37386
Nobs = 8560  nb param = 11  Df = 8549
Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)
Det of ZhZ 2nd step = 6.112E122
Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)
ESE (diff.) = 10.068459  ESE (levels) = 7.1194755
Sargan [CHI**2] = 10.425703  nsm = 0.1078319  ndf = 6
Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 393.97214  df = 6  p = 0
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 27.708256  df = 5  p = 0.0000415
m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -11.25598 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv.)
m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -11.13393 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv.)
m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = 1.8511345 ==> nsm = 0.0641502 (skip 0 indiv.)
m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = 1.8282829 ==> nsm = 0.0675071 (skip 0 indiv.)
Est. autocorr. of e(i,t) = -0.422528  D. W. = 3.1351393 (skip 0 indiv.)

Execution time in seconds
158.504
```

2.- Modèle 2**General informations on the model**

```
file nb of obs.      : 11984  file nb indiv.   : 1712
usable nb of obs.   : 8560   usable nb indiv. : 1712
nb year lost (mlag) : 2      nb indiv. lost  : 0
observation period (file) : 1991 1997
nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
estimation period : 1993 1997
nb of year/firm (min, max) used in estimation : 5 5
endogeneous variable : DEND
nb of regressors : 11
regressors names :
DEND1  DDYN  DGAR  DREN  DSER  DCOU  CONSTANT
Y_1994 Y_1995 Y_1996 Y_1997
You called 6 time(s) the gmmilev function
The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 32 columns
total nb of instruments : 37
instruments names :
GMM23  CONSTANT  Y_1994  Y_1995  Y_1996  Y_1997  abl_1_1
abl_1_2  abl_1_3  abl_1_4  abl_1_5  abl_1_6  abl_1_7  abl_2_1
abl_2_2  abl_2_3  abl_2_4  abl_2_5  abl_3_1  abl_3_2  abl_3_3
abl_3_4  abl_3_5  abl_4_1  abl_4_2  abl_4_3  abl_4_4  abl_4_5
abl_5_1  abl_5_2  abl_5_3  abl_5_4  abl_5_5  abl_6_1  abl_6_2
abl_6_3  abl_6_4  abl_6_5
```

1st step (non robust) estimates

```
GMM on differences
      b          sb          T          prob
DEND1  0.9401774  0.0545179  17.2453      0
DDYN   0.0143773  0.0560086  0.256698  0.7974181
DGAR   -0.156095  0.1312615  -1.189188  0.2343986
DREN   -0.075903  0.0398381  -1.905284  0.0567767
DSER   -0.241492  0.0972397  -2.483469  0.01303
DCOU   -0.017765  0.0484247  -0.366863  0.7137303
CONSTANT -0.530745  0.3204348  -1.656328  0.0976921
Y_1994 -0.418448  0.541768  -0.772374  0.4399142
Y_1995  1.2883084  0.470759  2.7366626  0.0062194
Y_1996  0.0637635  0.4170569  0.1528893  0.8784892
Y_1997  0.6546284  0.4296197  1.5237393  0.1276108
```

```
TSS = 433586.69  RSS      = 916248.73  MSE = 107.17613
Nobs = 8560  nb param = 11  Df = 8549
Det of ZhZ 1st step = 1.006E192
Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)
```

```

ESE (diff.) = 10.35259 ESE (levels) = 7.3203869
Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 384.32362 df = 6 p = 0
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 20.723361 df = 5 p = 0.0009136
Est. autocorr. of e(i,t) = -0.411866 D. W. = 3.0870095 (skip 0 indiv. )
Sargan [CHI**2] = 37.507396 nsm = 0.0672338 ndf = 26
m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -16.07584 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv. )
m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = 2.1769006 ==> nsm = 0.029488 (skip 0 indiv. )
Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

```

1st step (robust) estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DEND1  0.9401774  0.0626562  15.005348      0
DDYN   0.0143773  0.0655821  0.2192257  0.8264795
DGAR   -0.156095  0.1373388  -1.136566  0.2557515
DREN   -0.075903  0.0467581  -1.623313  0.1045595
DSER   -0.241492  0.1233988  -1.957003  0.0503796
DCOU   -0.017765  0.0527873  -0.336544  0.736469
CONSTANT -0.530745  0.3566342  -1.488206  0.1367334
Y_1994 -0.418448  0.5621878  -0.74432  0.4567033
Y_1995  1.2883084  0.4690321  2.7467385  0.0060317
Y_1996  0.0637635  0.4580132  0.1392177  0.8892814
Y_1997  0.6546284  0.4553875  1.4375195  0.150607

```

```

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 344.83491 df = 6 p = 0
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 19.962327 df = 5 p = 0.0012702
m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -10.41918 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv. )
m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = 1.5969972 ==> nsm = 0.1102663 (skip 0 indiv. )
Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity

```

2nd step estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DEND1  0.9660635  0.0576455  16.758702      0
DDYN   0.0063013  0.0613069  0.1027833  0.9181374
DGAR   -0.123612  0.1308177  -0.944919  0.3447267
DREN   -0.092273  0.0422774  -2.182568  0.0290947
DSER   -0.313446  0.1098376  -2.853722  0.0043314
DCOU   -0.050265  0.0506521  -0.992367  0.3210466
CONSTANT -0.560409  0.3235382  -1.732125  0.0832873
Y_1994 -0.190006  0.5048569  -0.376356  0.7066615
Y_1995  1.2207173  0.4319549  2.8260296  0.0047238
Y_1996  0.1576452  0.4226028  0.373034  0.7091324
Y_1997  0.5535558  0.405655  1.3645976  0.1724155

```

TSS = 433586.69 RSS = 965023.51 MSE = 112.88145

Nobs = 8560 nb param = 11 DF = 8549

Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)

Det of ZhZ 2nd step = 9.734E268

Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 10.624568 ESE (levels) = 7.5127042

Sargan [CHI**2] = 27.4901 nsm = 0.3839955 ndf = 26

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 404.74113 df = 6 p = 0

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 18.375719 df = 5 p = 0.0025106

m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -11.46004 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv.)

m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -10.695 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv.)

m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = 1.6139963 ==> nsm = 0.1065282 (skip 0 indiv.)

m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = 1.5380793 ==> nsm = 0.1240292 (skip 0 indiv.)

Est. autocorr. of e(i,t) = -0.413624 D. W. = 3.0898055 (skip 0 indiv.)

Execution time in seconds

236.216

B.- Statut en matière d'emploi en 1991**1.- Modèle 1****a.- Foyers monoactifs en 1991****General informations on the model**

```

file nb of obs.      : 9513 file nb indiv.      : 1359
usable nb of obs.   : 6795 usable nb indiv.   : 1359
nb year lost (mlag) : 2 nb indiv. lost      : 0
observation period (file) : 1991 1997
nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
estimation period    : 1993 1997
nb of year/firm (min, max) used in estimation : 5 5

```

```

endogeneous variable : DEND
nb of regressors : 11
regressors names :
DEND1 DDYN DGAR DREN DSER DCOU CONSTANT
Y_1994 Y_1995 Y_1996 Y_1997
You called 1 time(s) the gmmilev function
The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 7 columns
total nb of instruments : 17
instruments names :
GMM23 CONSTANT Y_1994 Y_1995 Y_1996 Y_1997 abl_1_1
abl_1_2 abl_1_3 abl_1_4 abl_1_5 abl_1_6 abl_1_7

```

1st step (non robust) estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DEND1  0.9469053 0.0537499 17.616878 0
DDYN   0.0946435 0.0071127 13.306228 0
DGAR   0.0832862 0.0220803 3.7719707 0.0001633
DREN   -0.051168 0.0046385 -11.03116 0
DSER   -0.071059 0.0146891 -4.837545 1.3435E-6
DCOU   -0.10069 0.0126779 -7.942178 2.22E-15
CONSTANT 0.0479756 0.2643926 0.1814558 0.8560153
Y_1994 -1.407156 0.4531047 -3.105586 0.0019069
Y_1995 0.9420054 0.3756935 2.5073775 0.0121863
Y_1996 -0.372863 0.3695634 -1.008929 0.3130446
Y_1997 0.1435603 0.3702214 0.3877688 0.6981993

```

TSS = 323631.76 RSS = 626679.21 MSE = 92.376062

Nobs = 6795 nb param = 11 Df = 6784

Det of ZhZ 1st step = 1.0919E83

Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 9.6112467 ESE (levels) = 6.7961777

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 466.02213 df = 6 p = 0

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 34.550327 df = 5 p = 1.8498E-6

Est. autocorr. of e(i,t) = -0.408437 D. W. = 3.0991686 (skip 0 indiv.)

Sargan [CHI**2] = 14.668705 nsm = 0.022996 ndf = 6

m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -15.33193 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv.)

m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = 1.0239257 ==> nsm = 0.3058704 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

1st step (robust) estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DEND1  0.9469053 0.0590826 16.026794 0
DDYN   0.0946435 0.0196139 4.8253275 1.4283E-6
DGAR   0.0832862 0.0380484 2.1889564 0.028634
DREN   -0.051168 0.0089683 -5.705368 1.2099E-8
DSER   -0.071059 0.0181568 -3.913648 0.0000918
DCOU   -0.10069 0.0240591 -4.185114 0.0000289
CONSTANT 0.0479756 0.2979925 0.1609959 0.8721015
Y_1994 -1.407156 0.4802205 -2.930228 0.0033984
Y_1995 0.9420054 0.3717692 2.5338447 0.0113042
Y_1996 -0.372863 0.3848173 -0.968936 0.3326117
Y_1997 0.1435603 0.3843717 0.3734934 0.7087929

```

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 284.81169 df = 6 p = 0

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 34.996055 df = 5 p = 1.5074E-6

m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -10.61675 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv.)

m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = 0.7556434 ==> nsm = 0.449863 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity

2nd step estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DEND1  0.9589009 0.0575867 16.651421 0
DDYN   0.0978049 0.0181556 5.3870462 7.4032E-8
DGAR   0.0853352 0.0370917 2.3006569 0.0214412
DREN   -0.049513 0.0089403 -5.538179 3.1709E-8
DSER   -0.067823 0.018016 -3.764583 0.0001682
DCOU   -0.104697 0.0238902 -4.382405 0.0000119
CONSTANT -0.078045 0.2874638 -0.271495 0.7860189
Y_1994 -1.08283 0.4527179 -2.391844 0.016791
Y_1995 1.0465155 0.3507286 2.9838325 0.0028568
Y_1996 -0.238986 0.3591528 -0.665417 0.5058064
Y_1997 0.1965483 0.3547015 0.5541233 0.5795127

```

TSS = 323631.76 RSS = 634592.06 MSE = 93.542462

Nobs = 6795 nb param = 11 Df = 6784

Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)

Det of ZhZ 2nd step = 5.607E119

Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)
 ESE (diff.) = 9.6717352 ESE (levels) = 6.8389496
 Sargan [CHI**2] = 11.626549 nsm = 0.0708378 ndf = 6
 Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 310.19586 df = 6 p = 0
 Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 31.322963 df = 5 p = 8.0875E-6
 m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -10.68336 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv.)
 m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -10.59402 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv.)
 m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = 0.7780619 ==> nsm = 0.4365325 (skip 0 indiv.)
 m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = 0.7683041 ==> nsm = 0.4423065 (skip 0 indiv.)
 Est. autocorr. of e(i,t) = -0.408701 D. W. = 3.1003662 (skip 0 indiv.)

Execution time in seconds
 70.9872

b.- Foyers pluriactifs en 1991

General informations on the model

file nb of obs. : 2471 file nb indiv. : 353
 usable nb of obs. : 1765 usable nb indiv. : 353
 nb year lost (mlag) : 2 nb indiv. lost : 0
 observation period (file) : 1991 1997
 nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
 estimation period : 1993 1997
 nb of year/firm (min, max) used in estimation : 5 5
 endogenous variable : DEND
 nb of regressors : 11
 regressors names :
 DEND1 DDYN DGAR DREN DSER DCOU CONSTANT
 Y_1994 Y_1995 Y_1996 Y_1997
 You called 1 time(s) the gmmilev function
 The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 7 columns
 total nb of instruments : 17
 instruments names :
 GMM23 CONSTANT Y_1994 Y_1995 Y_1996 Y_1997 abl_1_1
 abl_1_2 abl_1_3 abl_1_4 abl_1_5 abl_1_6 abl_1_7

1st step (non robust) estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DEND1	0.8866206	0.1134684	7.8138114	9.548E-15
DDYN	0.114401	0.0132117	8.6590778	0
DGAR	0.0574364	0.0448413	1.2808815	0.2004046
DREN	-0.089204	0.0113995	-7.825307	8.66E-15
DSER	-0.108584	0.0308122	-3.524055	0.0004359
DCOU	-0.029902	0.012714	-2.351885	0.0187886
CONSTANT	-1.213888	0.5847088	-2.076056	0.0380341
Y_1994	1.1538292	1.0246905	1.126027	0.2603081
Y_1995	1.5073274	0.8365448	1.801849	0.0717408
Y_1996	1.5535036	0.8243301	1.884565	0.0596538
Y_1997	1.3452836	0.8229461	1.6347165	0.1022879

TSS = 109946.57 RSS = 207920.31 MSE = 118.54065

Nobs = 1765 nb param = 11 Df = 1754

Det of ZhZ 1st step = 2.8715E74

Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 10.887638 ESE (levels) = 7.6987225
 Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 109.65223 df = 6 p = 0
 Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 6.8676936 df = 5 p = 0.2306675
 Est. autocorr. of e(i,t) = -0.452429 D. W. = 3.1961215 (skip 0 indiv.)
 Sargan [CHI**2] = 5.594252 nsm = 0.4701391 ndf = 6
 m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -7.867245 ==> nsm = 3.553E-15 (skip 0 indiv.)
 m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = 2.9219376 ==> nsm = 0.0034786 (skip 0 indiv.)
 Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

1st step (robust) estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DEND1	0.8866206	0.1008536	8.7911639	0
DDYN	0.114401	0.0244173	4.6852536	3.0116E-6
DGAR	0.0574364	0.0640594	0.8966115	0.3700493
DREN	-0.089204	0.0169532	-5.261815	1.6016E-7
DSER	-0.108584	0.0463142	-2.344505	0.0191634
DCOU	-0.029902	0.0234819	-1.273395	0.2030467
CONSTANT	-1.213888	0.5912469	-2.053099	0.040211
Y_1994	1.1538292	0.985032	1.1713621	0.2416123
Y_1995	1.5073274	0.7944426	1.8973396	0.0579472
Y_1996	1.5535036	0.8765204	1.7723531	0.0765095
Y_1997	1.3452836	0.7450106	1.8057241	0.0711328

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 92.334535 df = 6 p = 0
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 7.8225817 df = 5 p = 0.1662884
m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -4.93124 ==> nsm = 8.1709E-7 (skip 0 indiv.)
m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = 1.7603755 ==> nsm = 0.0783442 (skip 0 indiv.)
Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity

2nd step estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DEND1	0.8639047	0.0966262	8.9406906	0
DDYN	0.1111053	0.023396	4.7488905	2.2116E-6
DGAR	0.0643299	0.0627285	1.0255291	0.305255
DREN	-0.086688	0.0164498	-5.269815	1.5344E-7
DSER	-0.117943	0.044569	-2.646303	0.0082105
DCOU	-0.036029	0.0229041	-1.573052	0.1158871
CONSTANT	-1.152945	0.57112	-2.018744	0.0436657
Y_1994	1.1517244	0.9322691	1.2353991	0.2168475
Y_1995	1.3069917	0.7581279	1.7239725	0.084889
Y_1996	1.5993057	0.8413641	1.9008486	0.0574856
Y_1997	1.1089071	0.7281489	1.5229125	0.1279609

TSS = 109946.57 RSS = 203310.96 MSE = 115.91275
Nobs = 1765 nb param = 11 Df = 1754
Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)
Det of ZhZ 2nd step = 3.699E111
Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)
ESE (diff.) = 10.766278 ESE (levels) = 7.6129084
Sargan [CHI**2] = 5.5027863 nsm = 0.48112 ndf = 6
Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 94.732348 df = 6 p = 0
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 6.587747 df = 5 p = 0.2531489
m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -4.975894 ==> nsm = 6.4947E-7 (skip 0 indiv.)
m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -5.051908 ==> nsm = 4.3742E-7 (skip 0 indiv.)
m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = 1.7491414 ==> nsm = 0.0802666 (skip 0 indiv.)
m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = 1.7852312 ==> nsm = 0.0742238 (skip 0 indiv.)
Est. autocorr. of e(i,t) = -0.451401 D. W. = 3.1946301 (skip 0 indiv.)

Execution time in seconds
23.6681

2.- Modèle 2**a.- Foyers monoactifs en 1991****General informations on the model**

file nb of obs. : 9513 file nb indiv. : 1359
usable nb of obs. : 6795 usable nb indiv. : 1359
nb year lost (mlag) : 2 nb indiv. lost : 0
observation period (file) : 1991 1997
nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
estimation period : 1993 1997
nb of year/firm (min, max) used in estimation : 5 5
endogeneous variable : DEND
nb of regressors : 11
regressors names :
DEND1 DDYN DGAR DREN DSER DCOU CONSTANT
Y_1994 Y_1995 Y_1996 Y_1997
You called 6 time(s) the gmmilev function
The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 32 columns
total nb of instruments : 37
instruments names :
GMM23 CONSTANT Y_1994 Y_1995 Y_1996 Y_1997 abl_1_1
abl_1_2 abl_1_3 abl_1_4 abl_1_5 abl_1_6 abl_1_7 abl_2_1
abl_2_2 abl_2_3 abl_2_4 abl_2_5 abl_3_1 abl_3_2 abl_3_3
abl_3_4 abl_3_5 abl_4_1 abl_4_2 abl_4_3 abl_4_4 abl_4_5
abl_5_1 abl_5_2 abl_5_3 abl_5_4 abl_5_5 abl_6_1 abl_6_2
abl_6_3 abl_6_4 abl_6_5

1st step (non robust) estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DEND1	0.9078948	0.0576798	15.740243	0
DDYN	-0.057282	0.0594225	-0.963971	0.3350951
DGAR	-0.16481	0.1490425	-1.105792	0.2688557
DREN	-0.06075	0.0393654	-1.543244	0.1228181
DSER	-0.17897	0.0848311	-2.109724	0.0349186
DCOU	-0.074167	0.0550182	-1.348054	0.1776859
CONSTANT	-0.406184	0.3283071	-1.237209	0.2160524
Y_1994	-0.574241	0.5725884	-1.002885	0.3159519
Y_1995	1.2735674	0.4709295	2.7043695	0.0068605


```

Y_1996 -0.344255 0.4456243 -0.772522 0.4398321
Y_1997 0.5329293 0.4431355 1.2026327 0.2291604

TSS = 323631.76 RSS = 687130.71 MSE = 101.28696
Nobs = 6795 nb param = 11 Df = 6784
Det of Zhz 1st step = 5.68E186
Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)
ESE (diff.) = 10.064142 ESE (levels) = 7.1164231
Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 327.17835 df = 6 p = 0
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 25.507169 df = 5 p = 0.0001112
Est. autocorr. of e(i,t) = -0.397691 D. W. = 3.0208622 (skip 0 indiv.)
Sargan [CHI**2] = 43.803563 nsm = 0.015868 ndf = 26
m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -13.96387 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv.)
m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = 0.6971698 ==> nsm = 0.4856965 (skip 0 indiv.)
Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

```

1st step (robust) estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DEND1 0.9078948 0.06588 13.781035 0
DDYN -0.057282 0.0640669 -0.89409 0.3713054
DGAR -0.16481 0.1580909 -1.042501 0.2972165
DREN -0.06075 0.0417284 -1.455853 0.1454796
DSER -0.17897 0.0950853 -1.882206 0.0598508
DCOU -0.074167 0.0643008 -1.153446 0.2487681
CONSTANT -0.406184 0.360846 -1.125645 0.2603557
Y_1994 -0.574241 0.589365 -0.974338 0.3299236
Y_1995 1.2735674 0.4618088 2.7577804 0.0058351
Y_1996 -0.344255 0.4688699 -0.734222 0.4628387
Y_1997 0.5329293 0.4749594 1.1220523 0.2618799

```

```

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 275.40591 df = 6 p = 0
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 27.2075 df = 5 p = 0.000052
m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -10.29125 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv.)
m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = 0.5578141 ==> nsm = 0.5769713 (skip 0 indiv.)
Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity

```

2nd step estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DEND1 0.8984815 0.0610383 14.719973 0
DDYN -0.120988 0.0589398 -2.052733 0.0401367
DGAR -0.058671 0.1503223 -0.390302 0.6963255
DREN -0.077874 0.0361695 -2.15302 0.0313522
DSER -0.199164 0.0811702 -2.453657 0.0141662
DCOU -0.128118 0.0619151 -2.069259 0.0385596
CONSTANT -0.636909 0.3195747 -1.99299 0.0463025
Y_1994 0.1326115 0.5271907 0.2515436 0.8014015
Y_1995 1.442587 0.4211605 3.4252662 0.0006178
Y_1996 -0.126164 0.4219512 -0.299002 0.7649476
Y_1997 0.737627 0.4072351 1.811305 0.0701379

```

```

TSS = 323631.76 RSS = 751288.64 MSE = 110.7442
Nobs = 6795 nb param = 11 Df = 6784
Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)
Det of Zhz 2nd step = 6.012E261
Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)
ESE (diff.) = 10.523507 ESE (levels) = 7.4412431
Sargan [CHI**2] = 38.206957 nsm = 0.057933 ndf = 26
Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 336.06954 df = 6 p = 0
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 23.556384 df = 5 p = 0.0002641
m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -11.58499 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv.)
m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -10.67941 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv.)
m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = 0.4709621 ==> nsm = 0.6376678 (skip 0 indiv.)
m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = 0.4592902 ==> nsm = 0.6460258 (skip 0 indiv.)
Est. autocorr. of e(i,t) = -0.400591 D. W. = 3.0114419 (skip 0 indiv.)

```

```

Execution time in seconds
107.153

```

b.- Foyers pluriactifs en 1991**General informations on the model**

```

file nb of obs. : 2471 file nb indiv. : 353
usable nb of obs. : 1765 usable nb indiv. : 353
nb year lost (mlag) : 2 nb indiv. lost : 0
observation period (file) : 1991 1997
nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
estimation period : 1993 1997

```

```

nb of year/firm (min, max) used in estimation      :      5      5
endogeneous variable : DEND
nb of regressors : 11
regressors names :
DEND1 DDYN DGAR DREN DSER DCOU CONSTANT
Y_1994 Y_1995 Y_1996 Y_1997
You called 6 time(s) the gmmilev function
The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 32 columns
total nb of instruments : 37
instruments names :
GMM23 CONSTANT Y_1994 Y_1995 Y_1996 Y_1997 abl_1_1
abl_1_2 abl_1_3 abl_1_4 abl_1_5 abl_1_6 abl_1_7 abl_2_1
abl_2_2 abl_2_3 abl_2_4 abl_2_5 abl_3_1 abl_3_2 abl_3_3
abl_3_4 abl_3_5 abl_4_1 abl_4_2 abl_4_3 abl_4_4 abl_4_5
abl_5_1 abl_5_2 abl_5_3 abl_5_4 abl_5_5 abl_6_1 abl_6_2
abl_6_3 abl_6_4 abl_6_5

```

1st step (non robust) estimates

```

GMM on differences
          b          sb          T          prob
DEND1  0.7395862 0.1194849 6.1897906 7.484E-10
DDYN   0.1997751 0.0768518 2.5994865 0.0094147
DGAR   -0.205161 0.1875972 -1.093624 0.27427
DREN   -0.073373 0.0606477 -1.209831 0.2265069
DSER   0.0284336 0.227029 0.1252424 0.900346
DCOU   0.0476901 0.0450533 1.0585265 0.2899612
CONSTANT -1.208395 0.7706438 -1.568033 0.1170537
Y_1994 0.6300984 1.2792688 0.4925457 0.6223952
Y_1995 0.9366346 1.0651014 0.8793853 0.3793128
Y_1996 1.7360951 0.9560317 1.8159388 0.0695504
Y_1997 1.358827 0.9806612 1.3856232 0.1660381

```

TSS = 109946.57 RSS = 207119.81 MSE = 118.08427

Nobs = 1765 nb param = 11 Df = 1754

Det of ZhZ 1st step = 3.241E168

Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 10.866659 ESE (levels) = 7.683888

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 59.964579 df = 6 p = 4.576E-11

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 6.3454226 df = 5 p = 0.2740435

Est. autocorr. of e(i,t) = -0.415481 D. W. = 3.1983989 (skip 0 indiv.)

Sargan [CHI**2] = 26.663472 nsm = 0.4271411 ndf = 26

m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -7.928449 ==> nsm = 2.22E-15 (skip 0 indiv.)

m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = 2.3104618 ==> nsm = 0.0208626 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

1st step (robust) estimates

```

GMM on differences
          b          sb          T          prob
DEND1  0.7395862 0.1221499 6.0547418 1.7164E-9
DDYN   0.1997751 0.0848214 2.3552436 0.0186202
DGAR   -0.205161 0.21144 -0.970302 0.3320295
DREN   -0.073373 0.0614359 -1.194311 0.232518
DSER   0.0284336 0.2541748 0.1118665 0.9109421
DCOU   0.0476901 0.0709391 0.6722688 0.5015011
CONSTANT -1.208395 0.7408449 -1.631104 0.1030478
Y_1994 0.6300984 1.3058143 0.4825329 0.6294876
Y_1995 0.9366346 0.9430042 0.9932454 0.3207274
Y_1996 1.7360951 1.0119666 1.7155655 0.0864182
Y_1997 1.358827 0.8982403 1.5127656 0.1305194

```

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 68.046805 df = 6 p = 1.028E-12

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 5.7931418 df = 5 p = 0.3268703

m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -5.115675 ==> nsm = 3.1262E-7 (skip 0 indiv.)

m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = 1.574163 ==> nsm = 0.1154498 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity

2nd step estimates

```

GMM on differences
          b          sb          T          prob
DEND1  0.6489843 0.1103744 5.8798437 4.9056E-9
DDYN   0.23768 0.062339 3.812704 0.0001422
DGAR   -0.459129 0.1512662 -3.035237 0.0024388
DREN   -0.015464 0.0501883 -0.308125 0.7580239
DSER   0.3296982 0.1998026 1.6501201 0.0990974
DCOU   0.0035373 0.0576213 0.0613891 0.9510563
CONSTANT -1.391823 0.5883716 -2.365551 0.0181115
Y_1994 0.6508453 0.9943334 0.6545544 0.5128405
Y_1995 0.7772552 0.8419497 0.9231611 0.3560503
Y_1996 2.2009386 0.7678558 2.8663435 0.004202
Y_1997 1.4961179 0.7787518 1.9211744 0.0548716

```

```

TSS = 109946.57  RSS      = 252933.91  MSE = 144.20406
Nobs = 1765  nb param = 11  Df = 1754
Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)
Det of ZhZ 2nd step = 3.433E242
Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)
ESE (diff.) = 12.008499  ESE (levels) = 8.4912913
Sargan [CHI**2] = 32.203549  nsm = 0.1864767  ndf = 26
Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 89.656955  df = 6  p = 0
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 12.554265  df = 5  p = 0.0279338
m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -6.063727 ==> nsm = 1.33E-9 (skip 0 indiv. )
m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -5.832837 ==> nsm = 5.4493E-9 (skip 0 indiv. )
m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = 1.3132246 ==> nsm = 0.1891073 (skip 0 indiv. )
m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = 1.2542167 ==> nsm = 0.2097633 (skip 0 indiv. )
Est. autocorr. of e(i,t) = -0.383187  D. W. = 3.1542352 (skip 0 indiv.)

```

```

Execution time in seconds
30.7165

```

C.- Statut en matière d'emploi en 1997

1.- Modèle 1

a.- Foyers monoactifs en 1997

General informations on the model

```

file nb of obs.      : 9324  file nb indiv.   : 1332
usable nb of obs.   : 6660  usable nb indiv. : 1332
nb year lost (mlag) : 2  nb indiv. lost  : 0
observation period (file) : 1991 1997
nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
estimation period   : 1993 1997
nb of year/firm (min, max) used in estimation : 5 5
endogeneous variable : DEND
nb of regressors    : 11
regressors names   :
DEND1  DDYN  DGAR  DREN  DSER  DCOU  CONSTANT
Y_1994 Y_1995 Y_1996 Y_1997
You called 1 time(s) the gmmilev function
The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 7 columns
total nb of instruments : 17
instruments names      :
GMM23  CONSTANT  Y_1994  Y_1995  Y_1996  Y_1997  abl_1_1
abl_1_2  abl_1_3  abl_1_4  abl_1_5  abl_1_6  abl_1_7

```

1st step (non robust) estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DEND1  0.9452544  0.055959  16.891901  0
DDYN   0.0933765  0.0068605  13.610823  0
DGAR   0.0508077  0.0223324  2.2750685  0.0229335
DREN   -0.056225  0.00469  -11.98824  0
DSER   -0.077653  0.0147988  -5.247235  1.5917E-7
DCOU   -0.08679  0.0113931  -7.617751  2.931E-14
CONSTANT -0.14213  0.2651563  -0.536022  0.591961
Y_1994  -1.207942  0.4565076  -2.64605  0.0081629
Y_1995  1.2236826  0.3810529  3.2113195  0.0013276
Y_1996  -0.227141  0.3718564  -0.610829  0.5413335
Y_1997  0.2572616  0.3729476  0.6898064  0.49034

```

```

TSS = 316498.79  RSS      = 609101.82  MSE = 91.608035
Nobs = 6660  nb param = 11  Df = 6649
Det of ZhZ 1st step = 8.7247E82
Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)
ESE (diff.) = 9.5712086  ESE (levels) = 6.7678665
Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 436.69529  df = 6  p = 0
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 38.775968  df = 5  p = 2.6346E-7
Est. autocorr. of e(i,t) = -0.40698  D. W. = 3.0695837 (skip 0 indiv. )
Sargan [CHI**2] = 12.529725  nsm = 0.0511424  ndf = 6
m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -14.90851 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv. )
m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = 0.9757447 ==> nsm = 0.329191 (skip 0 indiv. )
Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

```

1st step (robust) estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob

```

DEND1	0.9452544	0.0610565	15.481632		0
DDYN	0.0933765	0.0165354	5.6470625	1.6995E-8	
DGAR	0.0508077	0.037242	1.3642596	0.172532	
DREN	-0.056225	0.009983	-5.632012	1.854E-8	
DSER	-0.077653	0.0192733	-4.029025	0.0000566	
DCOU	-0.08679	0.0266863	-3.252232	0.0011507	
CONSTANT	-0.14213	0.295152	-0.481548	0.6301433	
Y_1994	-1.207942	0.4791944	-2.520777	0.0117328	
Y_1995	1.2236826	0.373927	3.2725174	0.0010714	
Y_1996	-0.227141	0.3871806	-0.586653	0.5574566	
Y_1997	0.2572616	0.3864028	0.665786	0.505571	

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 264.86835 df = 6 p = 0
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 39.789921 df = 5 p = 1.6463E-7
m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -10.32103 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv.)
m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = 0.7347765 ==> nsm = 0.4624756 (skip 0 indiv.)
Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity

2nd step estimates

GMM on differences					
	b	sb	T	prob	
DEND1	0.9617966	0.0598185	16.078574		0
DDYN	0.0934786	0.0159335	5.8667805	4.6569E-9	
DGAR	0.0521828	0.0360787	1.44636	0.1481234	
DREN	-0.054157	0.0099296	-5.454161	5.0976E-8	
DSER	-0.077597	0.0191057	-4.061471	0.0000493	
DCOU	-0.094415	0.0264924	-3.563836	0.000368	
CONSTANT	-0.264397	0.2841064	-0.930627	0.3520804	
Y_1994	-0.883303	0.4538964	-1.946045	0.0516914	
Y_1995	1.2895631	0.3500818	3.6836054	0.0002318	
Y_1996	-0.113382	0.362139	-0.31309	0.7542218	
Y_1997	0.3697926	0.3600739	1.0269908	0.3044621	

TSS = 316498.79 RSS = 619572.3 MSE = 93.182779
Nobs = 6660 nb param = 11 Df = 6649
Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)
Det of ZhZ 2nd step = 5.571E119
Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)
ESE (diff.) = 9.6531228 ESE (levels) = 6.8257886
Sargan [CHI**2] = 10.186935 nsm = 0.1169973 ndf = 6
Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 283.0071 df = 6 p = 0
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 36.539942 df = 5 p = 7.4058E-7
m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -10.47508 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv.)
m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -10.38224 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv.)
m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = 0.7439396 ==> nsm = 0.456913 (skip 0 indiv.)
m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = 0.7331687 ==> nsm = 0.4634555 (skip 0 indiv.)
Est. autocorr. of e(i,t) = -0.407134 D. W. = 3.0704295 (skip 0 indiv.)

Execution time in seconds
72.5048

b.- Foyers pluriactifs en 1997**General informations on the model**

file nb of obs. : 2660 file nb indiv. : 380
usable nb of obs. : 1900 usable nb indiv. : 380
nb year lost (mlag) : 2 nb indiv. lost : 0
observation period (file) : 1991 1997
nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
estimation period : 1993 1997
nb of year/firm (min, max) used in estimation : 5 5
endogeneous variable : DEND

nb of regressors : 11
regressors names :
DEND1 DDYN DGAR DREN DSER DCOU CONSTANT
Y_1994 Y_1995 Y_1996 Y_1997

You called 1 time(s) the gmmilev function
The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 7 columns

total nb of instruments : 17
instruments names :
GMM23 CONSTANT Y_1994 Y_1995 Y_1996 Y_1997 abl_1_1
abl_1_2 abl_1_3 abl_1_4 abl_1_5 abl_1_6 abl_1_7

1st step (non robust) estimates

GMM on differences					
	b	sb	T	prob	
DEND1	0.907742	0.1001276	9.065853		0
DDYN	0.1288787	0.0142599	9.0378384		0
DGAR	0.1609805	0.0434632	3.7038307	0.0002185	

```

DREN      -0.072322  0.0105591 -6.849297      1E-11
DSER      -0.089594  0.029636  -3.023143  0.0025353
DCOU      -0.030085  0.0141676  -2.123488  0.0338427
CONSTANT  -0.585385  0.5763527  -1.015672  0.3099155
Y_1994    0.5172453  0.9865094  0.5243186  0.6001184
Y_1995    0.5554617  0.8037144  0.6911183  0.4895761
Y_1996    1.0115035  0.8021735  1.2609536  0.2074813
Y_1997    0.9746576  0.8023966  1.2146831  0.2246388

TSS = 117084.38  RSS      = 229370.13  MSE = 121.4241
Nobs = 1900  nb param = 11  Df = 1889
Det of ZhZ 1st step = 9.9296E74
Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)
ESE (diff.) = 11.019261  ESE (levels) = 7.7917939
Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 135.97146  df = 6  p = 0
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 3.7607145  df = 5  p = 0.5843552
Est. autocorr. of e(i,t) = -0.452274  D. W. = 3.2561963 (skip 0 indiv.)
Sargan [CHI**2] = 7.8934663  nsm = 0.2460126  ndf = 6
m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -8.627319 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv.)
m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = 2.7921004 ==> nsm = 0.0052367 (skip 0 indiv.)
Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

1st step (robust) estimates
GMM on differences
      b          sb          T          prob
DEND1    0.907742  0.0911618  9.9574783  0
DDYN     0.1288787  0.0334899  3.8482881  0.0001229
DGAR     0.1609805  0.0675739  2.3822897  0.0173038
DREN     -0.072322  0.015153  -4.77281  1.9563E-6
DSER     -0.089594  0.0416133  -2.153008  0.0314443
DCOU     -0.030085  0.0273124  -1.101505  0.2708174
CONSTANT -0.585385  0.6113323  -0.957557  0.3384088
Y_1994   0.5172453  0.9796921  0.5279672  0.5975841
Y_1995   0.5554617  0.8020978  0.6925112  0.4887015
Y_1996   1.0115035  0.855827  1.1819018  0.2373934
Y_1997   0.9746576  0.7337301  1.3283598  0.1842197

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 113.1625  df = 6  p = 0
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 5.3538578  df = 5  p = 0.3742371
m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -5.374775 ==> nsm = 7.6678E-8 (skip 0 indiv.)
m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = 1.6531321 ==> nsm = 0.098304 (skip 0 indiv.)
Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity

2nd step estimates
GMM on differences
      b          sb          T          prob
DEND1    0.8908796  0.0857207  10.392823  0
DDYN     0.1340271  0.0276779  4.8423887  1.3873E-6
DGAR     0.1770862  0.0643273  2.7528927  0.0059636
DREN     -0.072967  0.0150034  -4.863358  1.2497E-6
DSER     -0.094257  0.04004  -2.354078  0.0186706
DCOU     -0.034475  0.0264453  -1.30364  0.1925153
CONSTANT -0.876629  0.5588343  -1.568674  0.1168914
Y_1994   1.0746021  0.9043712  1.1882313  0.2348917
Y_1995   0.7490949  0.7458289  1.0043791  0.3153246
Y_1996   1.52736  0.7771386  1.9653636  0.0495185
Y_1997   0.8733099  0.6841819  1.2764294  0.2019607

TSS = 117084.38  RSS      = 225566.29  MSE = 119.41042
Nobs = 1900  nb param = 11  Df = 1889
Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)
Det of ZhZ 2nd step = 2.213E112
Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)
ESE (diff.) = 10.927508  ESE (levels) = 7.7269147
Sargan [CHI**2] = 6.3075681  nsm = 0.3896325  ndf = 6
Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 133.37585  df = 6  p = 0
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 5.867404  df = 5  p = 0.3193357
m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -5.503504 ==> nsm = 3.7232E-8 (skip 0 indiv.)
m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -5.552931 ==> nsm = 2.8092E-8 (skip 0 indiv.)
m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = 1.6479324 ==> nsm = 0.0993665 (skip 0 indiv.)
m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = 1.6745359 ==> nsm = 0.0940253 (skip 0 indiv.)
Est. autocorr. of e(i,t) = -0.451713  D. W. = 3.2539068 (skip 0 indiv.)

Execution time in seconds
23.3363

```

2.- Modèle 2

a.- Foyers monoactifs en 1997

General informations on the model

```

file nb of obs.      : 9324  file nb indiv.   : 1332
usable nb of obs.   : 6660  usable nb indiv. : 1332
nb year lost (mlag) :      2  nb indiv. lost   :      0
observation period (file) : 1991 1997
nb of year/firm (min, max) - file - :      7 7
estimation period   : 1993 1997
nb of year/firm (min, max) used in estimation :      5 5
endogeneous variable : DEND
nb of regressors    : 11
regressors names   :
DEND1  DDYN  DGAR  DREN  DSER  DCOU  CONSTANT
Y_1994 Y_1995 Y_1996 Y_1997
You called 6 time(s) the gmmilev function
The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 32 columns
total nb of instruments : 37
instruments names :
GMM23  CONSTANT  Y_1994  Y_1995  Y_1996  Y_1997  abl_1_1
abl_1_2  abl_1_3  abl_1_4  abl_1_5  abl_1_6  abl_1_7  abl_2_1
abl_2_2  abl_2_3  abl_2_4  abl_2_5  abl_3_1  abl_3_2  abl_3_3
abl_3_4  abl_3_5  abl_4_1  abl_4_2  abl_4_3  abl_4_4  abl_4_5
abl_5_1  abl_5_2  abl_5_3  abl_5_4  abl_5_5  abl_6_1  abl_6_2
abl_6_3  abl_6_4  abl_6_5

```

1st step (non robust) estimates

```

GMM on differences
              b          sb          T          prob
DEND1      0.9023971  0.0585583  15.410226      0
DDYN      -0.045011  0.0556334  -0.809068  0.4185051
DGAR      -0.129841  0.1354736  -0.958425  0.3378831
DREN      -0.054128  0.0386007  -1.402265  0.1608829
DSER      -0.175939  0.0842395  -2.088558  0.0367854
DCOU      -0.052437  0.0390119  -1.344141  0.1789487
CONSTANT  -0.708745  0.3493246  -2.028901  0.0425082
Y_1994    -0.337755  0.5902016  -0.572271  0.5671576
Y_1995     1.750315  0.5000646  3.5001777  0.000468
Y_1996    -0.024369  0.4419699  -0.055138  0.9560304
Y_1997     0.735674  0.4551792  1.6162294  0.1060922

```

TSS = 316498.79 RSS = 652999.59 MSE = 98.210195

Nobs = 6660 nb param = 11 Df = 6649

Det of ZhZ 1st step = 8.662E186

Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 9.9101057 ESE (levels) = 7.0075029

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 319.23526 df = 6 p = 0

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 33.963073 df = 5 p = 2.4216E-6

Est. autocorr. of e(i,t) = -0.391126 D. W. = 2.9998214 (skip 0 indiv.)

Sargan [CHI**2] = 48.204215 nsm = 0.0051159 ndf = 26

m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -14.3663 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv.)

m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = 0.0506684 ==> nsm = 0.9595897 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

1st step (robust) estimates

```

GMM on differences
              b          sb          T          prob
DEND1      0.9023971  0.0653641  13.805708      0
DDYN      -0.045011  0.0641078  -0.702117  0.4826308
DGAR      -0.129841  0.1418743  -0.915185  0.3601276
DREN      -0.054128  0.0426048  -1.270477  0.2039593
DSER      -0.175939  0.0923927  -1.904253  0.0569204
DCOU      -0.052437  0.0446785  -1.173664  0.2405718
CONSTANT  -0.708745  0.374229  -1.89388  0.0582843
Y_1994    -0.337755  0.5862174  -0.576161  0.5645262
Y_1995     1.750315  0.4829507  3.6242101  0.000292
Y_1996    -0.024369  0.4662597  -0.052265  0.9583189
Y_1997     0.735674  0.4782929  1.5381243  0.1240658

```

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 269.85917 df = 6 p = 0

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 34.394672 df = 5 p = 1.9868E-6

m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -10.55091 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv.)

m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = 0.0427836 ==> nsm = 0.965874 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity

2nd step estimates

```

GMM on differences
              b          sb          T          prob
DEND1      0.8946892  0.0589527  15.176378      0
DDYN      -0.099181  0.0590108  -1.680728  0.0928626
DGAR      -0.009203  0.1318828  -0.069783  0.9443686

```

```

DREN      -0.051464 0.0375558 -1.370343 0.1706263
DSER      -0.16812 0.0794206 -2.116832 0.0343112
DCOU      -0.05191  0.04269  -1.215968 0.2240404
CONSTANT  -0.929173 0.3409309  -2.7254 0.0064392
Y_1994    0.1844563 0.5354636 0.3444797 0.7304965
Y_1995    2.0010081 0.4400886 4.5468301 5.5425E-6
Y_1996    0.2037602 0.4264148 0.4778451 0.6327762
Y_1997    1.0296293 0.4198627 2.4522998 0.0142202

```

```

TSS = 316498.79  RSS      = 700139.9  MSE = 105.30003
Nobs = 6660  nb param = 11  Df = 6649

```

Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)

Det of ZhZ 2nd step = 1.497E261

Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 10.26158 ESE (levels) = 7.256033

Sargan [CHI**2] = 42.048351 nsm = 0.0242689 ndf = 26

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 349.31961 df = 6 p = 0

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 35.286779 df = 5 p = 1.3188E-6

m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -11.71635 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv.)

m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -11.21491 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv.)

m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -0.006782 ==> nsm = 0.9945885 (skip 0 indiv.)

m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -0.006719 ==> nsm = 0.9946389 (skip 0 indiv.)

Est. autocorr. of e(i,t) = -0.38892 D. W. = 2.9961412 (skip 0 indiv.)

Execution time in seconds

101.804

b.- Foyers pluriactifs en 1997

General informations on the model

```

file nb of obs.      : 2660  file nb indiv.      : 380
usable nb of obs.   : 1900  usable nb indiv.   : 380
nb year lost (mlag) : 2     nb indiv. lost    : 0
observation period (file) : 1991 1997
nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
estimation period   : 1993 1997
nb of year/firm (min, max) used in estimation : 5 5
endogeneous variable : DEND
nb of regressors    : 11
regressors names    :
DEND1  DDYN  DGAR  DREN  DSER  DCOU  CONSTANT
Y_1994 Y_1995 Y_1996 Y_1997

```

You called 6 time(s) the gmmilev function

The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 32 columns

total nb of instruments : 37

instruments names :

```

GMM23  CONSTANT  Y_1994  Y_1995  Y_1996  Y_1997  abl_1_1
abl_1_2  abl_1_3  abl_1_4  abl_1_5  abl_1_6  abl_1_7  abl_2_1
abl_2_2  abl_2_3  abl_2_4  abl_2_5  abl_3_1  abl_3_2  abl_3_3
abl_3_4  abl_3_5  abl_4_1  abl_4_2  abl_4_3  abl_4_4  abl_4_5
abl_5_1  abl_5_2  abl_5_3  abl_5_4  abl_5_5  abl_6_1  abl_6_2
abl_6_3  abl_6_4  abl_6_5

```

1st step (non robust) estimates

GMM on differences

```

          b          sb          T          prob
DEND1    0.8045016  0.109373  7.3555758  2.82E-13
DDYN     0.0527651  0.0747551  0.7058393  0.4803751
DGAR    -0.197074  0.2306012  -0.85461  0.3928757
DREN    -0.029699  0.0557888  -0.532344  0.5945506
DSER    -0.126047  0.240768  -0.523522  0.6006724
DCOU     0.0780538  0.0473636  1.64797  0.0995251
CONSTANT -1.200294  0.6947663  -1.727623  0.0842192
Y_1994   0.79431  1.1965241  0.6638478  0.5068687
Y_1995   1.07791  0.920162  1.171435  0.2415717
Y_1996   1.3742542  0.9625269  1.4277567  0.1535272
Y_1997   1.5556696  0.9060333  1.7170116  0.086141

```

TSS = 117084.38 RSS = 234988.37 MSE = 124.39829

Nobs = 1900 nb param = 11 Df = 1889

Det of ZhZ 1st step = 1.7E168

Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 11.153398 ESE (levels) = 7.8866435

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 83.079656 df = 6 p = 7.772E-16

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 4.8106838 df = 5 p = 0.4394189

Est. autocorr. of e(i,t) = -0.438118 D. W. = 3.2591316 (skip 0 indiv.)

Sargan [CHI**2] = 21.946894 nsm = 0.6915988 ndf = 26

m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -8.237053 ==> nsm = 2.22E-16 (skip 0 indiv.)

m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = 2.9329828 ==> nsm = 0.0033572 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

1st step (robust) estimates

```
GMM on differences
      b          sb          T          prob
DEND1  0.8045016  0.1309303  6.1445051  9.758E-10
DDYN   0.0527651  0.0889367  0.5932883  0.5530593
DGAR   -0.197074  0.2431117  -0.810631  0.4176795
DREN   -0.029699  0.0663777  -0.447421  0.6546224
DSER   -0.126047  0.2618303  -0.481409  0.6302817
DCOU   0.0780538  0.0786664  0.9922124  0.321221
CONSTANT -1.200294  0.7959353  -1.50803  0.1317141
Y_1994  0.79431  1.2397621  0.6406955  0.5217983
Y_1995  1.07791  0.9571237  1.1261972  0.2602251
Y_1996  1.3742542  1.0781759  1.2746103  0.202604
Y_1997  1.5556696  0.9274863  1.6772966  0.0936499
```

```
Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 68.158374 df = 6 p = 9.75E-13
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 3.7562712 df = 5 p = 0.5850127
m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -4.939304 ==> nsm = 7.8402E-7 (skip 0 indiv.)
m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = 1.9133073 ==> nsm = 0.0557087 (skip 0 indiv.)
Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity
```

2nd step estimates

```
GMM on differences
      b          sb          T          prob
DEND1  0.7628361  0.1104591  6.9060506  6.784E-12
DDYN   0.0622497  0.0746919  0.833419  0.4047138
DGAR   -0.078731  0.2178538  -0.361393  0.7178458
DREN   -0.033167  0.0519867  -0.637981  0.5235631
DSER   -0.098499  0.2276023  -0.432768  0.665233
DCOU   0.155659  0.058114  2.6785104  0.0074592
CONSTANT -1.294886  0.6503957  -1.99092  0.0466336
Y_1994  1.1939738  1.026213  1.1634757  0.2447835
Y_1995  1.3254962  0.7962219  1.6647321  0.0961321
Y_1996  1.527974  0.8750189  1.7462182  0.0809356
Y_1997  1.3808269  0.7904198  1.7469539  0.0808079
```

TSS = 117084.38 RSS = 238231.2 MSE = 126.11498

Nobs = 1900 nb param = 11 Df = 1889

Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)

Det of ZhZ 2nd step = 1.436E245

Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 11.230093 ESE (levels) = 7.9408747

Sargan [CHI**2] = 22.136989 nsm = 0.6811785 ndf = 26

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 93.672618 df = 6 p = 0

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 4.9623499 df = 5 p = 0.4204923

m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -5.649985 ==> nsm = 1.6046E-8 (skip 0 indiv.)

m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -6.523882 ==> nsm = 6.851E-11 (skip 0 indiv.)

m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = 1.7617927 ==> nsm = 0.0781043 (skip 0 indiv.)

m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = 1.8448383 ==> nsm = 0.0650611 (skip 0 indiv.)

Est. autocorr. of e(i,t) = -0.439743 D. W. = 3.2877196 (skip 0 indiv.)

Execution time in seconds

32.4585

D.- Statut en matière d'emploi en 1991 et 1997

1.- Modèle 1

a.- Foyers monoactifs en 1991 et 1997

General informations on the model

```
file nb of obs. : 8799 file nb indiv. : 1257
usable nb of obs. : 6285 usable nb indiv. : 1257
nb year lost (mlag) : 2 nb indiv. lost : 0
observation period (file) : 1991 1997
nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
estimation period : 1993 1997
nb of year/firm (min, max) used in estimation : 5 5
endogeneous variable : DEND
nb of regressors : 11
regressors names :
DEND1 DDYN DGAR DREN DSER DCOU CONSTANT
Y_1994 Y_1995 Y_1996 Y_1997
You called 1 time(s) the gmmilev function
The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 7 columns
total nb of instruments : 17
```



```

instruments names      :
GMM23      CONSTANT    Y_1994      Y_1995      Y_1996      Y_1997      abl_1_1
abl_1_2     abl_1_3     abl_1_4     abl_1_5     abl_1_6     abl_1_7

```

1st step (non robust) estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DEND1  0.9452537  0.0554652  17.042276      0
DDYN   0.0957297  0.007369  12.990822      0
DGAR   0.0532598  0.0225967  2.3569674  0.0184554
DREN   -0.051916  0.0046445  -11.17794      0
DSER   -0.056643  0.0147458  -3.841288  0.0001236
DCOU   -0.110112  0.0131126  -8.397402      0
CONSTANT -0.044044  0.2670695  -0.164915  0.8690159
Y_1994  -1.417974  0.4594574  -3.086192  0.0020362
Y_1995  1.1924544  0.3833283  3.1107915  0.0018742
Y_1996  -0.370912  0.3744583  -0.99053  0.3219532
Y_1997  0.1914283  0.3757698  0.5094296  0.610469

```

TSS = 288744.31 RSS = 550188.22 MSE = 87.693373

Nobs = 6285 nb param = 11 Df = 6274

Det of ZhZ 1st step = 2.1488E82

Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 9.364474 ESE (levels) = 6.6216831

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 447.54297 df = 6 p = 0

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 42.078399 df = 5 p = 5.6791E-8

Est. autocorr. of e(i,t) = -0.402673 D. W. = 3.0728742 (skip 0 indiv.)

Sargan [CHI**2] = 14.227979 nsm = 0.0271906 ndf = 6

m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -14.68386 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv.)

m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = 0.3370079 ==> nsm = 0.736111 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

1st step (robust) estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DEND1  0.9452537  0.0623858  15.15174      0
DDYN   0.0957297  0.0191204  5.0066742  5.689E-7
DGAR   0.0532598  0.0381648  1.3955196  0.1629086
DREN   -0.051916  0.0093959  -5.525372  3.4201E-8
DSER   -0.056643  0.0176327  -3.212367  0.0013231
DCOU   -0.110112  0.0258302  -4.262895  0.0000205
CONSTANT -0.044044  0.3006255  -0.146507  0.8835255
Y_1994  -1.417974  0.4894114  -2.897304  0.0037769
Y_1995  1.1924544  0.3813739  3.1267336  0.0017757
Y_1996  -0.370912  0.3854559  -0.962269  0.3359515
Y_1997  0.1914283  0.3921059  0.4882055  0.6254214

```

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 262.93656 df = 6 p = 0

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 42.89212 df = 5 p = 3.8859E-8

m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -10.04742 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv.)

m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = 0.2463878 ==> nsm = 0.8053821 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity

2nd step estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DEND1  0.96203  0.0608278  15.815623      0
DDYN   0.0963276  0.0183432  5.2514116  1.559E-7
DGAR   0.054349  0.0369004  1.4728571  0.1408397
DREN   -0.049894  0.0093413  -5.341225  9.5568E-8
DSER   -0.057172  0.0174783  -3.271024  0.0010774
DCOU   -0.114477  0.0256815  -4.45755  8.4344E-6
CONSTANT -0.167629  0.2879465  -0.582154  0.560484
Y_1994  -1.098177  0.4607154  -2.383635  0.0171722
Y_1995  1.2826561  0.3555442  3.6075857  0.0003115
Y_1996  -0.252155  0.3602245  -0.699994  0.4839567
Y_1997  0.2826086  0.3607213  0.7834542  0.43339

```

TSS = 288744.31 RSS = 559820.75 MSE = 89.228682

Nobs = 6285 nb param = 11 Df = 6274

Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)

Det of ZhZ 2nd step = 5.292E118

Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 9.4460935 ESE (levels) = 6.6793967

Sargan [CHI**2] = 10.254789 nsm = 0.1143243 ndf = 6

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 283.37861 df = 6 p = 0

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 40.252328 df = 5 p = 1.3282E-7

m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -10.19566 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv.)

m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -10.10128 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv.)

m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = 0.2477124 ==> nsm = 0.8043569 (skip 0 indiv.)

m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = 0.2439595 ==> nsm = 0.8072622 (skip 0 indiv.)
 Est. autocorr. of e(i,t) = -0.402787 D. W. = 3.073876 (skip 0 indiv.)

Execution time in seconds
 123.961

b.- Foyers pluriactifs en 1991 uniquement

General informations on the model

file nb of obs. : 525 file nb indiv. : 75
 usable nb of obs. : 375 usable nb indiv. : 75
 nb year lost (mlag) : 2 nb indiv. lost : 0
 observation period (file) : 1991 1997
 nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
 estimation period : 1993 1997
 nb of year/firm (min, max) used in estimation : 5 5
 endogeneous variable : DEND
 nb of regressors : 11
 regressors names :
 DEND1 DDYN DGAR DREN DSER DCOU CONSTANT
 Y_1994 Y_1995 Y_1996 Y_1997
 You called 1 time(s) the gmmilev function
 The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 7 columns
 total nb of instruments : 17
 instruments names :
 GMM23 CONSTANT Y_1994 Y_1995 Y_1996 Y_1997 abl_1_1
 abl_1_2 abl_1_3 abl_1_4 abl_1_5 abl_1_6 abl_1_7

1st step (non robust) estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DEND1	0.7562531	0.3050599	2.4790315	0.0136262
DDYN	0.0600808	0.0257066	2.3371803	0.0199713
DGAR	-0.032998	0.1004028	-0.328658	0.7426029
DREN	-0.15135	0.0367694	-4.116192	0.0000477
DSER	-0.378878	0.1005362	-3.768574	0.0001915
DCOU	-0.033892	0.0245029	-1.383178	0.1674582
CONSTANT	-2.336696	1.2705063	-1.839185	0.0667023
Y_1994	2.4948025	2.3113026	1.0793924	0.2811275
Y_1995	1.8127576	1.8417009	0.9842845	0.3256294
Y_1996	3.0815286	1.8038621	1.708295	0.0884341
Y_1997	2.1212231	1.7826476	1.1899284	0.2348501

TSS = 27751.287 RSS = 42462.442 MSE = 116.65506
 Nobs = 375 nb param = 11 Df = 364
 Det of ZhZ 1st step = 4.5351E62

Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 10.800697 ESE (levels) = 7.6372463

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 25.186722 df = 6 p = 0.0003153

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 4.8508256 df = 5 p = 0.4343558

Est. autocorr. of e(i,t) = -0.386802 D. W. = 2.9824283 (skip 0 indiv.)

Sargan [CHI**2] = 2.3379303 nsm = 0.8861467 ndf = 6

m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -2.805859 ==> nsm = 0.0050183 (skip 0 indiv.)

m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = 0.7789529 ==> nsm = 0.4360075 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

1st step (robust) estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DEND1	0.7562531	0.2579366	2.9319335	0.0035815
DDYN	0.0600808	0.0314263	1.9117987	0.0566869
DGAR	-0.032998	0.1454653	-0.226846	0.8206709
DREN	-0.15135	0.0306003	-4.946023	1.1592E-6
DSER	-0.378878	0.1134037	-3.340968	0.0009214
DCOU	-0.033892	0.0188379	-1.799136	0.0728254
CONSTANT	-2.336696	1.2629553	-1.850181	0.0650977
Y_1994	2.4948025	2.0658445	1.2076429	0.2279687
Y_1995	1.8127576	1.653442	1.0963539	0.2736487
Y_1996	3.0815286	2.014537	1.5296461	0.1269729
Y_1997	2.1212231	1.6802817	1.2624211	0.2076055

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 28.2036 df = 6 p = 0.000086

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 4.2716908 df = 5 p = 0.5109983

m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -2.618051 ==> nsm = 0.0088434 (skip 0 indiv.)

m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = 0.9524819 ==> nsm = 0.3408526 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity

2nd step estimates

```
GMM on differences
      b          sb          T          prob
DEND1  0.6996794  0.2282978  3.0647659  0.0023409
DDYN   0.0613057  0.0234997  2.6087833  0.009461
DGAR   -0.042164  0.1368029  -0.308207  0.7581014
DREN   -0.129719  0.0256138  -5.064411  6.523E-7
DSER   -0.353209  0.0909026  -3.88558  0.0001213
DCOU   -0.029165  0.0185202  -1.574748  0.1161834
CONSTANT -2.719246  1.2217659  -2.225669  0.0266483
Y_1994  2.9120687  2.0437111  1.4248925  0.1550451
Y_1995  1.713526  1.5772867  1.0863757  0.2780317
Y_1996  4.2034907  1.8778323  2.2384804  0.0257937
Y_1997  2.0239349  1.5932352  1.2703302  0.2047784
```

TSS = 27751.287 RSS = 40480.774 MSE = 111.21092

Nobs = 375 nb param = 11 Df = 364

Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)

Det of ZhZ 2nd step = 3.3902E95

Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 10.545659 ESE (levels) = 7.4569068

Sargan [CHI**2] = 4.066001 nsm = 0.667745 ndf = 6

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 32.157473 df = 6 p = 0.0000152

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 7.7264814 df = 5 p = 0.171968

m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -2.711188 ==> nsm = 0.0067043 (skip 0 indiv.)

m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -2.751087 ==> nsm = 0.0059398 (skip 0 indiv.)

m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = 0.9646383 ==> nsm = 0.334726 (skip 0 indiv.)

m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = 0.9831194 ==> nsm = 0.3255487 (skip 0 indiv.)

Est. autocorr. of e(i,t) = -0.382207 D. W. = 2.9732643 (skip 0 indiv.)

Execution time in seconds

11.4276

c.- Foyers pluriactifs en 1997 uniquement**General informations on the model**

```
file nb of obs.      : 714 file nb indiv. : 102
usable nb of obs.   : 510 usable nb indiv. : 102
nb year lost (mlag) : 2 nb indiv. lost : 0
observation period (file) : 1991 1997
nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
estimation period : 1993 1997
nb of year/firm (min, max) used in estimation : 5 5
endogeneous variable : DEND
nb of regressors : 11
regressors names :
```

```
DEND1 DDYN DGAR DREN DSER DCOU CONSTANT
Y_1994 Y_1995 Y_1996 Y_1997
```

You called 1 time(s) the gmmilev function

The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 7 columns

total nb of instruments : 17

instruments names :

```
GMM23 CONSTANT Y_1994 Y_1995 Y_1996 Y_1997 abl_1_1
abl_1_2 abl_1_3 abl_1_4 abl_1_5 abl_1_6 abl_1_7
```

1st step (non robust) estimates

```
GMM on differences
      b          sb          T          prob
DEND1  0.8028939  0.1650615  4.8642094  1.543E-6
DDYN   0.0754625  0.0237369  3.1791272  0.0015689
DGAR   0.3529443  0.0883294  3.9957738  0.0000742
DREN   -0.037832  0.0241361  -1.56743  0.117648
DSER   -0.205293  0.0670681  -3.060962  0.0023251
DCOU   -0.024441  0.0442526  -0.552301  0.5809893
CONSTANT 0.314725  1.160894  0.2711057  0.7864218
Y_1994  -0.364157  1.9144687  -0.190213  0.8492196
Y_1995  -1.888997  1.5881745  -1.189414  0.2348423
Y_1996  0.1716316  1.5619137  0.1098855  0.9125444
Y_1997  0.4222789  1.5626067  0.2702401  0.7870873
```

TSS = 34887.449 RSS = 60728.466 MSE = 121.70033

Nobs = 510 nb param = 11 Df = 499

Det of ZhZ 1st step = 5.1915E64

Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 11.031787 ESE (levels) = 7.8006517

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 34.456211 df = 6 p = 5.4914E-6

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 3.1712841 df = 5 p = 0.6735981

Est. autocorr. of e(i,t) = -0.417712 D. W. = 3.1210123 (skip 0 indiv.)

Sargan [CHI**2] = 11.492651 nsm = 0.0742927 ndf = 6

```

m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -4.491762 ==> nsm = 7.0636E-6 (skip 0 indiv. )
m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = 1.1639048 ==> nsm = 0.2444626 (skip 0 indiv. )
Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

```

1st step (robust) estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DEND1  0.8028939  0.1612433  4.979393  8.8017E-7
DDYN   0.0754625  0.0693288  1.0884737  0.2769115
DGAR   0.3529443  0.1314578  2.6848495  0.0074977
DREN   -0.037832  0.0291116  -1.299538  0.1943593
DSER   -0.205293  0.0625353  -3.282836  0.0010997
DCOU   -0.024441  0.0401303  -0.609035  0.5427786
CONSTANT 0.314725  1.1290394  0.2787547  0.7805486
Y_1994 -0.364157  1.822272  -0.199837  0.8416897
Y_1995 -1.888997  1.4575723 -1.295989  0.1955784
Y_1996  0.1716316  1.6128099  0.1064177  0.9152937
Y_1997  0.4222789  1.4179489  0.2978097  0.7659724

```

```

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 34.990826 df = 6 p = 4.3272E-6
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 3.6262856 df = 5 p = 0.604371
m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -3.888779 ==> nsm = 0.0001007 (skip 0 indiv. )
m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = 1.1157009 ==> nsm = 0.2645502 (skip 0 indiv. )
Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity

```

2nd step estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DEND1  0.7560257  0.1317841  5.7368496  1.6742E-8
DDYN   0.1055311  0.0479844  2.1992794  0.028316
DGAR   0.4067385  0.1012746  4.0161937  0.0000683
DREN   -0.025236  0.027214  -0.927329  0.354204
DSER   -0.141324  0.0537398  -2.629791  0.0088075
DCOU   -0.042335  0.0374062  -1.131768  0.2582755
CONSTANT -0.276816  0.9486797  -0.291791  0.7705679
Y_1994  0.6179807  1.6055607  0.3849002  0.7004753
Y_1995 -1.21196  1.329537  -0.911565  0.3624378
Y_1996  1.3129843  1.2978191  1.0116852  0.3121789
Y_1997  0.3206259  1.2488566  0.2567356  0.7974887

```

```

TSS = 34887.449  RSS = 58531.631  MSE = 117.29786
Nobs = 510  nb param = 11  DF = 499
Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)
Det of ZhZ 2nd step = 4.5414E99
Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)
ESE (diff.) = 10.830414  ESE (levels) = 7.6582589
Sargan [CHI**2] = 8.1407548  nsm = 0.2279716  ndf = 6
Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 53.227234 df = 6 p = 1.0559E-9
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 3.1701398 df = 5 p = 0.6737741
m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -3.781104 ==> nsm = 0.0001561 (skip 0 indiv. )
m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -3.780475 ==> nsm = 0.0001565 (skip 0 indiv. )
m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = 0.7870053 ==> nsm = 0.4312788 (skip 0 indiv. )
m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = 0.8268456 ==> nsm = 0.4083246 (skip 0 indiv. )
Est. autocorr. of e(i,t) = -0.408541  D. W. = 3.1068271 (skip 0 indiv.)

```

```

Execution time in seconds
15.3669

```

d.- Foyers pluriactifs en 1991 et 1997**General informations on the model**

```

file nb of obs. : 1946  file nb indiv. : 278
usable nb of obs. : 1390  usable nb indiv. : 278
nb year lost (mlag) : 2  nb indiv. lost : 0
observation period (file) : 1991 1997
nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
estimation period : 1993 1997
nb of year/firm (min, max) used in estimation : 5 5
endogeneous variable : DEND
nb of regressors : 11
regressors names :
DEND1  DDYN  DGAR  DREN  DSER  DCOU  CONSTANT
Y_1994  Y_1995  Y_1996  Y_1997
You called 1 time(s) the gmmilev function
The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 7 columns
total nb of instruments : 17
instruments names :
GMM23  CONSTANT  Y_1994  Y_1995  Y_1996  Y_1997  abl_1_1
abl_1_2  abl_1_3  abl_1_4  abl_1_5  abl_1_6  abl_1_7

```

1st step (non robust) estimates

```
GMM on differences
      b          sb          T          prob
DEND1  0.8743414  0.1145665  7.6317362  4.308E-14
DDYN   0.150924  0.0168921  8.9345873      0
DGAR   0.0921537  0.0483429  1.9062527  0.0568251
DREN   -0.076843  0.0114467  -6.713139  2.775E-11
DSER   -0.044736  0.0314917  -1.420553  0.1556727
DCOU   -0.032549  0.0143733  -2.264573  0.0236936
CONSTANT -1.151268  0.6346619  -1.813986  0.0698971
Y_1994  1.0399199  1.1084597  0.9381666  0.3483231
Y_1995  1.3808055  0.9032927  1.5286358  0.1265841
Y_1996  1.4946643  0.8951194  1.6697932  0.0951872
Y_1997  1.3814175  0.8941918  1.5448783  0.1226051
```

TSS = 82195.137 RSS = 151647.35 MSE = 109.96907

Nobs = 1390 nb param = 11 Df = 1379

Det of ZhZ 1st step = 4.5555E72

Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 10.486614 ESE (levels) = 7.4151559

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 116.36466 df = 6 p = 0

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 5.7295811 df = 5 p = 0.3334273

Est. autocorr. of e(i,t) = -0.455619 D. W. = 3.2627815 (skip 0 indiv.)

Sargan [CHI**2] = 7.2418136 nsm = 0.2990623 ndf = 6

m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -7.419666 ==> nsm = 1.175E-13 (skip 0 indiv.)

m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = 2.3692673 ==> nsm = 0.0178234 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

1st step (robust)

```
GMM on differences
      b          sb          T          prob
DEND1  0.8743414  0.1073949  8.1413716  8.882E-16
DDYN   0.150924  0.0204406  7.3835404  2.656E-13
DGAR   0.0921537  0.0681392  1.3524335  0.1764584
DREN   -0.076843  0.0173512  -4.428688  0.0000102
DSER   -0.044736  0.0441125  -1.014126  0.3107006
DCOU   -0.032549  0.0307981  -1.056862  0.2907596
CONSTANT -1.151268  0.6609081  -1.741949  0.0817403
Y_1994  1.0399199  1.101511  0.9440849  0.3452916
Y_1995  1.3808055  0.8925429  1.5470467  0.1220814
Y_1996  1.4946643  0.9380844  1.5933153  0.1113186
Y_1997  1.3814175  0.7903357  1.747887  0.0807061
```

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 115.9634 df = 6 p = 0

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 6.6981046 df = 5 p = 0.244078

m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -4.193843 ==> nsm = 0.0000274 (skip 0 indiv.)

m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = 1.2773109 ==> nsm = 0.2014925 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity

2nd step estimates

```
GMM on differences
      b          sb          T          prob
DEND1  0.8316933  0.1013314  8.2076595  4.441E-16
DDYN   0.1473654  0.0193451  7.6176905  4.774E-14
DGAR   0.099698  0.063688  1.5654125  0.1177157
DREN   -0.074817  0.0166616  -4.490397  7.7021E-6
DSER   -0.051073  0.042136  -1.2121  0.2256817
DCOU   -0.038319  0.0299647  -1.278794  0.2011848
CONSTANT -1.13395  0.6196331  -1.830035  0.0674605
Y_1994  1.0947486  1.0179076  1.0754891  0.2823439
Y_1995  1.1943956  0.8259843  1.4460271  0.1483968
Y_1996  1.6421073  0.8842721  1.8570157  0.063522
Y_1997  1.1293577  0.7566376  1.4926005  0.1357705
```

TSS = 82195.137 RSS = 145089.65 MSE = 105.21367

Nobs = 1390 nb param = 11 Df = 1379

Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)

Det of ZhZ 2nd step = 7.713E108

Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 10.257371 ESE (levels) = 7.2530569

Sargan [CHI**2] = 5.0903548 nsm = 0.5322778 ndf = 6

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 122.69016 df = 6 p = 0

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 5.9522749 df = 5 p = 0.3108905

m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -4.189974 ==> nsm = 0.0000279 (skip 0 indiv.)

m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -4.321322 ==> nsm = 0.0000155 (skip 0 indiv.)

m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = 1.2484868 ==> nsm = 0.2118528 (skip 0 indiv.)

m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = 1.3015025 ==> nsm = 0.1930865 (skip 0 indiv.)

Est. autocorr. of e(i,t) = -0.453942 D. W. = 3.2594101 (skip 0 indiv.)

Execution time in seconds
30.0533

2.- Modèle 2

a.- Foyers monoactifs en 1991 et 1997

General informations on the model

file nb of obs. : 8799 file nb indiv. : 1257
usable nb of obs. : 6285 usable nb indiv. : 1257
nb year lost (mlag) : 2 nb indiv. lost : 0
observation period (file) : 1991 1997
nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
estimation period : 1993 1997
nb of year/firm (min, max) used in estimation : 5 5
endogeneous variable : DEND
nb of regressors : 11
regressors names :

DEND1 DDYN DGAR DREN DSER DCOU CONSTANT
Y_1994 Y_1995 Y_1996 Y_1997

You called 6 time(s) the gmmilev function

The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 32 columns

total nb of instruments : 37

instruments names :

GMM23	CONSTANT	Y_1994	Y_1995	Y_1996	Y_1997	abl_1_1
abl_1_2	abl_1_3	abl_1_4	abl_1_5	abl_1_6	abl_1_7	abl_2_1
abl_2_2	abl_2_3	abl_2_4	abl_2_5	abl_3_1	abl_3_2	abl_3_3
abl_3_4	abl_3_5	abl_4_1	abl_4_2	abl_4_3	abl_4_4	abl_4_5
abl_5_1	abl_5_2	abl_5_3	abl_5_4	abl_5_5	abl_6_1	abl_6_2
abl_6_3	abl_6_4	abl_6_5				

1st step (non robust) estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DEND1	0.8898942	0.0581035	15.315682	0
DDYN	-0.084459	0.0591775	-1.427217	0.1535671
DGAR	-0.113221	0.1469902	-0.770262	0.4411733
DREN	-0.046226	0.0380949	-1.213432	0.2250103
DSER	-0.15664	0.0863595	-1.813816	0.0697538
DCOU	-0.070471	0.0495005	-1.423646	0.1545987
CONSTANT	-0.636936	0.3414367	-1.865459	0.0621637
Y_1994	-0.393326	0.5907682	-0.665788	0.5055714
Y_1995	1.7452285	0.4851341	3.5974149	0.0003239
Y_1996	-0.254998	0.4506514	-0.565843	0.5715208
Y_1997	0.7202316	0.4624167	1.5575381	0.1193932

TSS = 288744.31 RSS = 611173.14 MSE = 97.413634

Nobs = 6285 nb param = 11 Df = 6274

Det of ZhZ 1st step = 1.764E185

Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 9.8698345 ESE (levels) = 6.9790269

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 310.06067 df = 6 p = 0

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 35.879305 df = 5 p = 1.0041E-6

Est. autocorr. of e(i,t) = -0.389315 D. W. = 2.9713062 (skip 0 indiv.)

Sargan [CHI**2] = 47.90212 nsm = 0.005545 ndf = 26

m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -13.01422 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv.)

m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -0.532323 ==> nsm = 0.5945026 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

1st step (robust) estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DEND1	0.8898942	0.0656515	13.554821	0
DDYN	-0.084459	0.0652041	-1.295304	0.1952632
DGAR	-0.113221	0.1541695	-0.734393	0.4627367
DREN	-0.046226	0.0398217	-1.160811	0.2457628
DSER	-0.15664	0.0930722	-1.682998	0.0924253
DCOU	-0.070471	0.0570077	-1.236171	0.2164414
CONSTANT	-0.636936	0.3591605	-1.773403	0.0762105
Y_1994	-0.393326	0.5940598	-0.662098	0.5079324
Y_1995	1.7452285	0.4736451	3.6846754	0.0002309
Y_1996	-0.254998	0.456446	-0.558659	0.5764141
Y_1997	0.7202316	0.4881953	1.4752939	0.1401837

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 257.45175 df = 6 p = 0

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 37.422357 df = 5 p = 4.9281E-7

m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -9.748811 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv.)

m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -0.439332 ==> nsm = 0.6604211 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity

2nd step estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DEND1  0.8899089  0.0594948  14.957748      0
DDYN   -0.124969  0.060523  -2.064825  0.0389806
DGAR   -0.030552  0.1461735  -0.209015  0.8344431
DREN   -0.051066  0.0354642  -1.439943  0.1499333
DSER   -0.151382  0.0814958  -1.857541  0.063281
DCOU   -0.073799  0.0547438  -1.348074  0.1776831
CONSTANT -0.820597  0.3275452  -2.505294  0.0122601
Y_1994  0.0729169  0.5438792  0.1340681  0.893353
Y_1995  1.942932  0.4294813  4.523904  6.1828E-6
Y_1996  -0.052341  0.4221314  -0.123993  0.9013249
Y_1997  0.9901185  0.4226416  2.3426903  0.0191764

TSS = 288744.31  RSS      = 650612.77  MSE = 103.69984
Nobs = 6285  nb param = 11  Df = 6274
Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)
Det of ZhZ 2nd step = 2.41E259
Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)
ESE (diff.) = 10.183312  ESE (levels) = 7.2006887
Sargan [CHI**2] = 40.106117  nsm = 0.0380867  ndf = 26
Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 326.52184  df = 6  p = 0
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 36.954739  df = 5  p = 6.1159E-7
m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -10.86604 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv.)
m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -10.29407 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv.)
m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -0.459731 ==> nsm = 0.6457093 (skip 0 indiv.)
m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -0.451103 ==> nsm = 0.6519152 (skip 0 indiv.)
Est. autocorr. of e(i,t) = -0.390951  D. W. = 2.9657257 (skip 0 indiv.)

Execution time in seconds
189.809

```

b.- Foyers pluriactifs en 1991 uniquement**General informations on the model**

```

file nb of obs.      : 714  file nb indiv.   : 102
usable nb of obs.   : 510  usable nb indiv. : 102
nb year lost (mlag) : 2    nb indiv. lost  : 0
observation period (file) : 1991 1997
nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
estimation period : 1993 1997
nb of year/firm (min, max) used in estimation : 5 5
endogeneous variable : DEND
nb of regressors : 11
regressors names :
DEND1  DDYN  DGAR  DREN  DSER  DCOU  CONSTANT
Y_1994  Y_1995  Y_1996  Y_1997
You called 6 time(s) the gmmilev function
The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 32 columns
total nb of instruments : 37
instruments names :
GMM23  CONSTANT  Y_1994  Y_1995  Y_1996  Y_1997  abl_1_1
abl_1_2  abl_1_3  abl_1_4  abl_1_5  abl_1_6  abl_1_7  abl_2_1
abl_2_2  abl_2_3  abl_2_4  abl_2_5  abl_3_1  abl_3_2  abl_3_3
abl_3_4  abl_3_5  abl_4_1  abl_4_2  abl_4_3  abl_4_4  abl_4_5
abl_5_1  abl_5_2  abl_5_3  abl_5_4  abl_5_5  abl_6_1  abl_6_2
abl_6_3  abl_6_4  abl_6_5

```

1st step (non robust) estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DEND1  0.4544384  0.1298901  3.4986367  0.0005095
DDYN   0.0033905  0.0628389  0.0539551  0.9569925
DGAR   0.4120855  0.3077818  1.3388886  0.1812165
DREN   -0.104964  0.0805287  -1.303431  0.1930288
DSER   0.1787997  0.2217553  0.8062929  0.4204581
DCOU   -0.221687  0.1720068  -1.288828  0.198055
CONSTANT 1.0100629  1.2639711  0.7991186  0.4246018
Y_1994  -1.362565  2.1209005  -0.642446  0.5208785
Y_1995  -2.055129  1.7071502  -1.203836  0.2292236
Y_1996  -1.586005  1.6717423  -0.948714  0.3432254
Y_1997  -0.235453  1.6127393  -0.145996  0.8839839

```

```

TSS = 34887.449  RSS      = 56519.94  MSE = 113.26641
Nobs = 510  nb param = 11  Df = 499
Det of ZhZ 1st step = 4.476E143
Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

```

```

ESE (diff.) = 10.642669  ESE (levels) = 7.5255037
Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 22.939055  df = 6  p = 0.0008171
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 2.8571206  df = 5  p = 0.7220022
Est. autocorr. of e(i,t) = -0.372094  D. W. = 3.0938658 (skip 0 indiv.)
Sargan [CHI**2] = 31.443524  nsm = 0.2121643  ndf = 26
m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -4.574123 ==> nsm = 4.7822E-6 (skip 0 indiv.)
m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = 0.7396924 ==> nsm = 0.4594867 (skip 0 indiv.)
Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

```

1st step (robust) estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DEND1  0.4544384  0.1357814  3.3468374  0.0008791
DDYN   0.0033905  0.1010483  0.0335531  0.9732469
DGAR   0.4120855  0.2747332  1.4999481  0.1342602
DREN   -0.104964  0.0849306  -1.235875  0.2170865
DSER   0.1787997  0.2077759  0.8605411  0.3899041
DCOU   -0.221687  0.1755477  -1.262832  0.2072394
CONSTANT 1.0100629  1.0784474  0.9365898  0.3494227
Y_1994 -1.362565  1.8216857  -0.747969  0.4548312
Y_1995 -2.055129  1.4100877  -1.457448  0.1456218
Y_1996 -1.586005  1.5681331  -1.011397  0.3123166
Y_1997 -0.235453  1.4316892  -0.164458  0.8694372
Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 18.016638  df = 6  p = 0.0061907
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 3.853637  df = 5  p = 0.5706754
m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -3.759899 ==> nsm = 0.00017 (skip 0 indiv.)
m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = 0.8284227 ==> nsm = 0.4074312 (skip 0 indiv.)
Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity

```

2nd step estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DEND1  0.4503364  0.1023627  4.3994196  0.0000133
DDYN   0.0179571  0.0463232  0.3876467  0.6984428
DGAR   0.3378265  0.2101536  1.6075215  0.1085725
DREN   -0.144872  0.0610101  -2.374561  0.0179471
DSER   0.2689476  0.1451731  1.8525988  0.0645301
DCOU   -0.436243  0.1004314  -4.343686  0.000017
CONSTANT 0.0179142  0.7348543  0.024378  0.9805609
Y_1994  0.4497551  1.2438169  0.3615927  0.7178095
Y_1995 -1.404598  0.9679321  -1.451132  0.1473713
Y_1996 -0.540695  0.9866198  -0.548028  0.5839179
Y_1997  1.4227316  1.0079844  1.411462  0.1587317

TSS = 34887.449  RSS = 74110.644  MSE = 148.51832
Nobs = 510  nb param = 11  Df = 499
Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)
Det of ZhZ 2nd step = 1.56E212
Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)
ESE (diff.) = 12.186809  ESE (levels) = 8.6173756
Sargan [CHI**2] = 23.205349  nsm = 0.6213054  ndf = 26
Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 49.35612  df = 6  p = 6.3271E-9
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 7.0561756  df = 5  p = 0.2164959
m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -5.184 ==> nsm = 2.1718E-7 (skip 0 indiv.)
m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -3.713517 ==> nsm = 0.0002044 (skip 0 indiv.)
m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = 0.9662 ==> nsm = 0.3339441 (skip 0 indiv.)
m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = 0.7874147 ==> nsm = 0.4310391 (skip 0 indiv.)
Est. autocorr. of e(i,t) = -0.402691  D. W. = 3.2507386 (skip 0 indiv.)

```

Execution time in seconds
21.6535

c.- Foyers pluriactifs en 1997 uniquement**General informations on the model**

```

file nb of obs. : 525  file nb indiv. : 75
usable nb of obs. : 375  usable nb indiv. : 75
nb year lost (mlag) : 2  nb indiv. lost : 0
observation period (file) : 1991 1997
nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
estimation period : 1993 1997
nb of year/firm (min, max) used in estimation : 5 5
endogeneous variable : DEND
nb of regressors : 11
regressors names :
DEND1  DDYN  DGAR  DREN  DSER  DCOU  CONSTANT
Y_1994  Y_1995  Y_1996  Y_1997
You called 6 time(s) the gmmilev function
The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 32 columns

```



```

total nb of instruments :    37
instruments names      :
GMM23      CONSTANT      Y_1994      Y_1995      Y_1996      Y_1997      abl_1_1
abl_1_2     abl_1_3     abl_1_4     abl_1_5     abl_1_6     abl_1_7     abl_2_1
abl_2_2     abl_2_3     abl_2_4     abl_2_5     abl_3_1     abl_3_2     abl_3_3
abl_3_4     abl_3_5     abl_4_1     abl_4_2     abl_4_3     abl_4_4     abl_4_5
abl_5_1     abl_5_2     abl_5_3     abl_5_4     abl_5_5     abl_6_1     abl_6_2
abl_6_3     abl_6_4     abl_6_5

```

1st step (non robust) estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DEND1  0.5109802  0.2209551  2.3125976  0.0213019
DDYN   0.0149885  0.0430841  0.3478898  0.728124
DGAR   -0.189728  0.2083919  -0.91044  0.3631932
DREN   -0.052161  0.0646277  -0.807092  0.4201403
DSER   -0.033621  0.1503046  -0.223689  0.8231251
DCOU   -0.025169  0.0320909  -0.784301  0.4333738
CONSTANT -2.471009  1.3528134  -1.82657  0.0685833
Y_1994  1.7187885  2.3803211  0.7220826  0.4707073
Y_1995  2.7425192  1.9929314  1.3761232  0.1696295
Y_1996  3.0307172  1.7885147  1.6945442  0.0910172
Y_1997  1.8784222  1.7854632  1.0520644  0.2934679

```

TSS = 27751.287 RSS = 38651.92 MSE = 106.18659

Nobs = 375 nb param = 11 Df = 364

Det of ZhZ 1st step = 2.722E139

Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 10.304688 ESE (levels) = 7.2865147

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 8.8482567 df = 6 p = 0.1822936

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 6.6191802 df = 5 p = 0.2505372

Est. autocorr. of e(i,t) = -0.388069 D. W. = 2.8093985 (skip 0 indiv.)

Sargan [CHI**2] = 27.048513 nsm = 0.4067926 ndf = 26

m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -3.228052 ==> nsm = 0.0012464 (skip 0 indiv.)

m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = 1.4998352 ==> nsm = 0.1336571 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

1st step (robust) estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DEND1  0.5109802  0.1835144  2.7844148  0.0056426
DDYN   0.0149885  0.0521164  0.2875974  0.7738186
DGAR   -0.189728  0.2630378  -0.721297  0.47119
DREN   -0.052161  0.0605032  -0.862111  0.3891939
DSER   -0.033621  0.1431398  -0.234885  0.8144298
DCOU   -0.025169  0.0207759  -1.211448  0.2265097
CONSTANT -2.471009  1.151951  -2.145064  0.032609
Y_1994  1.7187885  1.8557413  0.9262005  0.3549555
Y_1995  2.7425192  1.5754109  1.7408279  0.0825587
Y_1996  3.0307172  1.8672822  1.6230633  0.1054416
Y_1997  1.8784222  1.8933219  0.9921304  0.321793

```

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 25.371983 df = 6 p = 0.0002913

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 7.5122384 df = 5 p = 0.1852451

m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -3.180625 ==> nsm = 0.0014696 (skip 0 indiv.)

m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = 1.9219673 ==> nsm = 0.0546099 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity

2nd step estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DEND1  0.5394254  0.0919396  5.8671717  9.9704E-9
DDYN   0.0287382  0.0226975  1.2661391  0.206273
DGAR   -0.182964  0.1351674  -1.353611  0.1767006
DREN   -0.051244  0.0312627  -1.639151  0.1020458
DSER   0.0917334  0.0778312  1.1786209  0.239319
DCOU   -0.029276  0.0099608  -2.939119  0.0035014
CONSTANT -2.263416  0.7006901  -3.230268  0.0013493
Y_1994  2.6131456  1.1310822  2.3103057  0.0214298
Y_1995  1.5695201  0.9321592  1.6837468  0.0930879
Y_1996  2.520797  0.9531378  2.644735  0.0085296
Y_1997  1.9217097  1.1983585  1.6036184  0.1096655

```

TSS = 27751.287 RSS = 42488.164 MSE = 116.72573

Nobs = 375 nb param = 11 Df = 364

Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)

Det of ZhZ 2nd step = 2.19E199

Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 10.803968 ESE (levels) = 7.6395591

Sargan [CHI**2] = 24.456911 nsm = 0.549856 ndf = 26

```

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 94.784085 df = 6 p = 0
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 14.043359 df = 5 p = 0.0153363
m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -4.055811 ==> nsm = 0.00005 (skip 0 indiv.)
m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -3.707784 ==> nsm = 0.0002091 (skip 0 indiv.)
m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = 2.5042506 ==> nsm = 0.0122711 (skip 0 indiv.)
m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = 2.2612587 ==> nsm = 0.0237432 (skip 0 indiv.)
Est. autocorr. of e(i,t) = -0.407286 D. W. = 2.814579 (skip 0 indiv.)

```

```

Execution time in seconds
17.1333

```

d.- Foyers pluriactifs en 1991 et 1997

General informations on the model

```

file nb of obs. : 1946 file nb indiv. : 278
usable nb of obs. : 1390 usable nb indiv. : 278
nb year lost (mlag) : 2 nb indiv. lost : 0
observation period (file) : 1991 1997
nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
estimation period : 1993 1997
nb of year/firm (min, max) used in estimation : 5 5
endogeneous variable : DEND
nb of regressors : 11
regressors names :
DEND1 DDYN DGAR DREN DSER DCOU CONSTANT
Y_1994 Y_1995 Y_1996 Y_1997

```

```

You called 6 time(s) the gmmilev function
The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 32 columns
total nb of instruments : 37
instruments names :
GMM23 CONSTANT Y_1994 Y_1995 Y_1996 Y_1997 abl_1_1
abl_1_2 abl_1_3 abl_1_4 abl_1_5 abl_1_6 abl_1_7 abl_2_1
abl_2_2 abl_2_3 abl_2_4 abl_2_5 abl_3_1 abl_3_2 abl_3_3
abl_3_4 abl_3_5 abl_4_1 abl_4_2 abl_4_3 abl_4_4 abl_4_5
abl_5_1 abl_5_2 abl_5_3 abl_5_4 abl_5_5 abl_6_1 abl_6_2
abl_6_3 abl_6_4 abl_6_5

```

1st step (non robust) estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DEND1 0.6814681 0.125221 5.4421228 6.2235E-8
DDYN 0.1436502 0.0796114 1.8043909 0.0713881
DGAR -0.236895 0.1996933 -1.186297 0.2357095
DREN -0.035471 0.055056 -0.644271 0.5195071
DSER 0.0725982 0.2077459 0.3494567 0.7267998
DCOU 0.06772 0.0414081 1.6354293 0.1021873
CONSTANT -1.830761 0.7719437 -2.371625 0.0178468
Y_1994 1.3757062 1.3083869 1.0514521 0.2932352
Y_1995 1.4887456 0.9694951 1.5355886 0.1248687
Y_1996 2.0958915 1.0319902 2.0309219 0.0424544
Y_1997 2.0668988 1.0345586 1.9978556 0.0459284

```

```
TSS = 82195.137 RSS = 142824.69 MSE = 103.5712
```

```
Nobs = 1390 nb param = 11 Df = 1379
```

```
Det of ZhZ 1st step = 2.506E163
```

```
Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)
```

```
ESE (diff.) = 10.176994 ESE (levels) = 7.1962213
```

```
Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 64.994941 df = 6 p = 4.324E-12
```

```
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 8.8488572 df = 5 p = 0.1152467
```

```
Est. autocorr. of e(i,t) = -0.42382 D. W. = 3.19728 (skip 0 indiv.)
```

```
Sargan [CHI**2] = 28.900417 nsm = 0.3156302 ndf = 26
```

```
m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -7.5909 ==> nsm = 3.175E-14 (skip 0 indiv.)
```

```
m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = 1.7436025 ==> nsm = 0.0812284 (skip 0 indiv.)
```

```
Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity
```

1st step (robust) estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DEND1 0.6814681 0.1409979 4.8331798 1.4941E-6
DDYN 0.1436502 0.0821752 1.7480951 0.0806701
DGAR -0.236895 0.2237643 -1.058683 0.2899296
DREN -0.035471 0.0586786 -0.604495 0.5456139
DSER 0.0725982 0.2192893 0.3310613 0.7406485
DCOU 0.06772 0.0733719 0.9229685 0.3561851
CONSTANT -1.830761 0.8255366 -2.217662 0.0267404
Y_1994 1.3757062 1.3944615 0.9865501 0.3240363
Y_1995 1.4887456 0.9886357 1.5058586 0.1323325
Y_1996 2.0958915 1.0657692 1.966553 0.0494351
Y_1997 2.0668988 0.9965039 2.0741502 0.0382506

```

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 44.456194 df = 6 p = 6.0015E-8
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 7.9264284 df = 5 p = 0.1603372
m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -4.119961 ==> nsm = 0.0000379 (skip 0 indiv.)
m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = 1.0645647 ==> nsm = 0.2870729 (skip 0 indiv.)
Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity

2nd step estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DEND1	0.6474824	0.1186538	5.4569046	5.7372E-8
DDYN	0.2397315	0.0697839	3.4353397	0.0006094
DGAR	-0.389364	0.1846511	-2.108649	0.0351548
DREN	-0.018845	0.0476495	-0.395494	0.6925397
DSER	0.2307474	0.1807259	1.2767808	0.2018946
DCOU	0.0675938	0.0452968	1.4922437	0.135864
CONSTANT	-1.622506	0.7167975	-2.263549	0.0237567
Y_1994	0.6022204	1.1071131	0.5439556	0.5865599
Y_1995	1.2102098	0.8185177	1.4785384	0.1394921
Y_1996	2.14569	0.9278519	2.312535	0.0208949
Y_1997	1.4943323	0.8951892	1.6692921	0.0952865

TSS = 82195.137 RSS = 167353.14 MSE = 121.35833

Nobs = 1390 nb param = 11 Df = 1379

Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)

Det of ZhZ 2nd step = 2.152E236

Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 11.016276 ESE (levels) = 7.7896834

Sargan [CHI**2] = 26.085528 nsm = 0.4584111 ndf = 26

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 75.721136 df = 6 p = 2.731E-14

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 12.444276 df = 5 p = 0.0291821

m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -5.167687 ==> nsm = 2.3701E-7 (skip 0 indiv.)

m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -5.003771 ==> nsm = 5.622E-7 (skip 0 indiv.)

m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = 0.7568164 ==> nsm = 0.4491599 (skip 0 indiv.)

m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = 0.7016121 ==> nsm = 0.4829211 (skip 0 indiv.)

Est. autocorr. of e(i,t) = -0.406615 D. W. = 3.1636114 (skip 0 indiv.)

Execution time in seconds

47.3536

Annexe VII :
Equations d'Euler de l'investissement

A.- Ensemble des exploitations

1.- Hypothèse 1

General informations on the model

```

file nb of obs.      : 11984 file nb indiv.   : 1712
usable nb of obs.   : 8560 usable nb indiv.  : 1712
nb year lost (mlag) : 2 nb indiv. lost    : 0
observation period (file) : 1991 1997
nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
estimation period   : 1993 1997
nb of year/firm (min, max) used in estimation : 5 5
endogeneous variable : DIK
nb of regressors : 8
regressors names :
DIK1 DIKS1 DYK1 CONSTANT
Y_1994 Y_1995 Y_1996 Y_1997
You called 3 time(s) the gmmilev function
The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 36 columns
total nb of instruments : 41
instruments names :
GMM299 CONSTANT Y_1994 Y_1995 Y_1996 Y_1997 abl_1_1
abl_1_2 abl_1_3 abl_1_4 abl_1_5 abl_1_6 abl_1_7 abl_1_8
abl_1_9 abl_1_10 abl_1_11 abl_1_12 abl_2_1 abl_2_2 abl_2_3
abl_2_4 abl_2_5 abl_2_6 abl_2_7 abl_2_8 abl_2_9 abl_2_10
abl_2_11 abl_2_12 abl_3_1 abl_3_2 abl_3_3 abl_3_4 abl_3_5
abl_3_6 abl_3_7 abl_3_8 abl_3_9 abl_3_10 abl_3_11 abl_3_12

```

1st step (non robust) estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DIK1  -0.143369  0.0534941 -2.680086  0.0073744
DIKS1  -0.027103  0.0049738 -5.449175  5.2011E-8
DYK1   0.2673635  0.0436608  6.1236536  9.549E-10
CONSTANT -0.000235  0.0169701 -0.013871  0.9889332
Y_1994  0.0100443  0.0292774  0.3430724  0.7315524
Y_1995  0.0029845  0.023976  0.124479  0.9009389
Y_1996  -0.002648  0.0239942 -0.110342  0.9121405
Y_1997  -0.042667  0.0240252 -1.775928  0.0757804

```

TSS = 4255.9518 RSS = 4182.8984 MSE = 0.4891135

Nobs = 8560 nb param = 8 Df = 8552

Det of ZhZ 1st step = 9.1635E70

Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 0.6993665 ESE (levels) = 0.4945268

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 51.834935 df = 3 p = 3.248E-11

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 10.098616 df = 5 p = 0.0724888

Est. autocorr. of e(i,t) = -0.101757 D. W. = 1.3972679 (skip 0 indiv.)

Sargan [CHI**2] = 910.71064 nsm = 0 ndf = 33

m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -27.2189 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv.)

m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -0.876531 ==> nsm = 0.3807414 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

1st step (robust) estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DIK1  -0.143369  0.0903359 -1.587063  0.1125352
DIKS1  -0.027103  0.0207051 -1.309001  0.1905691
DYK1   0.2673635  0.1839731  1.4532754  0.146184
CONSTANT -0.000235  0.0056881 -0.041384  0.9669909
Y_1994  0.0100443  0.0059799  1.6796748  0.0930571
Y_1995  0.0029845  0.0126292  0.2363184  0.8131913
Y_1996  -0.002648  0.0124009 -0.213499  0.8309428
Y_1997  -0.042667  0.0440749 -0.968056  0.3330438

```

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 15.249251 df = 3 p = 0.0016156

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 3.5439446 df = 5 p = 0.6167489

m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -1.441406 ==> nsm = 0.14947 (skip 0 indiv.)

m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -1.195621 ==> nsm = 0.2318444 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity

2nd step estimates

```

GMM on differences
              b          sb          T          prob
DIK1      -0.062618  0.0119558 -5.237507  1.6663E-7
DIKS1     -0.017783  0.0020606 -8.629688      0
DYK1      0.2158749  0.0268534  8.0390213  1.11E-15
CONSTANT -0.001967  0.0032466 -0.605998  0.5445323
Y_1994    0.0090977  0.0048556  1.8736643  0.0610108
Y_1995    0.0107479  0.0049352  2.1778063  0.0294477
Y_1996   -0.010163  0.0051997 -1.954619  0.0506606
Y_1997   -0.005599  0.0050323 -1.112702  0.2658677

TSS = 4255.9518  RSS      = 4188.251  MSE = 0.4897394
Nobs = 8560  nb param = 8  Df = 8552
Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)
Det of ZhZ 2nd step = 1.7968E15
Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)
ESE (diff.) = 0.6998138  ESE (levels) = 0.4948431
Sargan [CHI**2] = 84.411264  nsm = 2.1814E-6  ndf = 33
Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 970.08542  df = 3  p = 0
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 30.420348  df = 5  p = 0.000122
m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -1.387596 ==> nsm = 0.16526 (skip 0 indiv. )
m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -1.396266 ==> nsm = 0.1626343 (skip 0 indiv. )
m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -0.026962 ==> nsm = 0.9784904 (skip 0 indiv. )
m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -0.023249 ==> nsm = 0.9814519 (skip 0 indiv. )
Est. autocorr. of e(i,t) = -0.102571  D. W. = 1.3977071 (skip 0 indiv.)

```

Execution time in seconds
120.595

2.- Hypothèse 2**General informations on the model**

```

file nb of obs.      : 11984  file nb indiv.   : 1712
usable nb of obs.   : 8560  usable nb indiv. : 1712
nb year lost (mlag) : 2  nb indiv. lost : 0
observation period (file) : 1991 1997
nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
estimation period : 1993 1997
nb of year/firm (min, max) used in estimation : 5 5
endogeneous variable : DIK
nb of regressors : 9
regressors names :
DIK1  DIKS1  DYK1  DBKS1  CONSTANT
Y_1994  Y_1995  Y_1996  Y_1997

```

```

You called 4 time(s) the gmmilev function
The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 48 columns
total nb of instruments : 53
instruments names :
GMM299  CONSTANT  Y_1994  Y_1995  Y_1996  Y_1997  abl_1_1
abl_1_2  abl_1_3  abl_1_4  abl_1_5  abl_1_6  abl_1_7  abl_1_8
abl_1_9  abl_1_10  abl_1_11  abl_1_12  abl_2_1  abl_2_2  abl_2_3
abl_2_4  abl_2_5  abl_2_6  abl_2_7  abl_2_8  abl_2_9  abl_2_10
abl_2_11  abl_2_12  abl_3_1  abl_3_2  abl_3_3  abl_3_4  abl_3_5
abl_3_6  abl_3_7  abl_3_8  abl_3_9  abl_3_10  abl_3_11  abl_3_12
abl_4_1  abl_4_2  abl_4_3  abl_4_4  abl_4_5  abl_4_6  abl_4_7
abl_4_8  abl_4_9  abl_4_10  abl_4_11  abl_4_12

```

1st step (non robust) estimates

```

GMM on differences
              b          sb          T          prob
DIK1      -0.033905  0.0392839 -0.863068  0.3881244
DIKS1     -0.062479  0.0036083 -17.31571      0
DYK1      0.8579343  0.030178  28.429142      0
DBKS1     -0.843457  0.0116729 -72.25748      0
CONSTANT  0.0125765  0.0124945  1.0065557  0.3141768
Y_1994    0.0036177  0.0215659  0.1677501  0.8667838
Y_1995   -0.022743  0.0176548 -1.288214  0.1977063
Y_1996   -0.046259  0.0176727 -2.617552  0.0088719
Y_1997   -0.057065  0.0176868 -3.226439  0.0012581

TSS = 4255.9518  RSS      = 2269.2746  MSE = 0.2653812
Nobs = 8560  nb param = 9  Df = 8551
Det of ZhZ 1st step = 1.4162E97
Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)
ESE (diff.) = 0.5151516  ESE (levels) = 0.3642672
Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 5783.5418  df = 4  p = 0
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 65.105946  df = 5  p = 1.065E-12
Est. autocorr. of e(i,t) = -0.154944  D. W. = 2.1273175 (skip 0 indiv.)

```

```
Sargan [CHI**2] = 8507.2547 nsm = 0 ndf = 44
m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -18.73001 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv. )
m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = 4.7494856 ==> nsm = 2.0393E-6 (skip 0 indiv. )
Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity
```

1st step (robust) estimates

```
GMM on differences
      b          sb          T          prob
DIK1  -0.033905  0.065391 -0.518492  0.6041287
DIKS1 -0.062479  0.0319459 -1.955792  0.0505222
DYK1  0.8579343  0.4661276  1.8405568  0.0657212
DBKS1 -0.843457  0.1920311 -4.392294  0.0000114
CONSTANT 0.0125765  0.013513  0.9306938  0.3520383
Y_1994  0.0036177  0.0108347  0.3338967  0.7384657
Y_1995 -0.022743  0.0211222 -1.07674  0.281627
Y_1996 -0.046259  0.0288369 -1.604164  0.1087148
Y_1997 -0.057065  0.0338148 -1.687585  0.0915273
```

```
Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 63.359783 df = 4 p = 5.7E-13
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 8.5960961 df = 5 p = 0.1263002
m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -1.055973 ==> nsm = 0.2909804 (skip 0 indiv. )
m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = 0.6382789 ==> nsm = 0.5232921 (skip 0 indiv. )
Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity
```

2nd step estimates

```
GMM on differences
      b          sb          T          prob
DIK1  -0.05034  0.0215243 -2.338773  0.0193701
DIKS1 -0.030153  0.0041343 -7.293456  3.291E-13
DYK1  0.418808  0.0538572  7.7762735  8.438E-15
DBKS1 -0.818532  0.0045184 -181.1573  0
CONSTANT -0.005393  0.0049405 -1.091587  0.2750453
Y_1994  0.005911  0.0075041  0.7876983  0.430895
Y_1995  0.0026094  0.0068329  0.3818889  0.7025533
Y_1996 -0.018338  0.0074921 -2.447598  0.0144012
Y_1997 -0.010333  0.0074545 -1.386202  0.1657215
```

```
TSS = 4255.9518 RSS = 2071.9658 MSE = 0.2423068
Nobs = 8560 nb param = 9 DF = 8551
Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)
Det of ZhZ 2nd step = 1.9927E55
Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)
ESE (diff.) = 0.4922467 ESE (levels) = 0.348071
Sargan [CHI**2] = 65.436161 nsm = 0.0196077 ndf = 44
Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 69095.004 df = 4 p = 0
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 62.877622 df = 5 p = 3.086E-12
m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -0.774941 ==> nsm = 0.4383742 (skip 0 indiv. )
m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -0.747023 ==> nsm = 0.4550496 (skip 0 indiv. )
m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = 0.8249113 ==> nsm = 0.409422 (skip 0 indiv. )
m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = 0.911285 ==> nsm = 0.3621452 (skip 0 indiv. )
Est. autocorr. of e(i,t) = -0.150038 D. W. = 2.0913075 (skip 0 indiv.)
```

```
Execution time in seconds
169.506
```

3.- Hypothèse 3**General informations on the model**

```
file nb of obs. : 11984 file nb indiv. : 1712
usable nb of obs. : 8560 usable nb indiv. : 1712
nb year lost (mlag) : 2 nb indiv. lost : 0
observation period (file) : 1991 1997
nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
estimation period : 1993 1997
nb of year/firm (min, max) used in estimation : 5 5
endogeneous variable : DIK
nb of regressors : 9
regressors names :
DIK1 DIKS1 DYK1 DBK1 CONSTANT
Y_1994 Y_1995 Y_1996 Y_1997
You called 4 time(s) the gmmilev function
The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 48 columns
total nb of instruments : 53
instruments names :
GMM299 CONSTANT Y_1994 Y_1995 Y_1996 Y_1997 abl_1_1
abl_1_2 abl_1_3 abl_1_4 abl_1_5 abl_1_6 abl_1_7 abl_1_8
abl_1_9 abl_1_10 abl_1_11 abl_1_12 abl_2_1 abl_2_2 abl_2_3
abl_2_4 abl_2_5 abl_2_6 abl_2_7 abl_2_8 abl_2_9 abl_2_10
```

abl_2_11	abl_2_12	abl_3_1	abl_3_2	abl_3_3	abl_3_4	abl_3_5
abl_3_6	abl_3_7	abl_3_8	abl_3_9	abl_3_10	abl_3_11	abl_3_12
abl_4_1	abl_4_2	abl_4_3	abl_4_4	abl_4_5	abl_4_6	abl_4_7
abl_4_8	abl_4_9	abl_4_10	abl_4_11	abl_4_12		

1st step (non robust) estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DIK1	-0.128484	0.0514662	-2.496465	0.0125625
DIKS1	-0.041334	0.0047978	-8.615232	0
DYK1	0.4874373	0.0408188	11.941479	0
DBK1	-0.64189	0.0897421	-7.1526	9.217E-13
CONSTANT	0.0020929	0.0162949	0.1284372	0.897806
Y_1994	0.0045551	0.028124	0.1619662	0.8713363
Y_1995	-0.016254	0.0230784	-0.704281	0.4812767
Y_1996	-0.018449	0.0230696	-0.799732	0.4238884
Y_1997	-0.056479	0.0230687	-2.448298	0.0143732

TSS = 4255.9518 RSS = 3855.4591 MSE = 0.4508782

Nobs = 8560 nb param = 9 Df = 8551

Det of ZhZ 1st step = 4.2641E89

Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 0.6714746 ESE (levels) = 0.4748043

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 182.78672 df = 4 p = 0

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 31.765256 df = 5 p = 6.6122E-6

Est. autocorr. of e(i,t) = -0.087117 D. W. = 1.4074572 (skip 0 indiv.)

Sargan [CHI**2] = 2623.5546 nsm = 0 ndf = 44

m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -20.2704 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv.)

m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -2.868889 ==> nsm = 0.0041192 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

1st step (robust) estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DIK1	-0.128484	0.0727819	-1.765324	0.077545
DIKS1	-0.041334	0.0321457	-1.285837	0.1985347
DYK1	0.4874373	0.3675152	1.326305	0.1847741
DBK1	-0.64189	0.456335	-1.406619	0.1595767
CONSTANT	0.0020929	0.0079214	0.264203	0.7916299
Y_1994	0.0045551	0.0076642	0.59434	0.5523005
Y_1995	-0.016254	0.0234085	-0.694348	0.4874827
Y_1996	-0.018449	0.0190928	-0.966307	0.3339179
Y_1997	-0.056479	0.0525853	-1.074044	0.2828334

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 70.077949 df = 4 p = 2.187E-14

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 3.5107259 df = 5 p = 0.6217653

m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -1.109827 ==> nsm = 0.2670734 (skip 0 indiv.)

m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -1.194106 ==> nsm = 0.2324364 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity

2nd step estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DIK1	-0.074558	0.0125229	-5.953715	2.7246E-9
DIKS1	-0.013196	0.0034958	-3.774757	0.0001612
DYK1	0.164981	0.0442154	3.7313015	0.0001917
DBK1	-0.285557	0.0433285	-6.590506	4.643E-11
CONSTANT	-0.006102	0.0038002	-1.605622	0.108394
Y_1994	0.0052935	0.0056157	0.9426227	0.3459005
Y_1995	0.0080251	0.0055321	1.4506415	0.1469164
Y_1996	-0.009796	0.0058632	-1.670815	0.0947948
Y_1997	-0.00499	0.0058894	-0.847254	0.3968772

TSS = 4255.9518 RSS = 3991.582 MSE = 0.4667971

Nobs = 8560 nb param = 9 Df = 8551

Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)

Det of ZhZ 2nd step = 8.4841E28

Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 0.6832255 ESE (levels) = 0.4831134

Sargan [CHI**2] = 73.108898 nsm = 0.0038005 ndf = 44

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 3591.096 df = 4 p = 0

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 36.484197 df = 5 p = 7.5986E-7

m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -1.205149 ==> nsm = 0.2281459 (skip 0 indiv.)

m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -1.220898 ==> nsm = 0.2221246 (skip 0 indiv.)

m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -0.552162 ==> nsm = 0.5808377 (skip 0 indiv.)

m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -1.51034 ==> nsm = 0.1309568 (skip 0 indiv.)

Est. autocorr. of e(i,t) = -0.089414 D. W. = 1.3927148 (skip 0 indiv.)

Execution time in seconds

142.470

4.-Hypothèse 4

General informations on the model

```

file nb of obs.      : 11984 file nb indiv.   : 1712
usable nb of obs.   : 8560 usable nb indiv.  : 1712
nb year lost (mlag) : 2 nb indiv. lost   : 0
observation period (file) : 1991 1997
nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
estimation period   : 1993 1997
nb of year/firm (min, max) used in estimation : 5 5
endogeneous variable : DIK
nb of regressors : 10
regressors names :
DIK1 DIKS1 DYK1 DBK1 DBKS1 CONSTANT
Y_1994 Y_1995 Y_1996 Y_1997
You called 5 time(s) the gmmilev function
The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 60 columns
total nb of instruments : 65
instruments names :
GMM299 CONSTANT Y_1994 Y_1995 Y_1996 Y_1997 abl_1_1
abl_1_2 abl_1_3 abl_1_4 abl_1_5 abl_1_6 abl_1_7 abl_1_8
abl_1_9 abl_1_10 abl_1_11 abl_1_12 abl_2_1 abl_2_2 abl_2_3
abl_2_4 abl_2_5 abl_2_6 abl_2_7 abl_2_8 abl_2_9 abl_2_10
abl_2_11 abl_2_12 abl_3_1 abl_3_2 abl_3_3 abl_3_4 abl_3_5
abl_3_6 abl_3_7 abl_3_8 abl_3_9 abl_3_10 abl_3_11 abl_3_12
abl_4_1 abl_4_2 abl_4_3 abl_4_4 abl_4_5 abl_4_6 abl_4_7
abl_4_8 abl_4_9 abl_4_10 abl_4_11 abl_4_12 abl_5_1 abl_5_2
abl_5_3 abl_5_4 abl_5_5 abl_5_6 abl_5_7 abl_5_8 abl_5_9
abl_5_10 abl_5_11 abl_5_12

```

1st step (non robust) estimates

```

GMM on differences
              b          sb          T          prob
DIK1      0.1796763 0.0425322 4.2244751 0.0000242
DIKS1     -0.034394 0.0039575 -8.690766 0
DYK1      0.6422415 0.0329622 19.484179 0
DBK1      4.409725 0.1148348 38.400609 0
DBKS1     -1.642696 0.0214286 -76.65914 0
CONSTANT  0.0334374 0.0134792 2.4806552 0.0131332
Y_1994    0.039359 0.0232679 1.6915613 0.0907661
Y_1995    0.0543881 0.0191414 2.8413827 0.0045025
Y_1996   -0.007704 0.0190828 -0.403697 0.6864459
Y_1997   -0.014489 0.0190965 -0.758725 0.4480381

```

TSS = 4255.9518 RSS = 2636.7803 MSE = 0.3083954

Nobs = 8560 nb param = 10 Df = 8550

Det of ZhZ 1st step = 1.811E110

Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 0.5553336 ESE (levels) = 0.3926801

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 8623.2194 df = 5 p = 0

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 363.29593 df = 5 p = 0

Est. autocorr. of e(i,t) = -0.221794 D. W. = 2.4115613 (skip 0 indiv.)

Sargan [CHI**2] = 6878.8316 nsm = 0 ndf = 55

m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -23.94341 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv.)

m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = 5.0182677 ==> nsm = 5.2139E-7 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

1st step (robust) estimates

```

GMM on differences
              b          sb          T          prob
DIK1      0.1796763 0.183967 0.9766765 0.328757
DIKS1     -0.034394 0.0128505 -2.676453 0.0074548
DYK1      0.6422415 0.2566606 2.5022993 0.0123575
DBK1      4.409725 2.1266837 2.0735218 0.0381536
DBKS1     -1.642696 0.4204744 -3.906769 0.0000943
CONSTANT  0.0334374 0.0217176 1.5396453 0.1236839
Y_1994    0.039359 0.0183875 2.1405263 0.0323405
Y_1995    0.0543881 0.0328011 1.6581175 0.0973304
Y_1996   -0.007704 0.0179289 -0.429679 0.6674402
Y_1997   -0.014489 0.0150692 -0.961497 0.3363297

```

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 148.62753 df = 5 p = 0

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 6.6801642 df = 5 p = 0.245534

m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -1.901533 ==> nsm = 0.0572322 (skip 0 indiv.)

m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = 0.7854679 ==> nsm = 0.4321793 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity

2nd step estimates

```

GMM on differences
              b          sb          T          prob
DIK1      0.1162257  0.0316964  3.6668459  0.0002471
DIKS1     -0.043191  0.0034884 -12.38154      0
DYK1      0.7048159  0.0364577  19.332405      0
DBK1      3.7258694  0.1110741  33.544003      0
DBKS1     -1.545626  0.0160716  -96.17149      0
CONSTANT  0.0129977  0.0078015  1.6660481  0.0957405
Y_1994    0.0595574  0.0113203  5.2610951  1.4667E-7
Y_1995    0.052145  0.0105392  4.9477373  7.6513E-7
Y_1996   -0.003191  0.0115422  -0.27646  0.7822015
Y_1997    0.0115583  0.0110847  1.0427267  0.2971044

TSS = 4255.9518  RSS      = 2416.5525  MSE = 0.2826377
Nobs = 8560  nb param = 10  Df = 8550
Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)
Det of ZhZ 2nd step = 1.4179E64
Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)
ESE (diff.) = 0.5316368  ESE (levels) = 0.375924
Sargan [CHI**2] = 291.13798  nsm = 0  ndf = 55
Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 232555.44  df = 5  p = 0
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 238.56863  df = 5  p = 0
m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -1.503418 ==> nsm = 0.1327312 (skip 0 indiv.)
m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -1.49245 ==> nsm = 0.1355813 (skip 0 indiv.)
m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = 0.875517 ==> nsm = 0.3812927 (skip 0 indiv.)
m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = 0.9053879 ==> nsm = 0.3652599 (skip 0 indiv.)
Est. autocorr. of e(i,t) = -0.227217  D. W. = 2.4118388 (skip 0 indiv.)

Execution time in seconds
161.767

```

B.- Statut en matière d'emploi en 1991**1.- Foyers monoactifs en 1991****a.- Hypothèse 1****General informations on the model**

```

file nb of obs.      : 9513  file nb indiv.      : 1359
usable nb of obs.   : 6795  usable nb indiv.   : 1359
nb year lost (mlag) : 2  nb indiv. lost      : 0
observation period (file) : 1991 1997
nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
estimation period   : 1993 1997
nb of year/firm (min, max) used in estimation : 5 5
endogeneous variable : DIK
nb of regressors    : 8
regressors names    : DIK1  DIKS1  DYK1  CONSTANT
Y_1994  Y_1995  Y_1996  Y_1997
You called 3 time(s) the gmmilev function
The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 36 columns
total nb of instruments : 41
instruments names      :
GMM299  CONSTANT  Y_1994  Y_1995  Y_1996  Y_1997  abl_1_1
abl_1_2  abl_1_3  abl_1_4  abl_1_5  abl_1_6  abl_1_7  abl_1_8
abl_1_9  abl_1_10  abl_1_11  abl_1_12  abl_2_1  abl_2_2  abl_2_3
abl_2_4  abl_2_5  abl_2_6  abl_2_7  abl_2_8  abl_2_9  abl_2_10
abl_2_11  abl_2_12  abl_3_1  abl_3_2  abl_3_3  abl_3_4  abl_3_5
abl_3_6  abl_3_7  abl_3_8  abl_3_9  abl_3_10  abl_3_11  abl_3_12

```

1st step (non robust) estimates

```

GMM on differences
              b          sb          T          prob
DIK1      -0.160311  0.0677114 -2.367569  0.0179333
DIKS1     -0.032264  0.0061434 -5.251753  1.5524E-7
DYK1      0.3173287  0.0540171  5.8746017  4.4392E-9
CONSTANT  0.0008772  0.0212756  0.041228  0.9671153
Y_1994    0.0120551  0.0367404  0.3281158  0.7428342
Y_1995   -0.005666  0.0300685  -0.188447  0.8505321
Y_1996   -0.001919  0.0300852  -0.063795  0.9491349
Y_1997   -0.054352  0.0301477  -1.802854  0.0714554

```

```

TSS = 4202.4214  RSS      = 4147.9973  MSE = 0.611168
Nobs = 6795  nb param = 8  Df = 6787
Det of ZhZ 1st step = 7.3966E65
Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

```

```

ESE (diff.) = 0.7817724 ESE (levels) = 0.5527965
Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 45.16271 df = 3 p = 8.545E-10
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 10.467337 df = 5 p = 0.063026
Est. autocorr. of e(i,t) = -0.101054 D. W. = 1.391513 (skip 0 indiv. )
Sargan [CHI**2] = 876.38462 nsm = 0 ndf = 33
m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -24.73084 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv. )
m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -1.011409 ==> nsm = 0.3118208 (skip 0 indiv. )
Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

```

1st step (robust) estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DIK1   -0.160311  0.1113277 -1.439995  0.1499151
DIKS1  -0.032264  0.0258368 -1.248753  0.2117985
DYK1   0.3173287  0.2331176  1.3612389  0.1734834
CONSTANT 0.0008772  0.005632  0.1557436  0.8762398
Y_1994  0.0120551  0.0079285  1.5204716  0.1284391
Y_1995 -0.005666  0.0147673 -0.383707  0.7012074
Y_1996 -0.001919  0.0152921 -0.125509  0.9001241
Y_1997 -0.054352  0.0550427 -0.987452  0.3234565

```

```

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 10.065441 df = 3 p = 0.018018
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 3.2681199 df = 5 p = 0.6587259
m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -1.414665 ==> nsm = 0.1571667 (skip 0 indiv. )
m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -1.117183 ==> nsm = 0.2639163 (skip 0 indiv. )
Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity

```

2nd step estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DIK1   -0.059661  0.0133941 -4.454271  8.5528E-6
DIKS1  -0.02108  0.002343  -8.996887  0
DYK1   0.25769  0.029953  8.6031503  0
CONSTANT -0.002012  0.003585 -0.56109  0.5747547
Y_1994  0.011572  0.0052812  2.1911723  0.0284732
Y_1995  0.0073238  0.0054871  1.3347272  0.1820104
Y_1996 -0.008058  0.0057781 -1.394601  0.1631818
Y_1997 -0.007497  0.005514  -1.359664  0.1739816

```

```

TSS = 4202.4214 RSS = 4149.7082 MSE = 0.6114201
Nobs = 6795 nb param = 8 DF = 6787
Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)
Det of ZhZ 2nd step = 3.8145E11
Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)
ESE (diff.) = 0.7819336 ESE (levels) = 0.5529105
Sargan [CHI**2] = 69.598378 nsm = 0.0002027 ndf = 33
Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 753.09691 df = 3 p = 0
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 25.351557 df = 5 p = 0.0001192
m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -1.346727 ==> nsm = 0.178068 (skip 0 indiv. )
m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -1.35766 ==> nsm = 0.1745717 (skip 0 indiv. )
m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -0.054932 ==> nsm = 0.9561926 (skip 0 indiv. )
m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -0.048925 ==> nsm = 0.960979 (skip 0 indiv. )
Est. autocorr. of e(i,t) = -0.101574 D. W. = 1.3912055 (skip 0 indiv. )

```

```

Execution time in seconds
98.3161

```

b.- Hypothèse 2**General informations on the model**

```

file nb of obs. : 9513 file nb indiv. : 1359
usable nb of obs. : 6795 usable nb indiv. : 1359
nb year lost (mlag) : 2 nb indiv. lost : 0
observation period (file) : 1991 1997
nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
estimation period : 1993 1997
nb of year/firm (min, max) used in estimation : 5 5
endogeneous variable : DIK
nb of regressors : 9
regressors names :
DIK1 DIKS1 DYK1 DBKS1 CONSTANT
Y_1994 Y_1995 Y_1996 Y_1997
You called 4 time(s) the gmmilev function
The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 48 columns
total nb of instruments : 53
instruments names :
GMM299 CONSTANT Y_1994 Y_1995 Y_1996 Y_1997 abl_1_1
abl_1_2 abl_1_3 abl_1_4 abl_1_5 abl_1_6 abl_1_7 abl_1_8
abl_1_9 abl_1_10 abl_1_11 abl_1_12 abl_2_1 abl_2_2 abl_2_3

```

abl_2_4	abl_2_5	abl_2_6	abl_2_7	abl_2_8	abl_2_9	abl_2_10
abl_2_11	abl_2_12	abl_3_1	abl_3_2	abl_3_3	abl_3_4	abl_3_5
abl_3_6	abl_3_7	abl_3_8	abl_3_9	abl_3_10	abl_3_11	abl_3_12
abl_4_1	abl_4_2	abl_4_3	abl_4_4	abl_4_5	abl_4_6	abl_4_7
abl_4_8	abl_4_9	abl_4_10	abl_4_11	abl_4_12		

1st step (non robust) estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DIK1	0.0484699	0.0431696	1.1227803	0.2615705
DIKS1	-0.055735	0.0038565	-14.45225	0
DYK1	0.8361111	0.0320497	26.087966	0
DBKS1	-1.134837	0.0113502	-99.98352	0
CONSTANT	0.0098921	0.0136146	0.7265792	0.4675088
Y_1994	0.0067606	0.0235186	0.2874579	0.7737705
Y_1995	-0.041861	0.0192425	-2.175464	0.0296298
Y_1996	-0.045324	0.019255	-2.353861	0.0186079
Y_1997	-0.054967	0.0192873	-2.849923	0.0043862

TSS = 4202.4214 RSS = 1699.4937 MSE = 0.2504412

Nobs = 6795 nb param = 9 Df = 6786

Det of ZhZ 1st step = 4.5702E89

Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 0.500441 ESE (levels) = 0.3538652

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 10723.474 df = 4 p = 0

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 90.352626 df = 5 p = 0

Est. autocorr. of e(i,t) = -0.170499 D. W. = 2.3239481 (skip 0 indiv.)

Sargan [CHI**2] = 8569.9134 nsm = 0 ndf = 44

m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -18.46948 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv.)

m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = 14.487283 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

1st step (robust) estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DIK1	0.0484699	0.1382891	0.350497	0.7259766
DIKS1	-0.055735	0.0264732	-2.10534	0.0352984
DYK1	0.8361111	0.4522393	1.8488246	0.0645266
DBKS1	-1.134837	0.0161193	-70.40237	0
CONSTANT	0.0098921	0.0127377	0.7765999	0.4374219
Y_1994	0.0067606	0.0122233	0.5530933	0.5802177
Y_1995	-0.041861	0.0210979	-1.984143	0.0472802
Y_1996	-0.045324	0.0302641	-1.497604	0.1342826
Y_1997	-0.054967	0.0303478	-1.811244	0.0701472

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 21917.332 df = 4 p = 0

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 25.50108 df = 5 p = 0.0001115

m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -0.935734 ==> nsm = 0.3494101 (skip 0 indiv.)

m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = 0.9074198 ==> nsm = 0.3641849 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity

2nd step estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DIK1	0.0061717	0.0276925	0.2228648	0.8236475
DIKS1	-0.045329	0.0030725	-14.75291	0
DYK1	0.6656806	0.0358706	18.557832	0
DBKS1	-1.127909	0.0025159	-448.304	0
CONSTANT	-0.004814	0.0055247	-0.871407	0.3835627
Y_1994	0.00982	0.0084539	1.1615891	0.2454433
Y_1995	-0.008527	0.0077503	-1.100275	0.2712514
Y_1996	-0.019892	0.0082245	-2.418589	0.015607
Y_1997	-0.016089	0.0083036	-1.937635	0.0527092

TSS = 4202.4214 RSS = 1615.5772 MSE = 0.238075

Nobs = 6795 nb param = 9 Df = 6786

Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)

Det of ZhZ 2nd step = 4.3392E46

Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 0.4879293 ESE (levels) = 0.3450181

Sargan [CHI**2] = 104.96946 nsm = 6.7944E-7 ndf = 44

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 238068.05 df = 4 p = 0

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 77.695521 df = 5 p = 2.554E-15

m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -0.928983 ==> nsm = 0.352898 (skip 0 indiv.)

m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -0.92441 ==> nsm = 0.355273 (skip 0 indiv.)

m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = 0.8477788 ==> nsm = 0.3965612 (skip 0 indiv.)

m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = 0.8680871 ==> nsm = 0.3853467 (skip 0 indiv.)

Est. autocorr. of e(i,t) = -0.17136 D. W. = 2.3168169 (skip 0 indiv.)

Execution time in seconds
110.228

c.- Hypothèse 3

General informations on the model

```

file nb of obs.      : 9513 file nb indiv.   : 1359
usable nb of obs.   : 6795 usable nb indiv. : 1359
nb year lost (mlag) : 2 nb indiv. lost    : 0
observation period (file) : 1991 1997
nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
estimation period   : 1993 1997
nb of year/firm (min, max) used in estimation : 5 5
endogeneous variable : DIK
nb of regressors : 9
regressors names :
DIK1 DIKS1 DYK1 DBK1 CONSTANT
Y_1994 Y_1995 Y_1996 Y_1997
You called 4 time(s) the gmmilev function
The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 48 columns
total nb of instruments : 53
instruments names :
GMM299 CONSTANT Y_1994 Y_1995 Y_1996 Y_1997 abl_1_1
abl_1_2 abl_1_3 abl_1_4 abl_1_5 abl_1_6 abl_1_7 abl_1_8
abl_1_9 abl_1_10 abl_1_11 abl_1_12 abl_2_1 abl_2_2 abl_2_3
abl_2_4 abl_2_5 abl_2_6 abl_2_7 abl_2_8 abl_2_9 abl_2_10
abl_2_11 abl_2_12 abl_3_1 abl_3_2 abl_3_3 abl_3_4 abl_3_5
abl_3_6 abl_3_7 abl_3_8 abl_3_9 abl_3_10 abl_3_11 abl_3_12
abl_4_1 abl_4_2 abl_4_3 abl_4_4 abl_4_5 abl_4_6 abl_4_7
abl_4_8 abl_4_9 abl_4_10 abl_4_11 abl_4_12

```

1st step (non robust) estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DIK1   -0.149817  0.0603914 -2.480763  0.0131342
DIKS1  -0.052979  0.0054607 -9.701928      0
DYK1    0.625689  0.0462769 13.520547      0
DBK1   -2.042118  0.107374 -19.01874      0
CONSTANT -0.003639  0.0189564 -0.191952  0.8477855
Y_1994  -0.002437  0.0327394 -0.074445  0.9406587
Y_1995  -0.059412  0.0268884 -2.209579  0.0271677
Y_1996  -0.037833  0.0268364 -1.409769  0.1586536
Y_1997  -0.080585  0.026857 -3.000526  0.0027049

```

TSS = 4202.4214 RSS = 3291.1384 MSE = 0.4849895

Nobs = 6795 nb param = 9 Df = 6786

Det of ZhZ 1st step = 7.3947E82

Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 0.6964118 ESE (levels) = 0.4924375

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 490.84741 df = 4 p = 0

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 134.41961 df = 5 p = 0

Est. autocorr. of e(i,t) = -0.043067 D. W. = 1.4301089 (skip 0 indiv.)

Sargan [CHI**2] = 3373.0828 nsm = 0 ndf = 44

m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -7.25019 ==> nsm = 4.161E-13 (skip 0 indiv.)

m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -3.52926 ==> nsm = 0.0004167 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

1st step (robust) estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DIK1   -0.149817  0.0836216 -1.791602  0.0732413
DIKS1  -0.052979  0.0388251 -1.364561  0.1724363
DYK1    0.625689  0.4569734 1.3692021  0.1709814
DBK1   -2.042118  1.0723153 -1.904401  0.0569003
CONSTANT -0.003639  0.0080733 -0.45071  0.6522133
Y_1994  -0.002437  0.0129274 -0.188535  0.850463
Y_1995  -0.059412  0.0387229 -1.534287  0.1250057
Y_1996  -0.037833  0.0314563 -1.202718  0.2291273
Y_1997  -0.080585  0.0629482 -1.280182  0.2005249

```

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 23.124762 df = 4 p = 0.0001196

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 7.2808152 df = 5 p = 0.2005793

m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -0.385562 ==> nsm = 0.699821 (skip 0 indiv.)

m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -1.651022 ==> nsm = 0.0987341 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity

2nd step estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DIK1   -0.077785  0.0238061  -3.26742  0.0010907
DIKS1   -0.023058  0.0052245  -4.413393  0.0000103
DYK1    0.2926339  0.0629742  4.6468884  3.4334E-6
DBK1    -1.120704  0.0832935  -13.45488      0
CONSTANT -0.009633  0.0063698  -1.512272  0.1305112
Y_1994   0.0002277  0.0088824  0.0256332  0.9795507
Y_1995  -0.015253  0.0089623  -1.701878  0.0888241
Y_1996  -0.01967  0.0096393  -2.040636  0.0413256
Y_1997  -0.01064  0.0095149  -1.11825  0.2634998

TSS = 4202.4214  RSS      = 3511.9664  MSE = 0.5175312
Nobs = 6795  nb param = 9  Df = 6786
Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)
Det of ZhZ 2nd step = 8.2927E39
Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)
ESE (diff.) = 0.7193964  ESE (levels) = 0.5086901
Sargan [CHI**2] = 82.741053  nsm = 0.0003669  ndf = 44
Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 1092.2467  df = 4  p = 0
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 71.428565  df = 5  p = 5.163E-14
m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -0.586619 ==> nsm = 0.5574595 (skip 0 indiv.)
m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -0.678488 ==> nsm = 0.4974624 (skip 0 indiv.)
m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -0.934576 ==> nsm = 0.3500067 (skip 0 indiv.)
m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -1.655612 ==> nsm = 0.0978004 (skip 0 indiv.)
Est. autocorr. of e(i,t) = -0.062294  D. W. = 1.3954588 (skip 0 indiv.)

Execution time in
109.233

```

d.- Hypothèse 4**General informations on the model**

```

file nb of obs.      : 9513  file nb indiv.   : 1359
usable nb of obs.   : 6795  usable nb indiv. : 1359
nb year lost (mlag) : 2     nb indiv. lost   : 0
observation period (file) : 1991 1997
nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
estimation period   : 1993 1997
nb of year/firm (min, max) used in estimation : 5 5
endogeneous variable : DIK
nb of regressors    : 10
regressors names :
DIK1  DIKS1  DYK1  DBK1  DBKS1  CONSTANT
Y_1994  Y_1995  Y_1996  Y_1997
You called 5 time(s) the gmmilev function
The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 60 columns
total nb of instruments : 65
instruments names :
GMM299  CONSTANT  Y_1994  Y_1995  Y_1996  Y_1997  abl_1_1
abl_1_2  abl_1_3  abl_1_4  abl_1_5  abl_1_6  abl_1_7  abl_1_8
abl_1_9  abl_1_10  abl_1_11  abl_1_12  abl_2_1  abl_2_2  abl_2_3
abl_2_4  abl_2_5  abl_2_6  abl_2_7  abl_2_8  abl_2_9  abl_2_10
abl_2_11  abl_2_12  abl_3_1  abl_3_2  abl_3_3  abl_3_4  abl_3_5
abl_3_6  abl_3_7  abl_3_8  abl_3_9  abl_3_10  abl_3_11  abl_3_12
abl_4_1  abl_4_2  abl_4_3  abl_4_4  abl_4_5  abl_4_6  abl_4_7
abl_4_8  abl_4_9  abl_4_10  abl_4_11  abl_4_12  abl_5_1  abl_5_2
abl_5_3  abl_5_4  abl_5_5  abl_5_6  abl_5_7  abl_5_8  abl_5_9
abl_5_10  abl_5_11  abl_5_12

```

1st step (non robust) estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DIK1    0.24892  0.0485242  5.1298068  2.9808E-7
DIKS1   -0.024649  0.0043996  -5.602554  2.195E-8
DYK1    0.5736299  0.0364968  15.717281  0
DBK1    5.0507868  0.1361369  37.100784  0
DBKS1   -1.900038  0.0231866  -81.94548  0
CONSTANT 0.0320142  0.0152627  2.0975427  0.0359825
Y_1994   0.0403876  0.0263628  1.5319958  0.1255701
Y_1995   0.0604238  0.0217361  2.7798875  0.0054528
Y_1996   0.0078976  0.0216204  0.3652848  0.7149102
Y_1997   0.0014567  0.0216592  0.0672573  0.9463789

```

```

TSS = 4202.4214  RSS      = 2132.519  MSE = 0.314299
Nobs = 6795  nb param = 10  Df = 6785
Det of ZhZ 1st step = 3.426E100

```

Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)
 ESE (diff.) = 0.5606238 ESE (levels) = 0.3964209
 Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 10933.755 df = 5 p = 0
 Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 325.40475 df = 5 p = 0
 Est. autocorr. of e(i,t) = -0.213632 D. W. = 2.4518845 (skip 0 indiv.)
 Sargan [CHI**2] = 5957.2667 nsm = 0 ndf = 55
 m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -21.21771 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv.)
 m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = 9.4956736 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv.)
 Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

1st step (robust) estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DIK1	0.24892	0.2424713	1.0265956	0.3046475
DIKS1	-0.024649	0.0102259	-2.410443	0.0159596
DYK1	0.5736299	0.2081746	2.7555231	0.0058755
DBK1	5.0507868	2.7375665	1.8449914	0.0650823
DBKS1	-1.900038	0.3546937	-5.356843	8.7472E-8
CONSTANT	0.0320142	0.023196	1.3801565	0.1675839
Y_1994	0.0403876	0.0201963	1.9997549	0.0455665
Y_1995	0.0604238	0.0520248	1.1614435	0.2455025
Y_1996	0.0078976	0.0228093	0.3462445	0.7291697
Y_1997	0.0014567	0.0189035	0.0770617	0.9385767

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 255981.09 df = 5 p = 0
 Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 8.6372418 df = 5 p = 0.124438
 m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -1.561932 ==> nsm = 0.1183039 (skip 0 indiv.)
 m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = 1.3201156 ==> nsm = 0.1867964 (skip 0 indiv.)
 Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity

2nd step estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DIK1	0.1702704	0.0378053	4.5038718	6.7843E-6
DIKS1	-0.035356	0.0036691	-9.636027	0
DYK1	0.6486999	0.0373235	17.380467	0
DBK1	4.5959107	0.1062166	43.269248	0
DBKS1	-1.838222	0.0148084	-124.1339	0
CONSTANT	0.0146126	0.009528	1.5336554	0.1251611
Y_1994	0.0636328	0.0135338	4.7017686	2.6301E-6
Y_1995	0.0643173	0.0122308	5.2586545	1.4955E-7
Y_1996	0.011648	0.0130569	0.8920991	0.3723714
Y_1997	0.0174139	0.0132981	1.3095009	0.1904091

TSS = 4202.4214 RSS = 1995.92 MSE = 0.2941665
 Nobs = 6795 nb param = 10 Df = 6785

Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)

Det of ZhZ 2nd step = 5.9757E52

Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 0.5423712 ESE (levels) = 0.3835144
 Sargan [CHI**2] = 268.45849 nsm = 0 ndf = 55
 Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 471119.02 df = 5 p = 0
 Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 259.31453 df = 5 p = 0
 m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -1.436311 ==> nsm = 0.1509137 (skip 0 indiv.)
 m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -1.43294 ==> nsm = 0.1518749 (skip 0 indiv.)
 m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = 0.8407889 ==> nsm = 0.4004662 (skip 0 indiv.)
 m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = 0.8587218 ==> nsm = 0.390494 (skip 0 indiv.)
 Est. autocorr. of e(i,t) = -0.214811 D. W. = 2.4516717 (skip 0 indiv.)

Execution time in seconds
 140.986

2.- Foyers pluriactifs en 1991**a.- Hypothèse 1****General informations on the model**

file nb of obs. : 2471 file nb indiv. : 353
 usable nb of obs. : 1765 usable nb indiv. : 353
 nb year lost (mlag) : 2 nb indiv. lost : 0
 observation period (file) : 1991 1997
 nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
 estimation period : 1993 1997
 nb of year/firm (min, max) used in estimation : 5 5
 endogeneous variable : DIK
 nb of regressors : 8
 regressors names : DIK1 DIKS1 DYK1 CONSTANT
 Y_1994 Y_1995 Y_1996 Y_1997
 You called 3 time(s) the gmmilev function

```

The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 36 columns
total nb of instruments : 41
instruments names :
GMM299 CONSTANT Y_1994 Y_1995 Y_1996 Y_1997 abl_1_1
abl_1_2 abl_1_3 abl_1_4 abl_1_5 abl_1_6 abl_1_7 abl_1_8
abl_1_9 abl_1_10 abl_1_11 abl_1_12 abl_2_1 abl_2_2 abl_2_3
abl_2_4 abl_2_5 abl_2_6 abl_2_7 abl_2_8 abl_2_9 abl_2_10
abl_2_11 abl_2_12 abl_3_1 abl_3_2 abl_3_3 abl_3_4 abl_3_5
abl_3_6 abl_3_7 abl_3_8 abl_3_9 abl_3_10 abl_3_11 abl_3_12

1st step (non robust) estimates
GMM on differences
      b          sb          T          prob
DIK1  -0.119066  0.028668 -4.153252 0.0000344
DIKS1  0.1352188 0.0451552 2.9945346 0.002787
DYK1   0.0386847 0.0203717 1.898946 0.0577352
CONSTANT -0.011983 0.0087987 -1.361878 0.1734108
Y_1994  0.0114553 0.0151252 0.7573653 0.4489326
Y_1995  0.0437394 0.0124033 3.5264396 0.000432
Y_1996  -0.001388 0.0124327 -0.111672 0.911096
Y_1997  0.0030058 0.0123897 0.242604 0.8083405

TSS = 53.433863 RSS = 47.221322 MSE = 0.0268761
Nobs = 1765 nb param = 8 Df = 1757
Det of ZhZ 1st step = 1.7697E34
Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)
ESE (diff.) = 0.1639393 ESE (levels) = 0.1159226
Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 27.546872 df = 3 p = 4.521E-6
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 18.728864 df = 5 p = 0.0021589
Est. autocorr. of e(i,t) = -0.37123 D. W. = 2.8346238 (skip 0 indiv.)
Sargan [CHI**2] = 62.852567 nsm = 0.0013134 ndf = 33
m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -19.56845 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv.)
m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -0.941514 ==> nsm = 0.3464416 (skip 0 indiv.)
Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

1st step (robust) estimates
GMM on differences
      b          sb          T          prob
DIK1  -0.119066 0.0317142 -3.754334 0.0001795
DIKS1  0.1352188 0.0503932 2.6832773 0.0073588
DYK1   0.0386847 0.0383076 1.0098453 0.3127085
CONSTANT -0.011983 0.0078797 -1.520712 0.1285121
Y_1994  0.0114553 0.0128559 0.891055 0.3730216
Y_1995  0.0437394 0.0118855 3.6800619 0.0002402
Y_1996  -0.001388 0.0119856 -0.115838 0.9077944
Y_1997  0.0030058 0.0128535 0.2338497 0.8151289

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 26.899848 df = 3 p = 6.179E-6
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 19.176033 df = 5 p = 0.0017823
m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -9.318865 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv.)
m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -0.885713 ==> nsm = 0.3757722 (skip 0 indiv.)
Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity

2nd step estimates
GMM on differences
      b          sb          T          prob
DIK1  -0.126413 0.0194205 -6.509236 9.828E-11
DIKS1  0.1184228 0.0222087 5.332269 1.0955E-7
DYK1   0.0032174 0.0222597 0.1445395 0.8850911
CONSTANT -0.007855 0.0068292 -1.150181 0.2502257
Y_1994  0.0103186 0.0111146 0.9283753 0.3533405
Y_1995  0.0318225 0.0100549 3.1648721 0.0015781
Y_1996  -0.007949 0.0098799 -0.804554 0.4211862
Y_1997  0.0054847 0.0104359 0.5255641 0.5992574

TSS = 53.433863 RSS = 48.512905 MSE = 0.0276112
Nobs = 1765 nb param = 8 Df = 1757
Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)
Det of ZhZ 2nd step = 3.18E-32
Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)
ESE (diff.) = 0.1661662 ESE (levels) = 0.1174973
Sargan [CHI**2] = 35.215519 nsm = 0.363707 ndf = 33
Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 85.642638 df = 3 p = 0
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 16.716757 df = 5 p = 0.0050695
m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -8.892371 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv.)
m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -8.838435 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv.)
m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -1.3889 ==> nsm = 0.164863 (skip 0 indiv.)
m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -1.407171 ==> nsm = 0.1593766 (skip 0 indiv.)
Est. autocorr. of e(i,t) = -0.362651 D. W. = 2.8293403 (skip 0 indiv.)

```


Execution time in seconds
28.1049

b.- Hypothèse 2

General informations on the model

```

file nb of obs.      : 2471  file nb indiv.   : 353
usable nb of obs.   : 1765  usable nb indiv. : 353
nb year lost (mlag) : 2     nb indiv. lost  : 0
observation period (file) : 1991 1997
nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
estimation period   : 1993 1997
nb of year/firm (min, max) used in estimation : 5 5
endogeneous variable : DIK
nb of regressors    : 9
regressors names    :
DIK1  DIKS1  DYK1  DBKS1  CONSTANT
Y_1994 Y_1995 Y_1996 Y_1997
You called 4 time(s) the gmmilev function
The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 48 columns
total nb of instruments : 53
instruments names      :
GMM299  CONSTANT  Y_1994  Y_1995  Y_1996  Y_1997  abl_1_1
abl_1_2  abl_1_3  abl_1_4  abl_1_5  abl_1_6  abl_1_7  abl_1_8
abl_1_9  abl_1_10  abl_1_11  abl_1_12  abl_2_1  abl_2_2  abl_2_3
abl_2_4  abl_2_5  abl_2_6  abl_2_7  abl_2_8  abl_2_9  abl_2_10
abl_2_11  abl_2_12  abl_3_1  abl_3_2  abl_3_3  abl_3_4  abl_3_5
abl_3_6  abl_3_7  abl_3_8  abl_3_9  abl_3_10  abl_3_11  abl_3_12
abl_4_1  abl_4_2  abl_4_3  abl_4_4  abl_4_5  abl_4_6  abl_4_7
abl_4_8  abl_4_9  abl_4_10  abl_4_11  abl_4_12

```

1st step (non robust) estimates

```

GMM on differences
              b          sb          T          prob
DIK1      -0.112763  0.0283106  -3.983064  0.0000708
DIKS1      0.147363  0.0446488  3.3004906  0.0009845
DYK1        0.03745  0.0201505  1.8585106  0.0632638
DBKS1      0.0434452  0.0084983  5.1121978  3.5318E-7
CONSTANT  -0.011378  0.0086992  -1.307993  0.1910469
Y_1994     0.0125519  0.0149627  0.838878  0.401652
Y_1995     0.0418707  0.0122638  3.4141727  0.0006543
Y_1996     0.0003191  0.0123076  0.0259254  0.9793198
Y_1997     0.0029422  0.0122537  0.2401082  0.8102744

TSS = 53.433863  RSS = 46.16832  MSE = 0.0262918
Nobs = 1765  nb param = 9  Df = 1756
Det of ZhZ 1st step = 2.1114E50
Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)
ESE (diff.) = 0.1621473  ESE (levels) = 0.1146555
Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 62.190375  df = 4  p = 1.005E-12
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 19.236803  df = 5  p = 0.0017363
Est. autocorr. of e(i,t) = -0.366897  D. W. = 2.8269275 (skip 0 indiv.)
Sargan [CHI**2] = 86.782092  nsm = 0.0001272  ndf = 44
m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -19.24187 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv.)
m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -0.959549 ==> nsm = 0.337282 (skip 0 indiv.)
Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

```

1st step (robust) estimates

```

GMM on differences
              b          sb          T          prob
DIK1      -0.112763  0.0305873  -3.686593  0.0002342
DIKS1      0.147363  0.0483957  3.0449613  0.0023617
DYK1        0.03745  0.0415257  0.9018508  0.3672598
DBKS1      0.0434452  0.0078692  5.5209103  3.8764E-8
CONSTANT  -0.011378  0.0078897  -1.442186  0.1494282
Y_1994     0.0125519  0.0128248  0.9787233  0.3278515
Y_1995     0.0418707  0.0116628  3.5901255  0.0003396
Y_1996     0.0003191  0.0119322  0.026741  0.9786693
Y_1997     0.0029422  0.0128554  0.2288713  0.8189956

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 94.606725  df = 4  p = 0
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 21.210704  df = 5  p = 0.0007391
m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -9.452804 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv.)
m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -0.890266 ==> nsm = 0.3733233 (skip 0 indiv.)
Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity

```

2nd step estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DIK1   -0.122397  0.0165187 -7.409585  1.958E-13
DIKS1   0.1303037  0.0183585  7.0977464  1.833E-12
DYK1   -0.002812  0.0202854 -0.138601  0.8897811
DBKS1   0.0474306  0.0036646  12.943092      0
CONSTANT -0.010467  0.0065488 -1.598244  0.1101687
Y_1994   0.0147111  0.0107051  1.3742186  0.1695492
Y_1995   0.0319561  0.0097587  3.274634  0.0010786
Y_1996  -0.001528  0.0093271  -0.16387  0.8698524
Y_1997   0.0054532  0.0101009  0.5398749  0.5893518

TSS = 53.433863  RSS      = 47.445498  MSE = 0.0270191
Nobs = 1765  nb param = 9  Df = 1756
Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)
Det of ZhZ 2nd step = 2.792E-39
Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)
ESE (diff.) = 0.1643748  ESE (levels) = 0.1162305
Sargan [CHI**2] = 43.236995  nsm = 0.5042151  ndf = 44
Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 575.05713  df = 4  p = 0
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 16.858559  df = 5  p = 0.004776
m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -8.829492 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv.)
m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -8.774911 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv.)
m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -1.30908 ==> nsm = 0.1905071 (skip 0 indiv.)
m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -1.318485 ==> nsm = 0.1873414 (skip 0 indiv.)
Est. autocorr. of e(i,t) = -0.356885  D. W. = 2.8209639 (skip 0 indiv.)

Execution time in seconds
30.9825

```

c.- Hypothèse 3**General informations on the model**

```

file nb of obs.      : 2471  file nb indiv.      : 353
usable nb of obs.   : 1765  usable nb indiv.   : 353
nb year lost (mlag) : 2     nb indiv. lost    : 0
observation period (file) : 1991 1997
nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
estimation period   : 1993 1997
nb of year/firm (min, max) used in estimation : 5 5
endogeneous variable : DIK
nb of regressors    : 9
regressors names    :
DIK1  DIKS1  DYK1  DBK1  CONSTANT
Y_1994 Y_1995 Y_1996 Y_1997
You called 4 time(s) the gmmilev function
The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 48 columns
total nb of instruments : 53
instruments names      :
GMM299  CONSTANT  Y_1994  Y_1995  Y_1996  Y_1997  abl_1_1
abl_1_2  abl_1_3  abl_1_4  abl_1_5  abl_1_6  abl_1_7  abl_1_8
abl_1_9  abl_1_10  abl_1_11  abl_1_12  abl_2_1  abl_2_2  abl_2_3
abl_2_4  abl_2_5  abl_2_6  abl_2_7  abl_2_8  abl_2_9  abl_2_10
abl_2_11  abl_2_12  abl_3_1  abl_3_2  abl_3_3  abl_3_4  abl_3_5
abl_3_6  abl_3_7  abl_3_8  abl_3_9  abl_3_10  abl_3_11  abl_3_12
abl_4_1  abl_4_2  abl_4_3  abl_4_4  abl_4_5  abl_4_6  abl_4_7
abl_4_8  abl_4_9  abl_4_10  abl_4_11  abl_4_12

```

1st step (non robust) estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DIK1   -0.108457  0.0284708 -3.80941  0.0001441
DIKS1   0.1396298  0.0449789  3.1043429  0.0019375
DYK1   0.0474893  0.0200122  2.3730179  0.0177505
DBK1   0.0998066  0.0342071  2.9177146  0.0035709
CONSTANT -0.010388  0.0087502 -1.18721  0.2353052
Y_1994   0.0131477  0.0150618  0.8729166  0.3828279
Y_1995   0.0430688  0.0123356  3.4914062  0.0004924
Y_1996  -0.000893  0.0123375 -0.072151  0.9424903
Y_1997   0.0024861  0.0123232  0.2017455  0.8401391

TSS = 53.433863  RSS      = 46.700094  MSE = 0.0265946
Nobs = 1765  nb param = 9  Df = 1756
Det of ZhZ 1st step = 1.2869E45
Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)
ESE (diff.) = 0.1630785  ESE (levels) = 0.1153139
Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 41.380542  df = 4  p = 2.2418E-8

```

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 22.899532 df = 5 p = 0.0003528
 Est. autocorr. of e(i,t) = -0.37028 D. W. = 2.8320197 (skip 0 indiv.)
 Sargan [CHI**2] = 88.405745 nsm = 0.0000821 ndf = 44
 m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -19.40833 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv.)
 m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -0.915422 ==> nsm = 0.3599702 (skip 0 indiv.)
 Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

1st step (robust) estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DIK1	-0.108457	0.0302115	-3.589922	0.0003399
DIKS1	0.1396298	0.0485903	2.8736156	0.0041068
DYK1	0.0474893	0.0418714	1.1341716	0.2568774
DBK1	0.0998066	0.054945	1.8164814	0.069467
CONSTANT	-0.010388	0.0078658	-1.320696	0.1867748
Y_1994	0.0131477	0.012775	1.0291731	0.3035401
Y_1995	0.0430688	0.0117655	3.6605852	0.0002591
Y_1996	-0.000893	0.0120259	-0.074245	0.9408239
Y_1997	0.0024861	0.0127956	0.1942973	0.8459656

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 34.695339 df = 4 p = 5.3652E-7
 Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 22.435846 df = 5 p = 0.0004326
 m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -9.45692 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv.)
 m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -0.835248 ==> nsm = 0.403578 (skip 0 indiv.)
 Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity

2nd step estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DIK1	-0.117176	0.0161287	-7.265083	5.582E-13
DIKS1	0.1231987	0.0185791	6.6310172	4.424E-11
DYK1	0.0045363	0.0198532	0.2284911	0.8192911
DBK1	0.0821237	0.029701	2.7650139	0.0057516
CONSTANT	-0.009554	0.0065339	-1.46227	0.1438461
Y_1994	0.0145655	0.0107039	1.3607558	0.1737655
Y_1995	0.0326558	0.0098245	3.3239097	0.0009059
Y_1996	-0.002871	0.0093648	-0.306623	0.7591665
Y_1997	0.006353	0.0101015	0.6289236	0.5294809

TSS = 53.433863 RSS = 48.247934 MSE = 0.027476
 Nobs = 1765 nb param = 9 DF = 1756
 Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)
 Det of ZhZ 2nd step = 4.803E-42
 Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)
 ESE (diff.) = 0.165759 ESE (levels) = 0.1172093
 Sargan [CHI**2] = 41.881885 nsm = 0.5628068 ndf = 44
 Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 119.1497 df = 4 p = 0
 Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 20.545973 df = 5 p = 0.0009867
 m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -8.918713 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv.)
 m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -8.815141 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv.)
 m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -1.245228 ==> nsm = 0.2130481 (skip 0 indiv.)
 m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -1.269226 ==> nsm = 0.2043603 (skip 0 indiv.)
 Est. autocorr. of e(i,t) = -0.362326 D. W. = 2.8287251 (skip 0 indiv.)

Execution time in seconds
 32.8645

d.- Hypothèse 4**General informations on the model**

file nb of obs. : 2471 file nb indiv. : 353
 usable nb of obs. : 1765 usable nb indiv. : 353
 nb year lost (mlag) : 2 nb indiv. lost : 0
 observation period (file) : 1991 1997
 nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
 estimation period : 1993 1997
 nb of year/firm (min, max) used in estimation : 5 5

endogeneous variable : DIK

nb of regressors : 10

regressors names :

DIK1 DIKS1 DYK1 DBK1 DBKS1 CONSTANT

Y_1994 Y_1995 Y_1996 Y_1997

You called 5 time(s) the gmmilev function

The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 60 columns

total nb of instruments : 65

instruments names :

GMM299	CONSTANT	Y_1994	Y_1995	Y_1996	Y_1997	abl_1_1
abl_1_2	abl_1_3	abl_1_4	abl_1_5	abl_1_6	abl_1_7	abl_1_8
abl_1_9	abl_1_10	abl_1_11	abl_1_12	abl_2_1	abl_2_2	abl_2_3

abl_2_4	abl_2_5	abl_2_6	abl_2_7	abl_2_8	abl_2_9	abl_2_10
abl_2_11	abl_2_12	abl_3_1	abl_3_2	abl_3_3	abl_3_4	abl_3_5
abl_3_6	abl_3_7	abl_3_8	abl_3_9	abl_3_10	abl_3_11	abl_3_12
abl_4_1	abl_4_2	abl_4_3	abl_4_4	abl_4_5	abl_4_6	abl_4_7
abl_4_8	abl_4_9	abl_4_10	abl_4_11	abl_4_12	abl_5_1	abl_5_2
abl_5_3	abl_5_4	abl_5_5	abl_5_6	abl_5_7	abl_5_8	abl_5_9
abl_5_10	abl_5_11	abl_5_12				

1st step (non robust) estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DIK1	-0.113892	0.0282596	-4.03021	0.0000581
DIKS1	0.1433825	0.0445378	3.219343	0.0013083
DYK1	0.0388701	0.0196677	1.976338	0.0482729
DBK1	-0.070925	0.0614185	-1.15479	0.2483335
DBKS1	0.0593176	0.0157637	3.7629328	0.0001735
CONSTANT	-0.011905	0.0086917	-1.369719	0.1709499
Y_1994	0.0116352	0.0149475	0.7784078	0.4364336
Y_1995	0.041234	0.0122421	3.3682191	0.0007729
Y_1996	0.0001891	0.0122748	0.0154062	0.9877099
Y_1997	0.0029673	0.0122233	0.2427582	0.8082211

TSS = 53.433863 RSS = 45.92179 MSE = 0.0261663

Nobs = 1765 nb param = 10 Df = 1755

Det of ZhZ 1st step = 5.1253E53

Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 0.1617599 ESE (levels) = 0.1143815

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 65.158741 df = 5 p = 1.039E-12

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 16.095527 df = 5 p = 0.0065766

Est. autocorr. of e(i,t) = -0.366065 D. W. = 2.8248295 (skip 0 indiv.)

Sargan [CHI**2] = 91.604084 nsm = 0.0014222 ndf = 55

m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -18.95246 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv.)

m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -0.928484 ==> nsm = 0.3531568 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

1st step (robust) estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DIK1	-0.113892	0.0307424	-3.70473	0.0002182
DIKS1	0.1433825	0.0507354	2.8260817	0.0047655
DYK1	0.0388701	0.0389709	0.997414	0.3187011
DBK1	-0.070925	0.07828	-0.906048	0.3650348
DBKS1	0.0593176	0.0136845	4.3346517	0.0000154
CONSTANT	-0.011905	0.0079679	-1.494151	0.135316
Y_1994	0.0116352	0.0128771	0.9035632	0.3663511
Y_1995	0.041234	0.0115711	3.5635406	0.0003757
Y_1996	0.0001891	0.0118993	0.0158922	0.9873222
Y_1997	0.0029673	0.0128908	0.2301895	0.8179713

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 132.15883 df = 5 p = 0

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 17.970692 df = 5 p = 0.0029834

m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -9.448876 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv.)

m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -0.86305 ==> nsm = 0.3881101 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity

2nd step estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DIK1	-0.120379	0.0153225	-7.85636	6.883E-15
DIKS1	0.121479	0.0163866	7.4133326	1.905E-13
DYK1	0.0066773	0.0167637	0.3983194	0.6904432
DBK1	-0.048434	0.038698	-1.251589	0.2108866
DBKS1	0.0573731	0.0072949	7.8648357	6.439E-15
CONSTANT	-0.007853	0.0056932	-1.379453	0.1679309
Y_1994	0.0092144	0.0092374	0.9975149	0.3186521
Y_1995	0.0292291	0.0089953	3.2493766	0.0011785
Y_1996	-0.00423	0.0085645	-0.493925	0.6214207
Y_1997	0.0017162	0.0092438	0.1856581	0.8527344

TSS = 53.433863 RSS = 46.822755 MSE = 0.0266796

Nobs = 1765 nb param = 10 Df = 1755

Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)

Det of ZhZ 2nd step = 2.385E-59

Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 0.163339 ESE (levels) = 0.1154981

Sargan [CHI**2] = 48.425757 nsm = 0.7222141 ndf = 55

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 2253.0267 df = 5 p = 0

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 16.80583 df = 5 p = 0.0048832

m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -8.758396 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv.)

m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -8.753319 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv.)

m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -1.272252 ==> nsm = 0.2032837 (skip 0 indiv.)
 m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -1.28142 ==> nsm = 0.2000462 (skip 0 indiv.)
 Est. autocorr. of e(i,t) = -0.357078 D. W. = 2.8188997 (skip 0 indiv.)

Execution time in seconds
 37.0604

C.- Statut en matière d'emploi en 1997

1.- Foyers monoactifs en 1997

a.- Hypothèse 1

General informations on the model

file nb of obs. : 9324 file nb indiv. : 1332
 usable nb of obs. : 6660 usable nb indiv. : 1332
 nb year lost (mlag) : 2 nb indiv. lost : 0
 observation period (file) : 1991 1997
 nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
 estimation period : 1993 1997
 nb of year/firm (min, max) used in estimation : 5 5
 endogeneous variable : DIK
 nb of regressors : 8
 regressors names :
 DIK1 DIKS1 DYK1 CONSTANT
 Y_1994 Y_1995 Y_1996 Y_1997
 You called 3 time(s) the gmmilev function
 The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 36 columns
 total nb of instruments : 41
 instruments names :
 GMM299 CONSTANT Y_1994 Y_1995 Y_1996 Y_1997 abl_1_1
 abl_1_2 abl_1_3 abl_1_4 abl_1_5 abl_1_6 abl_1_7 abl_1_8
 abl_1_9 abl_1_10 abl_1_11 abl_1_12 abl_2_1 abl_2_2 abl_2_3
 abl_2_4 abl_2_5 abl_2_6 abl_2_7 abl_2_8 abl_2_9 abl_2_10
 abl_2_11 abl_2_12 abl_3_1 abl_3_2 abl_3_3 abl_3_4 abl_3_5
 abl_3_6 abl_3_7 abl_3_8 abl_3_9 abl_3_10 abl_3_11 abl_3_12

1st step (non robust) estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DIK1	-0.130571	0.0705308	-1.851255	0.0641771
DIKS1	-0.030877	0.0062476	-4.942211	7.9131E-7
DYK1	0.3225688	0.0543695	5.9328986	3.1258E-9
CONSTANT	-0.002728	0.0216393	-0.126058	0.8996901
Y_1994	0.0135765	0.037374	0.3632592	0.7164228
Y_1995	0.001779	0.0305855	0.0581652	0.9536188
Y_1996	0.0028891	0.0306099	0.0943835	0.9248074
Y_1997	-0.055041	0.0306685	-1.794697	0.0727474

TSS = 4171.083 RSS = 4125.1505 MSE = 0.6201369

Nobs = 6660 nb param = 8 Df = 6652

Det of ZhZ 1st step = 1.3674E65

Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 0.7874877 ESE (levels) = 0.5568379

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 43.082594 df = 3 p = 2.3636E-9

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 10.961608 df = 5 p = 0.0521465

Est. autocorr. of e(i,t) = -0.100239 D. W. = 1.3864768 (skip 0 indiv.)

Sargan [CHI**2] = 861.42891 nsm = 0 ndf = 33

m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -24.78652 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv.)

m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -0.729933 ==> nsm = 0.465431 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

1st step (robust) estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DIK1	-0.130571	0.0951786	-1.371847	0.1701573
DIKS1	-0.030877	0.0248153	-1.244275	0.2134423
DYK1	0.3225688	0.2322417	1.3889356	0.1648988
CONSTANT	-0.002728	0.0059974	-0.454833	0.6492441
Y_1994	0.0135765	0.00668	2.0323914	0.0421537
Y_1995	0.001779	0.0151465	0.1174532	0.9065045
Y_1996	0.0028891	0.0152977	0.1888566	0.850211
Y_1997	-0.055041	0.056161	-0.980051	0.3270966

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 9.4193574 df = 3 p = 0.0242049

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 5.0042391 df = 5 p = 0.4153631

m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -1.392554 ==> nsm = 0.1637546 (skip 0 indiv.)

m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -0.96225 ==> nsm = 0.335924 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity

2nd step estimates

```
GMM on differences
      b          sb          T          prob
DIK1  -0.063296  0.0120194 -5.266116  1.4371E-7
DIKS1  -0.021922  0.0022071 -9.932666      0
DYK1   0.2645153  0.0274558  9.634228      0
CONSTANT -0.005707  0.0034641 -1.647439  0.099515
Y_1994   0.01264   0.005111  2.4730865  0.01342
Y_1995   0.0152214  0.0054335  2.8014164  0.0051026
Y_1996  -0.005967  0.0055664 -1.071974  0.2837707
Y_1997  -0.007056  0.0056234 -1.254678  0.2096396
```

TSS = 4171.083 RSS = 4122.1903 MSE = 0.6196919

Nobs = 6660 nb param = 8 Df = 6652

Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)

Det of ZhZ 2nd step = 954416919

Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 0.7872051 ESE (levels) = 0.5566381

Sargan [CHI**2] = 78.86281 nsm = 0.0000127 ndf = 33

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 779.41358 df = 3 p = 0

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 33.399387 df = 5 p = 3.135E-6

m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -1.308194 ==> nsm = 0.1908076 (skip 0 indiv.)

m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -1.317352 ==> nsm = 0.1877208 (skip 0 indiv.)

m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -0.084591 ==> nsm = 0.9325866 (skip 0 indiv.)

m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -0.075295 ==> nsm = 0.9399804 (skip 0 indiv.)

Est. autocorr. of e(i,t) = -0.099536 D. W. = 1.3847956 (skip 0 indiv.)

Execution time in seconds

95.7077

b.- Hypothèse 2

General informations on the model

```
file nb of obs. : 9324 file nb indiv. : 1332
usable nb of obs. : 6660 usable nb indiv. : 1332
nb year lost (mlag) : 2 nb indiv. lost : 0
observation period (file) : 1991 1997
nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
estimation period : 1993 1997
nb of year/firm (min, max) used in estimation : 5 5
endogeneous variable : DIK
nb of regressors : 9
regressors names :
```

```
DIK1 DIKS1 DYK1 DBKS1 CONSTANT
```

```
Y_1994 Y_1995 Y_1996 Y_1997
```

You called 4 time(s) the gmmilev function

The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 48 columns

total nb of instruments : 53

instruments names :

```
GMM299 CONSTANT Y_1994 Y_1995 Y_1996 Y_1997 abl_1_1
abl_1_2 abl_1_3 abl_1_4 abl_1_5 abl_1_6 abl_1_7 abl_1_8
abl_1_9 abl_1_10 abl_1_11 abl_1_12 abl_2_1 abl_2_2 abl_2_3
abl_2_4 abl_2_5 abl_2_6 abl_2_7 abl_2_8 abl_2_9 abl_2_10
abl_2_11 abl_2_12 abl_3_1 abl_3_2 abl_3_3 abl_3_4 abl_3_5
abl_3_6 abl_3_7 abl_3_8 abl_3_9 abl_3_10 abl_3_11 abl_3_12
abl_4_1 abl_4_2 abl_4_3 abl_4_4 abl_4_5 abl_4_6 abl_4_7
abl_4_8 abl_4_9 abl_4_10 abl_4_11 abl_4_12
```

1st step (non robust) estimates

```
GMM on differences
      b          sb          T          prob
DIK1  -0.019371  0.0505918 -0.382891  0.701813
DIKS1  -0.06971  0.004413 -15.79656      0
DYK1   0.964018  0.0361813  26.644097      0
DBKS1  -0.882458  0.0128165 -68.85341      0
CONSTANT 0.0117637  0.0155682  0.7556218  0.4499028
Y_1994   0.0070326  0.0268986  0.2614474  0.7937556
Y_1995  -0.028234  0.0220065 -1.282968  0.1995479
Y_1996  -0.047833  0.0220303 -2.171233  0.0299488
Y_1997  -0.068431  0.0220583 -3.10229  0.0019283
```

TSS = 4171.083 RSS = 2136.4191 MSE = 0.3212177

Nobs = 6660 nb param = 9 Df = 6651

Det of ZhZ 1st step = 3.2265E90

Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 0.5667607 ESE (levels) = 0.4007604

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 5297.1595 df = 4 p = 0

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 62.823865 df = 5 p = 3.166E-12
 Est. autocorr. of e(i,t) = -0.154516 D. W. = 2.1468281 (skip 0 indiv.)
 Sargan [CHI**2] = 7046.6804 nsm = 0 ndf = 44
 m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -16.34863 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv.)
 m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = 4.8110965 ==> nsm = 1.501E-6 (skip 0 indiv.)
 Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

1st step (robust) estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DIK1	-0.019371	0.0890946	-0.217422	0.8278862
DIKS1	-0.06971	0.0363754	-1.916414	0.0553552
DYK1	0.964018	0.5280572	1.8255938	0.0679563
DBKS1	-0.882458	0.1907909	-4.625263	3.812E-6
CONSTANT	0.0117637	0.0132551	0.8874852	0.3748498
Y_1994	0.0070326	0.0123721	0.5684203	0.5697688
Y_1995	-0.028234	0.0237319	-1.189691	0.2342102
Y_1996	-0.047833	0.0319929	-1.495112	0.1349325
Y_1997	-0.068431	0.0386749	-1.769396	0.0768737

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 64.871164 df = 4 p = 2.739E-13
 Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 8.4654268 df = 5 p = 0.1323821
 m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -0.991568 ==> nsm = 0.3214082 (skip 0 indiv.)
 m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = 0.6384761 ==> nsm = 0.5231638 (skip 0 indiv.)
 Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity

2nd step estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DIK1	0.003	0.0237862	0.1261232	0.8996382
DIKS1	-0.052116	0.0035904	-14.51519	0
DYK1	0.7487897	0.0417199	17.948043	0
DBKS1	-0.875322	0.0030299	-288.8967	0
CONSTANT	-0.005232	0.0054575	-0.958692	0.3377489
Y_1994	0.0136542	0.0082568	1.6536942	0.0982369
Y_1995	-0.001815	0.0075861	-0.23919	0.8109653
Y_1996	-0.0194	0.0082028	-2.365006	0.0180583
Y_1997	-0.019598	0.0084117	-2.329908	0.0198408

TSS = 4171.083 RSS = 2018.6892 MSE = 0.3035166
 Nobs = 6660 nb param = 9 DF = 6651
 Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)
 Det of ZhZ 2nd step = 7.2315E48
 Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)
 ESE (diff.) = 0.5509234 ESE (levels) = 0.3895617
 Sargan [CHI**2] = 84.167623 nsm = 0.0002536 ndf = 44
 Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 126344.15 df = 4 p = 0
 Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 69.991572 df = 5 p = 1.029E-13
 m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -0.794119 ==> nsm = 0.427126 (skip 0 indiv.)
 m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -0.784485 ==> nsm = 0.4327558 (skip 0 indiv.)
 m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = 0.8325778 ==> nsm = 0.4050829 (skip 0 indiv.)
 m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = 0.8880776 ==> nsm = 0.374499 (skip 0 indiv.)
 Est. autocorr. of e(i,t) = -0.157084 D. W. = 2.1352328 (skip 0 indiv.)

Execution time in seconds
 113.554

c.- Hypothèse 3**General informations on the model**

file nb of obs. : 9324 file nb indiv. : 1332
 usable nb of obs. : 6660 usable nb indiv. : 1332
 nb year lost (mlag) : 2 nb indiv. lost : 0
 observation period (file) : 1991 1997
 nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
 estimation period : 1993 1997
 nb of year/firm (min, max) used in estimation : 5 5
 endogeneous variable : DIK
 nb of regressors : 9
 regressors names :
 DIK1 DIKS1 DYK1 DBK1 CONSTANT
 Y_1994 Y_1995 Y_1996 Y_1997
 You called 4 time(s) the gmmilev function
 The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 48 columns
 total nb of instruments : 53
 instruments names :
 GMM299 CONSTANT Y_1994 Y_1995 Y_1996 Y_1997 abl_1_1
 abl_1_2 abl_1_3 abl_1_4 abl_1_5 abl_1_6 abl_1_7 abl_1_8
 abl_1_9 abl_1_10 abl_1_11 abl_1_12 abl_2_1 abl_2_2 abl_2_3

abl_2_4	abl_2_5	abl_2_6	abl_2_7	abl_2_8	abl_2_9	abl_2_10
abl_2_11	abl_2_12	abl_3_1	abl_3_2	abl_3_3	abl_3_4	abl_3_5
abl_3_6	abl_3_7	abl_3_8	abl_3_9	abl_3_10	abl_3_11	abl_3_12
abl_4_1	abl_4_2	abl_4_3	abl_4_4	abl_4_5	abl_4_6	abl_4_7
abl_4_8	abl_4_9	abl_4_10	abl_4_11	abl_4_12		

1st step (non robust) estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DIK1	-0.149804	0.0656641	-2.281362	0.0225585
DIKS1	-0.050526	0.0058284	-8.668877	0
DYK1	0.5913557	0.0488968	12.093945	0
DBK1	-1.131523	0.1088893	-10.3915	0
CONSTANT	-0.000752	0.0201034	-0.037431	0.9701422
Y_1994	0.0032023	0.0347438	0.0921697	0.926566
Y_1995	-0.032481	0.0285416	-1.138023	0.255152
Y_1996	-0.02301	0.0285046	-0.807253	0.4195498
Y_1997	-0.075502	0.0285045	-2.648787	0.0080972

TSS = 4171.083 RSS = 3560.8697 MSE = 0.5353886

Nobs = 6660 nb param = 9 Df = 6651

Det of ZhZ 1st step = 2.2257E82

Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 0.7317025 ESE (levels) = 0.5173918

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 223.35797 df = 4 p = 0

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 54.231116 df = 5 p = 1.879E-10

Est. autocorr. of e(i,t) = -0.06914 D. W. = 1.3945376 (skip 0 indiv.)

Sargan [CHI**2] = 2524.0102 nsm = 0 ndf = 44

m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -13.6761 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv.)

m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -3.667191 ==> nsm = 0.0002452 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

1st step (robust) estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DIK1	-0.149804	0.1028019	-1.457206	0.1451067
DIKS1	-0.050526	0.0388227	-1.301455	0.193148
DYK1	0.5913557	0.4336792	1.3635785	0.1727464
DBK1	-1.131523	0.700009	-1.616441	0.1060465
CONSTANT	-0.000752	0.0083045	-0.090613	0.9278027
Y_1994	0.0032023	0.0105501	0.303535	0.7614917
Y_1995	-0.032481	0.0316733	-1.025499	0.3051652
Y_1996	-0.02301	0.0252372	-0.911766	0.361925
Y_1997	-0.075502	0.0649355	-1.162727	0.2449821

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 39.594261 df = 4 p = 5.2507E-8

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 4.8567074 df = 5 p = 0.4336171

m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -0.769431 ==> nsm = 0.4416373 (skip 0 indiv.)

m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -1.253027 ==> nsm = 0.2101958 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity

2nd step estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DIK1	-0.07426	0.0164855	-4.504524	6.7658E-6
DIKS1	-0.020889	0.0046124	-4.529005	6.0296E-6
DYK1	0.267297	0.0560584	4.7681904	1.8985E-6
DBK1	-0.615093	0.058196	-10.56933	0
CONSTANT	-0.008963	0.0047398	-1.891068	0.0586587
Y_1994	0.0049975	0.006775	0.7376368	0.4607612
Y_1995	0.0005029	0.0068772	0.0731209	0.9417121
Y_1996	-0.010943	0.0072453	-1.510427	0.1309819
Y_1997	-0.011505	0.0075927	-1.515222	0.1297638

TSS = 4171.083 RSS = 3729.9887 MSE = 0.5608162

Nobs = 6660 nb param = 9 Df = 6651

Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)

Det of ZhZ 2nd step = 4.3742E27

Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 0.7488766 ESE (levels) = 0.5295358

Sargan [CHI**2] = 72.823346 nsm = 0.0040552 ndf = 44

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 2931.4959 df = 4 p = 0

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 57.635242 df = 5 p = 3.74E-11

m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -0.902143 ==> nsm = 0.3669807 (skip 0 indiv.)

m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -0.946743 ==> nsm = 0.3437699 (skip 0 indiv.)

m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -0.739893 ==> nsm = 0.4593647 (skip 0 indiv.)

m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -1.527313 ==> nsm = 0.1266832 (skip 0 indiv.)

Est. autocorr. of e(i,t) = -0.075699 D. W. = 1.374689 (skip 0 indiv.)

Execution time in seconds
104.722

d.- Hypothèse 4

General informations on the model

```

file nb of obs.      : 9324 file nb indiv.   : 1332
usable nb of obs.   : 6660 usable nb indiv. : 1332
nb year lost (mlag) : 2 nb indiv. lost    : 0
observation period (file) : 1991 1997
nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
estimation period   : 1993 1997
nb of year/firm (min, max) used in estimation : 5 5
endogeneous variable : DIK
nb of regressors    : 10
regressors names   :
DIK1 DIKS1 DYK1 DBK1 DBKS1 CONSTANT
Y_1994 Y_1995 Y_1996 Y_1997
You called 5 time(s) the gmmilev function
The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 60 columns
total nb of instruments : 65
instruments names      :
GMM299 CONSTANT Y_1994 Y_1995 Y_1996 Y_1997 abl_1_1
abl_1_2 abl_1_3 abl_1_4 abl_1_5 abl_1_6 abl_1_7 abl_1_8
abl_1_9 abl_1_10 abl_1_11 abl_1_12 abl_2_1 abl_2_2 abl_2_3
abl_2_4 abl_2_5 abl_2_6 abl_2_7 abl_2_8 abl_2_9 abl_2_10
abl_2_11 abl_2_12 abl_3_1 abl_3_2 abl_3_3 abl_3_4 abl_3_5
abl_3_6 abl_3_7 abl_3_8 abl_3_9 abl_3_10 abl_3_11 abl_3_12
abl_4_1 abl_4_2 abl_4_3 abl_4_4 abl_4_5 abl_4_6 abl_4_7
abl_4_8 abl_4_9 abl_4_10 abl_4_11 abl_4_12 abl_5_1 abl_5_2
abl_5_3 abl_5_4 abl_5_5 abl_5_6 abl_5_7 abl_5_8 abl_5_9
abl_5_10 abl_5_11 abl_5_12

```

1st step (non robust) estimates

```

GMM on differences
          b          sb          T          prob
DIK1      0.2531965 0.0568996 4.4498838 8.7317E-6
DIKS1     -0.031884 0.005058 -6.303643 3.093E-10
DYK1      0.6692116 0.0414073 16.16167 0
DBK1      5.3783134 0.1543321 34.84895 0
DBKS1     -1.783231 0.0266554 -66.89952 0
CONSTANT  0.0262709 0.0174371 1.5066078 0.1319587
Y_1994    0.0517027 0.0301493 1.7148853 0.0864128
Y_1995    0.0923128 0.0248942 3.7082083 0.0002104
Y_1996    0.0128799 0.0247408 0.520594 0.602667
Y_1997    -0.001916 0.0247723 -0.077333 0.9383606

```

TSS = 4171.083 RSS = 2678.5621 MSE = 0.4027913

Nobs = 6660 nb param = 10 Df = 6650

Det of ZhZ 1st step = 1.451E102

Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 0.6346584 ESE (levels) = 0.4487713

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 7031.8336 df = 5 p = 0

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 313.87783 df = 5 p = 0

Est. autocorr. of e(i,t) = -0.215194 D. W. = 2.4061359 (skip 0 indiv.)

Sargan [CHI**2] = 5103.2076 nsm = 0 ndf = 55

m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -20.39765 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv.)

m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = 3.3427669 ==> nsm = 0.0008295 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

1st step (robust) estimates

```

GMM on differences
          b          sb          T          prob
DIK1      0.2531965 0.2369039 1.0687728 0.2852108
DIKS1     -0.031884 0.0156703 -2.034669 0.0419238
DYK1      0.6692116 0.2602481 2.5714368 0.0101493
DBK1      5.3783134 2.7735572 1.9391392 0.0525266
DBKS1     -1.783231 0.4983366 -3.578367 0.0003482
CONSTANT  0.0262709 0.0198996 1.3201759 0.1868217
Y_1994    0.0517027 0.0240109 2.1532951 0.0313313
Y_1995    0.0923128 0.0592631 1.5576782 0.1193571
Y_1996    0.0128799 0.0262112 0.49139 0.6231669
Y_1997    -0.001916 0.0216495 -0.088488 0.9294913

```

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 111.41369 df = 5 p = 0

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 7.8328236 df = 5 p = 0.1656929

m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -1.884099 ==> nsm = 0.0595516 (skip 0 indiv.)

m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = 0.7529783 ==> nsm = 0.451463 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity

2nd step estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DIK1	0.1478295	0.0414168	3.5693122	0.0003604
DIKS1	-0.047651	0.0041524	-11.4756	0
DYK1	0.787477	0.040313	19.534078	0
DBK1	4.7934544	0.1223219	39.18721	0
DBKS1	-1.699408	0.0178571	-95.16724	0
CONSTANT	0.0091816	0.0102889	0.8923766	0.3722234
Y_1994	0.0723681	0.0144051	5.02378	5.1986E-7
Y_1995	0.0873952	0.0132199	6.6108774	4.117E-11
Y_1996	0.0164703	0.0146203	1.1265314	0.2599813
Y_1997	0.0116554	0.0147136	0.7921507	0.4283011

TSS = 4171.083 RSS = 2515.4844 MSE = 0.3782683
 Nobs = 6660 nb param = 10 Df = 6650
 Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)
 Det of ZhZ 2nd step = 8.7847E62
 Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)
 ESE (diff.) = 0.6150352 ESE (levels) = 0.4348956
 Sargan [CHI**2] = 260.13977 nsm = 0 ndf = 55
 Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 241510.08 df = 5 p = 0
 Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 257.59129 df = 5 p = 0
 m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -1.527282 ==> nsm = 0.1266909 (skip 0 indiv.)
 m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -1.517075 ==> nsm = 0.1292478 (skip 0 indiv.)
 m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = 0.6898614 ==> nsm = 0.4902814 (skip 0 indiv.)
 m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = 0.729167 ==> nsm = 0.4658995 (skip 0 indiv.)
 Est. autocorr. of e(i,t) = -0.216591 D. W. = 2.4050075 (skip 0 indiv.)

Execution time in seconds
123.878

2.- Foyers pluriactifs en 1997

a.- Hypothèse 1

General informations on the model

file nb of obs. : 2660 file nb indiv. : 380
 usable nb of obs. : 1900 usable nb indiv. : 380
 nb year lost (mlag) : 2 nb indiv. lost : 0
 observation period (file) : 1991 1997
 nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
 estimation period : 1993 1997
 nb of year/firm (min, max) used in estimation : 5 5
 endogeneous variable : DIK
 nb of regressors : 8
 regressors names :
 DIK1 DIKS1 DYK1 CONSTANT
 Y_1994 Y_1995 Y_1996 Y_1997
 You called 3 time(s) the gmmilev function
 The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 36 columns
 total nb of instruments : 41
 instruments names :
 GMM299 CONSTANT Y_1994 Y_1995 Y_1996 Y_1997 abl_1_1
 abl_1_2 abl_1_3 abl_1_4 abl_1_5 abl_1_6 abl_1_7 abl_1_8
 abl_1_9 abl_1_10 abl_1_11 abl_1_12 abl_2_1 abl_2_2 abl_2_3
 abl_2_4 abl_2_5 abl_2_6 abl_2_7 abl_2_8 abl_2_9 abl_2_10
 abl_2_11 abl_2_12 abl_3_1 abl_3_2 abl_3_3 abl_3_4 abl_3_5
 abl_3_6 abl_3_7 abl_3_8 abl_3_9 abl_3_10 abl_3_11 abl_3_12

1st step (non robust) estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DIK1	-0.144996	0.0289189	-5.013884	5.8323E-7
DIKS1	0.1331815	0.0429668	3.0996361	0.0019661
DYK1	0.0281951	0.0237588	1.1867192	0.2354874
CONSTANT	0.0039021	0.0097876	0.3986849	0.6901704
Y_1994	-0.003778	0.0168046	-0.224803	0.8221569
Y_1995	0.0128325	0.0137954	0.9302013	0.3523856
Y_1996	-0.017831	0.0138208	-1.290155	0.1971544
Y_1997	-0.003129	0.013883	-0.225351	0.8217303

TSS = 84.628516 RSS = 67.640736 MSE = 0.0357509
 Nobs = 1900 nb param = 8 Df = 1892
 Det of ZhZ 1st step = 4.515E37
 Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)
 ESE (diff.) = 0.1890791 ESE (levels) = 0.1336991

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 32.71057 df = 3 p = 3.7067E-7
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 5.2890493 df = 5 p = 0.3816319
Est. autocorr. of e(i,t) = -0.385198 D. W. = 2.8747012 (skip 0 indiv.)
Sargan [CHI**2] = 95.043869 nsm = 6.3625E-8 ndf = 33
m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -13.38108 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv.)
m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -0.59756 ==> nsm = 0.5501338 (skip 0 indiv.)
Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

1st step (robust) estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DIK1	-0.144996	0.0441276	-3.285834	0.0010354
DIKS1	0.1331815	0.0437725	3.0425811	0.0023778
DYK1	0.0281951	0.0297497	0.9477423	0.3433817
CONSTANT	0.0039021	0.0086226	0.4525502	0.6509246
Y_1994	-0.003778	0.0140644	-0.268601	0.7882662
Y_1995	0.0128325	0.0122197	1.0501459	0.2937851
Y_1996	-0.017831	0.0156406	-1.140045	0.2544119
Y_1997	-0.003129	0.0129582	-0.241434	0.8092453

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 17.452708 df = 3 p = 0.0005703
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 7.3996614 df = 5 p = 0.1925728
m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -5.723597 ==> nsm = 1.0429E-8 (skip 0 indiv.)
m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -0.561662 ==> nsm = 0.5743464 (skip 0 indiv.)
Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity

2nd step estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DIK1	-0.117807	0.0209295	-5.628766	2.0865E-8
DIKS1	0.1321525	0.0267158	4.9466017	8.2201E-7
DYK1	0.0159643	0.0239376	0.6669133	0.5049088
CONSTANT	0.0012907	0.0068635	0.188059	0.8508506
Y_1994	0.0045897	0.0111352	0.4121786	0.6802552
Y_1995	0.0043404	0.0103814	0.4180984	0.6759226
Y_1996	-0.005568	0.0099676	-0.558603	0.5764986
Y_1997	-0.001648	0.0102098	-0.161458	0.87175

TSS = 84.628516 RSS = 70.229002 MSE = 0.0371189

Nobs = 1900 nb param = 8 Df = 1892

Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)

Det of ZhZ 2nd step = 1.856E-26

Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 0.1926627 ESE (levels) = 0.1362331

Sargan [CHI**2] = 33.318708 nsm = 0.4517598 ndf = 33

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 89.804089 df = 3 p = 0

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 4.6493349 df = 5 p = 0.4601548

m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -4.471234 ==> nsm = 7.777E-6 (skip 0 indiv.)

m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -4.148149 ==> nsm = 0.0000335 (skip 0 indiv.)

m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -0.020158 ==> nsm = 0.9839171 (skip 0 indiv.)

m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -0.018551 ==> nsm = 0.9851989 (skip 0 indiv.)

Est. autocorr. of e(i,t) = -0.399367 D. W. = 2.8885465 (skip 0 indiv.)

Execution time in seconds

29.8044

b.- Hypothèse 2**General informations on the model**

file nb of obs. : 2660 file nb indiv. : 380
usable nb of obs. : 1900 usable nb indiv. : 380
nb year lost (mlag) : 2 nb indiv. lost : 0
observation period (file) : 1991 1997
nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
estimation period : 1993 1997
nb of year/firm (min, max) used in estimation : 5 5

endogeneous variable : DIK

nb of regressors : 9

regressors names :

DIK1 DIKS1 DYK1 DBKS1 CONSTANT

Y_1994 Y_1995 Y_1996 Y_1997

You called 4 time(s) the gmmilev function

The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 48 columns

total nb of instruments : 53

instruments names :

GMM299	CONSTANT	Y_1994	Y_1995	Y_1996	Y_1997	abl_1_1
abl_1_2	abl_1_3	abl_1_4	abl_1_5	abl_1_6	abl_1_7	abl_1_8
abl_1_9	abl_1_10	abl_1_11	abl_1_12	abl_2_1	abl_2_2	abl_2_3
abl_2_4	abl_2_5	abl_2_6	abl_2_7	abl_2_8	abl_2_9	abl_2_10

abl_2_11	abl_2_12	abl_3_1	abl_3_2	abl_3_3	abl_3_4	abl_3_5
abl_3_6	abl_3_7	abl_3_8	abl_3_9	abl_3_10	abl_3_11	abl_3_12
abl_4_1	abl_4_2	abl_4_3	abl_4_4	abl_4_5	abl_4_6	abl_4_7
abl_4_8	abl_4_9	abl_4_10	abl_4_11	abl_4_12		

1st step (non robust) estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DIK1	-0.138495	0.0286698	-4.830683	1.4702E-6
DIKS1	0.12902	0.041875	3.0810733	0.0020923
DYK1	0.0331451	0.0229134	1.4465404	0.1481914
DBKS1	0.0703561	0.026181	2.6872926	0.0072665
CONSTANT	0.0057012	0.0097531	0.5845525	0.5589184
Y_1994	-0.003017	0.0167477	-0.180174	0.8570352
Y_1995	0.0111283	0.0137427	0.8097596	0.4181802
Y_1996	-0.018603	0.0137657	-1.351382	0.1767347
Y_1997	-0.003717	0.0138247	-0.268896	0.7880392

TSS = 84.628516 RSS = 67.135774 MSE = 0.0355028

Nobs = 1900 nb param = 9 Df = 1891

Det of ZhZ 1st step = 1.4707E51

Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 0.1884218 ESE (levels) = 0.1332344

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 41.946785 df = 4 p = 1.7111E-8

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 7.4556334 df = 5 p = 0.1888988

Est. autocorr. of e(i,t) = -0.385002 D. W. = 2.8779403 (skip 0 indiv.)

Sargan [CHI**2] = 110.25001 nsm = 1.3202E-7 ndf = 44

m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -13.56828 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv.)

m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -0.567824 ==> nsm = 0.5701546 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

1st step (robust) estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DIK1	-0.138495	0.0449916	-3.078237	0.0021122
DIKS1	0.12902	0.0433681	2.9749974	0.002967
DYK1	0.0331451	0.0296024	1.1196784	0.262993
DBKS1	0.0703561	0.0337934	2.0819456	0.0374816
CONSTANT	0.0057012	0.0086027	0.6627163	0.507593
Y_1994	-0.003017	0.0140587	-0.214636	0.8300743
Y_1995	0.0111283	0.0120501	0.9235046	0.3558621
Y_1996	-0.018603	0.0155854	-1.193594	0.2327867
Y_1997	-0.003717	0.0129553	-0.286942	0.7741878

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 21.227311 df = 4 p = 0.0002854

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 10.857898 df = 5 p = 0.0542714

m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -5.592398 ==> nsm = 2.2395E-8 (skip 0 indiv.)

m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -0.529774 ==> nsm = 0.5962687 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity

2nd step estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DIK1	-0.110849	0.0188925	-5.867361	5.2155E-9
DIKS1	0.1312001	0.0249376	5.2611337	1.5941E-7
DYK1	0.0185029	0.0222685	0.8308987	0.4061357
DBKS1	0.0958301	0.0175442	5.4622141	5.3241E-8
CONSTANT	0.0008277	0.0066509	0.1244511	0.9009714
Y_1994	0.0059073	0.0107617	0.5489194	0.5831256
Y_1995	0.0064279	0.0101188	0.6352399	0.5253488
Y_1996	-0.006154	0.0094061	-0.654258	0.5130253
Y_1997	0.0018591	0.0098955	0.187876	0.850994

TSS = 84.628516 RSS = 69.676083 MSE = 0.0368462

Nobs = 1900 nb param = 9 Df = 1891

Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)

Det of ZhZ 2nd step = 1.02E-33

Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 0.1919535 ESE (levels) = 0.1357316

Sargan [CHI**2] = 41.072825 nsm = 0.5978152 ndf = 44

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 142.33043 df = 4 p = 0

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 7.3261046 df = 5 p = 0.197495

m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -4.337659 ==> nsm = 0.0000144 (skip 0 indiv.)

m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -4.090702 ==> nsm = 0.000043 (skip 0 indiv.)

m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -0.002285 ==> nsm = 0.998177 (skip 0 indiv.)

m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -0.002062 ==> nsm = 0.9983546 (skip 0 indiv.)

Est. autocorr. of e(i,t) = -0.39745 D. W. = 2.8916386 (skip 0 indiv.)

Execution time in seconds

37.8735

c.- Hypothèse 3

General informations on the model

```

file nb of obs.      : 2660 file nb indiv.   : 380
usable nb of obs.   : 1900 usable nb indiv. : 380
nb year lost (mlag) : 2 nb indiv. lost    : 0
observation period (file) : 1991 1997
nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
estimation period   : 1993 1997
nb of year/firm (min, max) used in estimation : 5 5
endogeneous variable : DIK
nb of regressors    : 9
regressors names :
DIK1 DIKS1 DYK1 DBK1 CONSTANT
Y_1994 Y_1995 Y_1996 Y_1997
You called 4 time(s) the gmmilev function
The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 48 columns
total nb of instruments : 53
instruments names :
GMM299 CONSTANT Y_1994 Y_1995 Y_1996 Y_1997 abl_1_1
abl_1_2 abl_1_3 abl_1_4 abl_1_5 abl_1_6 abl_1_7 abl_1_8
abl_1_9 abl_1_10 abl_1_11 abl_1_12 abl_2_1 abl_2_2 abl_2_3
abl_2_4 abl_2_5 abl_2_6 abl_2_7 abl_2_8 abl_2_9 abl_2_10
abl_2_11 abl_2_12 abl_3_1 abl_3_2 abl_3_3 abl_3_4 abl_3_5
abl_3_6 abl_3_7 abl_3_8 abl_3_9 abl_3_10 abl_3_11 abl_3_12
abl_4_1 abl_4_2 abl_4_3 abl_4_4 abl_4_5 abl_4_6 abl_4_7
abl_4_8 abl_4_9 abl_4_10 abl_4_11 abl_4_12

```

1st step (non robust) estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DIK1  -0.138967  0.0287194 -4.838796  1.4122E-6
DIKS1  0.1327294  0.0417257  3.1810015  0.0014915
DYK1   0.0285177  0.0230316  1.2382019  0.2157949
DBK1   0.099143  0.0507919  1.9519435  0.0510923
CONSTANT 0.0056957  0.0098346  0.5791515  0.562556
Y_1994  -0.002774  0.0168263  -0.16485  0.8690794
Y_1995  0.0122971  0.0138054  0.8907407  0.3731816
Y_1996  -0.018042  0.0138288  -1.304695  0.1921556
Y_1997  -0.003473  0.0138904  -0.250008  0.8026082

```

TSS = 84.628516 RSS = 67.722268 MSE = 0.0358129

Nobs = 1900 nb param = 9 Df = 1891

Det of ZhZ 1st step = 2.2562E48

Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 0.1892431 ESE (levels) = 0.1338151

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 35.665492 df = 4 p = 3.3904E-7

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 7.721534 df = 5 p = 0.1722649

Est. autocorr. of e(i,t) = -0.383853 D. w. = 2.87609 (skip 0 indiv.)

Sargan [CHI**2] = 105.37667 nsm = 5.9982E-7 ndf = 44

m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -13.62923 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv.)

m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -0.595717 ==> nsm = 0.5513645 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

1st step (robust) estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DIK1  -0.138967  0.0438399 -3.169883  0.0015494
DIKS1  0.1327294  0.0438404  3.0275585  0.0024987
DYK1   0.0285177  0.0312087  0.9137758  0.3609512
DBK1   0.099143  0.0744174  1.3322549  0.182937
CONSTANT 0.0056957  0.0087586  0.6503006  0.5155771
Y_1994  -0.002774  0.0141197  -0.19645  0.8442787
Y_1995  0.0122971  0.0122277  1.0056762  0.3147
Y_1996  -0.018042  0.0157246  -1.147398  0.2513623
Y_1997  -0.003473  0.0129348  -0.268478  0.7883605

```

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 16.521738 df = 4 p = 0.0023933

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 10.624952 df = 5 p = 0.0593446

m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -5.883731 ==> nsm = 4.0112E-9 (skip 0 indiv.)

m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -0.565978 ==> nsm = 0.5714085 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity

2nd step estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DIK1  -0.115808  0.0182524 -6.344835  2.779E-10
DIKS1  0.1322647  0.0247962  5.3340734  1.0756E-7

```

```

DYK1      0.0071197 0.0228999 0.3109025 0.755909
DBK1      0.0894781 0.0412505 2.1691407 0.0301962
CONSTANT -0.000671 0.0066134 -0.101479 0.9191809
Y_1994    0.007011 0.0106843 0.6562021 0.5117739
Y_1995    0.0088919 0.0101442 0.8765506 0.3808421
Y_1996    -0.002731 0.0094355 -0.289443 0.7722738
Y_1997    0.0025681 0.0099775 0.2573935 0.796903

```

```

TSS = 84.628516  RSS      = 70.593221  MSE = 0.0373312
Nobs = 1900  nb param = 9  Df = 1891
Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)
Det of ZhZ 2nd step = 2.22E-35
Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)
ESE (diff.) = 0.1932127  ESE (levels) = 0.136622
Sargan [CHI**2] = 41.247006  nsm = 0.5902956  ndf = 44
Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 115.8049  df = 4  p = 0
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 6.8147101  df = 5  p = 0.2347893
m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -4.469141 ==> nsm = 7.8534E-6 (skip 0 indiv.)
m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -4.15217 ==> nsm = 0.0000329 (skip 0 indiv.)
m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -0.064161 ==> nsm = 0.9488423 (skip 0 indiv.)
m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -0.058769 ==> nsm = 0.953136 (skip 0 indiv.)
Est. autocorr. of e(i,t) = -0.397156  D. W. = 2.8888405 (skip 0 indiv.)

```

Execution time in seconds
34.4981

d.- Hypothèse 4

General informations on the model

```

file nb of obs.      : 2660  file nb indiv.   : 380
usable nb of obs.   : 1900  usable nb indiv. : 380
nb year lost (mlag) : 2     nb indiv. lost : 0
observation period (file) : 1991 1997
nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
estimation period   : 1993 1997
nb of year/firm (min, max) used in estimation : 5 5
endogeneous variable : DIK
nb of regressors    : 10
regressors names   :

```

```

DIK1  DIKS1  DYK1  DBK1  DBKS1  CONSTANT
Y_1994 Y_1995 Y_1996 Y_1997
You called 5 time(s) the gmmilev function
The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 60 columns
total nb of instruments : 65
instruments names :
GMM299  CONSTANT  Y_1994  Y_1995  Y_1996  Y_1997  abl_1_1
abl_1_2  abl_1_3  abl_1_4  abl_1_5  abl_1_6  abl_1_7  abl_1_8
abl_1_9  abl_1_10  abl_1_11  abl_1_12  abl_2_1  abl_2_2  abl_2_3
abl_2_4  abl_2_5  abl_2_6  abl_2_7  abl_2_8  abl_2_9  abl_2_10
abl_2_11  abl_2_12  abl_3_1  abl_3_2  abl_3_3  abl_3_4  abl_3_5
abl_3_6  abl_3_7  abl_3_8  abl_3_9  abl_3_10  abl_3_11  abl_3_12
abl_4_1  abl_4_2  abl_4_3  abl_4_4  abl_4_5  abl_4_6  abl_4_7
abl_4_8  abl_4_9  abl_4_10  abl_4_11  abl_4_12  abl_5_1  abl_5_2
abl_5_3  abl_5_4  abl_5_5  abl_5_6  abl_5_7  abl_5_8  abl_5_9
abl_5_10  abl_5_11  abl_5_12

```

1st step (non robust) estimates

```

GMM on differences
          b          sb          T          prob
DIK1     -0.145134  0.0282961 -5.129121  3.2092E-7
DIKS1     0.1522292  0.0400376  3.8021538  0.000148
DYK1      0.0403357  0.0230513  1.7498233  0.0803111
DBK1     -0.009583  0.1087469 -0.088126  0.9297861
DBKS1     0.0810486  0.058095  1.3951048  0.1631482
CONSTANT  0.0063058  0.0097355  0.6477099  0.5172513
Y_1994   -0.003036  0.0166326 -0.182544  0.8551756
Y_1995    0.0104016  0.0136349  0.7628621  0.4456409
Y_1996   -0.01929  0.0136592 -1.412258  0.1580386
Y_1997   -0.005077  0.0137155 -0.370175  0.7112939

```

```

TSS = 84.628516  RSS      = 66.100682  MSE = 0.0349739
Nobs = 1900  nb param = 10  Df = 1890
Det of ZhZ 1st step = 1.8479E53
Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)
ESE (diff.) = 0.1870131  ESE (levels) = 0.1322382
Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 55.006549  df = 5  p = 1.301E-10
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 6.7278419  df = 5  p = 0.2416805
Est. autocorr. of e(i,t) = -0.375788  D. W. = 2.8688439 (skip 0 indiv.)
Sargan [CHI**2] = 126.67238  nsm = 1.3982E-7  ndf = 55

```

```

m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -13.67654 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv. )
m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -0.62187 ==> nsm = 0.5340273 (skip 0 indiv. )
Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

```

1st step (robust) estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DIK1  -0.145134  0.040726 -3.563676 0.0003748
DIKS1  0.1522292 0.039041 3.8992112 0.0000999
DYK1   0.0403357 0.0294301 1.370561 0.1706746
DBK1   -0.009583 0.1762283 -0.054381 0.9566377
DBKS1  0.0810486 0.0902037 0.8985063 0.3690301
CONSTANT 0.0063058 0.0087955 0.7169319 0.4735047
Y_1994 -0.003036 0.0140044 -0.216802 0.8283859
Y_1995  0.0104016 0.0119551 0.8700522 0.3843824
Y_1996 -0.01929 0.0154956 -1.244883 0.2133291
Y_1997 -0.005077 0.0127305 -0.398815 0.6900744

```

```

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 46.288541 df = 5 p = 7.9329E-9
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 7.8163148 df = 5 p = 0.1666537
m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -6.187058 ==> nsm = 6.13E-10 (skip 0 indiv. )
m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -0.55868 ==> nsm = 0.5763801 (skip 0 indiv. )
Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity

```

2nd step estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DIK1  -0.117292 0.0172099 -6.815408 1.26E-11
DIKS1  0.1389609 0.0261293 5.3181958 1.1723E-7
DYK1   0.0211554 0.0197197 1.0728065 0.2834949
DBK1   -0.146898 0.083407 -1.761223 0.0783623
DBKS1  0.1651023 0.038099 4.3335083 0.0000154
CONSTANT -0.001049 0.006343 -0.165369 0.8686716
Y_1994  0.004578 0.0103116 0.4439687 0.6571161
Y_1995  0.0072007 0.0097157 0.7411385 0.4587015
Y_1996 -0.003838 0.0089631 -0.428232 0.6685311
Y_1997  0.0005643 0.0091291 0.0618121 0.950719

```

TSS = 84.628516 RSS = 68.812285 MSE = 0.0364086

Nobs = 1900 nb param = 10 Df = 1890

Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)

Det of ZhZ 2nd step = 1.223E-53

Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 0.1908104 ESE (levels) = 0.1349233

Sargan [CHI**2] = 48.178568 nsm = 0.7307615 ndf = 55

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 229.50559 df = 5 p = 0

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 2.3026651 df = 5 p = 0.8058754

m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -4.886994 ==> nsm = 1.0239E-6 (skip 0 indiv.)

m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -4.220348 ==> nsm = 0.0000244 (skip 0 indiv.)

m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = 0.0040435 ==> nsm = 0.9967737 (skip 0 indiv.)

m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = 0.0036514 ==> nsm = 0.9970866 (skip 0 indiv.)

Est. autocorr. of e(i,t) = -0.394986 D. W. = 2.8856616 (skip 0 indiv.)

Execution time in seconds

39.3907

B.- Statut en matière d'emploi en 1991 et 1997**1.- Foyers monoactifs en 1991 et 1997****a.- Hypothèse 1****General informations on the model**

```

file nb of obs. : 8799 file nb indiv. : 1257
usable nb of obs. : 6285 usable nb indiv. : 1257
nb year lost (mlag) : 2 nb indiv. lost : 0
observation period (file) : 1991 1997
nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
estimation period : 1993 1997
nb of year/firm (min, max) used in estimation : 5 5
endogeneous variable : DIK
nb of regressors : 8
regressors names : DIK1 DIKS1 DYK1 CONSTANT Y_1994 Y_1995 Y_1996 Y_1997
You called 3 time(s) the gmmilev function
The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 36 columns
total nb of instruments : 41
instruments names :
GMM299 CONSTANT Y_1994 Y_1995 Y_1996 Y_1997 abl_1_1

```

abl_1_2	abl_1_3	abl_1_4	abl_1_5	abl_1_6	abl_1_7	abl_1_8
abl_1_9	abl_1_10	abl_1_11	abl_1_12	abl_2_1	abl_2_2	abl_2_3
abl_2_4	abl_2_5	abl_2_6	abl_2_7	abl_2_8	abl_2_9	abl_2_10
abl_2_11	abl_2_12	abl_3_1	abl_3_2	abl_3_3	abl_3_4	abl_3_5
abl_3_6	abl_3_7	abl_3_8	abl_3_9	abl_3_10	abl_3_11	abl_3_12

1st step (non robust) estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DIK1	-0.143049	0.0750957	-1.904895	0.0568394
DIKS1	-0.032895	0.0066569	-4.941549	7.9514E-7
DYK1	0.3378446	0.0579721	5.8277136	5.8981E-9
CONSTANT	-0.002484	0.0228994	-0.108473	0.9136236
Y_1994	0.0147122	0.0395735	0.3717686	0.7100777
Y_1995	-0.00268	0.0323773	-0.082763	0.9340429
Y_1996	0.0039619	0.0323912	0.1223141	0.9026542
Y_1997	-0.057976	0.032481	-1.784924	0.074322

TSS = 4158.2744 RSS = 4117.8972 MSE = 0.6560295

Nobs = 6285 nb param = 8 Df = 6277

Det of ZhZ 1st step = 2.037E64

Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 0.8099565 ESE (levels) = 0.5727257

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 41.597393 df = 3 p = 4.8843E-9

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 11.002064 df = 5 p = 0.0513391

Est. autocorr. of e(i,t) = -0.100038 D. W. = 1.3854361 (skip 0 indiv.)

Sargan [CHI**2] = 858.03169 nsm = 0 ndf = 33

m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -24.16711 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv.)

m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -0.898517 ==> nsm = 0.3689099 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

1st step (robust)

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DIK1	-0.143049	0.1076159	-1.329258	0.1838111
DIKS1	-0.032895	0.0271913	-1.209777	0.2264099
DYK1	0.3378446	0.2528171	1.3363198	0.1814932
CONSTANT	-0.002484	0.0058894	-0.42177	0.6732075
Y_1994	0.0147122	0.0073907	1.9906317	0.0465647
Y_1995	-0.00268	0.0158406	-0.169162	0.8656744
Y_1996	0.0039619	0.0161215	0.2457531	0.8058814
Y_1997	-0.057976	0.0599756	-0.966662	0.3337501

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 8.5423137 df = 3 p = 0.0360376

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 4.7235191 df = 5 p = 0.450545

m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -1.385413 ==> nsm = 0.1659261 (skip 0 indiv.)

m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -1.072493 ==> nsm = 0.2834986 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity

2nd step estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DIK1	-0.067389	0.0129814	-5.191243	2.1546E-7
DIKS1	-0.022935	0.0023486	-9.765527	0
DYK1	0.2734223	0.028952	9.4439967	0
CONSTANT	-0.005135	0.0035172	-1.459899	0.1443678
Y_1994	0.0132286	0.0052291	2.5298199	0.0114364
Y_1995	0.0114331	0.0055549	2.0581992	0.0396122
Y_1996	-0.00364	0.0056431	-0.645086	0.5188951
Y_1997	-0.007895	0.0057493	-1.373294	0.1697102

TSS = 4158.2744 RSS = 4113.4155 MSE = 0.6553155

Nobs = 6285 nb param = 8 Df = 6277

Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)

Det of ZhZ 2nd step = 74676512

Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 0.8095156 ESE (levels) = 0.572414

Sargan [CHI**2] = 77.059711 nsm = 0.0000221 ndf = 33

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 877.41186 df = 3 p = 0

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 26.863389 df = 5 p = 0.0000606

m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -1.297159 ==> nsm = 0.1945765 (skip 0 indiv.)

m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -1.307584 ==> nsm = 0.1910144 (skip 0 indiv.)

m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -0.208056 ==> nsm = 0.8351852 (skip 0 indiv.)

m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -0.185928 ==> nsm = 0.8525016 (skip 0 indiv.)

Est. autocorr. of e(i,t) = -0.099191 D. W. = 1.3834213 (skip 0 indiv.)

Execution time in seconds

91.9288

b.- Hypothèse 2

General informations on the model

```

file nb of obs.      : 8799 file nb indiv.   : 1257
usable nb of obs.   : 6285 usable nb indiv. : 1257
nb year lost (mlag) : 2 nb indiv. lost    : 0
observation period (file) : 1991 1997
nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
estimation period   : 1993 1997
nb of year/firm (min, max) used in estimation : 5 5
endogeneous variable : DIK
nb of regressors    : 9
regressors names :
DIK1 DIKS1 DYK1 DBKS1 CONSTANT
Y_1994 Y_1995 Y_1996 Y_1997
You called 4 time(s) the gmmilev function
The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 48 columns
total nb of instruments : 53
instruments names :
GMM299 CONSTANT Y_1994 Y_1995 Y_1996 Y_1997 abl_1_1
abl_1_2 abl_1_3 abl_1_4 abl_1_5 abl_1_6 abl_1_7 abl_1_8
abl_1_9 abl_1_10 abl_1_11 abl_1_12 abl_2_1 abl_2_2 abl_2_3
abl_2_4 abl_2_5 abl_2_6 abl_2_7 abl_2_8 abl_2_9 abl_2_10
abl_2_11 abl_2_12 abl_3_1 abl_3_2 abl_3_3 abl_3_4 abl_3_5
abl_3_6 abl_3_7 abl_3_8 abl_3_9 abl_3_10 abl_3_11 abl_3_12
abl_4_1 abl_4_2 abl_4_3 abl_4_4 abl_4_5 abl_4_6 abl_4_7
abl_4_8 abl_4_9 abl_4_10 abl_4_11 abl_4_12

```

1st step (non robust) estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DIK1  0.0813507 0.0473859 1.716771 0.0860704
DIKS1 -0.057361 0.0041344 -13.87392 0
DYK1  0.8846109 0.0338657 26.121166 0
DBKS1 -1.145142 0.0116216 -98.53526 0
CONSTANT 0.0090656 0.014507 0.6249159 0.532049
Y_1994  0.006902 0.0250778 0.275222 0.7831547
Y_1995 -0.043144 0.0205124 -2.103311 0.0354783
Y_1996 -0.044192 0.0205238 -2.153193 0.0313415
Y_1997 -0.059331 0.0205701 -2.884339 0.0039357

```

TSS = 4158.2744 RSS = 1653.3929 MSE = 0.2634469

Nobs = 6285 nb param = 9 Df = 6276

Det of ZhZ 1st step = 5.1503E87

Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 0.5132708 ESE (levels) = 0.3629373

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 10445.132 df = 4 p = 0

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 90.370488 df = 5 p = 0

Est. autocorr. of e(i,t) = -0.169613 D. W. = 2.3197746 (skip 0 indiv.)

Sargan [CHI**2] = 8105.574 nsm = 0 ndf = 44

m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -17.75971 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv.)

m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = 15.05189 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

1st step (robust) estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DIK1  0.0813507 0.157129 0.5177322 0.6046634
DIKS1 -0.057361 0.0268959 -2.132699 0.0329881
DYK1  0.8846109 0.4669034 1.8946338 0.0581869
DBKS1 -1.145142 0.0127789 -89.61207 0
CONSTANT 0.0090656 0.0119453 0.7589317 0.4479219
Y_1994  0.006902 0.0124429 0.5546912 0.5791257
Y_1995 -0.043144 0.0214564 -2.010781 0.0443913
Y_1996 -0.044192 0.0307122 -1.438896 0.1502299
Y_1997 -0.059331 0.0311524 -1.904546 0.0568848

```

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 23818.187 df = 4 p = 0

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 20.616614 df = 5 p = 0.0009569

m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -0.910031 ==> nsm = 0.3628063 (skip 0 indiv.)

m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = 0.9222457 ==> nsm = 0.3564004 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity

2nd step estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DIK1  0.0400067 0.0279221 1.4327978 0.1519654
DIKS1 -0.051299 0.0030831 -16.63891 0

```

```

DYK1      0.7700766 0.0322765 23.85875      0
DBKS1     -1.140721 0.0023379 -487.9207     0
CONSTANT  -0.008407 0.0055392 -1.517646 0.1291541
Y_1994    0.0169368 0.0084509 2.0041507 0.0450968
Y_1995    -0.00778 0.0079022 -0.984578 0.3248696
Y_1996    -0.016721 0.0081658 -2.047651 0.0406358
Y_1997    -0.017003 0.008836  -1.924254 0.0543679

```

TSS = 4158.2744 RSS = 1594.5086 MSE = 0.2540645

Nobs = 6285 nb param = 9 Df = 6276

Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)

Det of ZhZ 2nd step = 1.5298E43

Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 0.5040481 ESE (levels) = 0.3564158

Sargan [CHI**2] = 105.75315 nsm = 5.344E-7 ndf = 44

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 269084.83 df = 4 p = 0

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 87.221609 df = 5 p = 0

m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -0.918887 ==> nsm = 0.3581547 (skip 0 indiv.)

m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -0.918958 ==> nsm = 0.3581175 (skip 0 indiv.)

m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = 0.8513058 ==> nsm = 0.3945995 (skip 0 indiv.)

m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = 0.8627663 ==> nsm = 0.3882659 (skip 0 indiv.)

Est. autocorr. of e(i,t) = -0.17014 D. W. = 2.315559 (skip 0 indiv.)

Execution time in seconds

106.895

c.- Hypothèse 3

General informations on the model

```

file nb of obs.      : 8799 file nb indiv.   : 1257
usable nb of obs.   : 6285 usable nb indiv. : 1257
nb year lost (mlag) : 2 nb indiv. lost    : 0
observation period (file) : 1991 1997
nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
estimation period   : 1993 1997
nb of year/firm (min, max) used in estimation : 5 5
endogeneous variable : DIK
nb of regressors    : 9
regressors names   :

```

```

DIK1  DIKS1  DYK1  DBK1  CONSTANT
Y_1994 Y_1995 Y_1996 Y_1997

```

You called 4 time(s) the gmmilev function

The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 48 columns

total nb of instruments : 53

instruments names :

```

GMM299  CONSTANT  Y_1994  Y_1995  Y_1996  Y_1997  abl_1_1
abl_1_2  abl_1_3  abl_1_4  abl_1_5  abl_1_6  abl_1_7  abl_1_8
abl_1_9  abl_1_10  abl_1_11  abl_1_12  abl_2_1  abl_2_2  abl_2_3
abl_2_4  abl_2_5  abl_2_6  abl_2_7  abl_2_8  abl_2_9  abl_2_10
abl_2_11  abl_2_12  abl_3_1  abl_3_2  abl_3_3  abl_3_4  abl_3_5
abl_3_6  abl_3_7  abl_3_8  abl_3_9  abl_3_10  abl_3_11  abl_3_12
abl_4_1  abl_4_2  abl_4_3  abl_4_4  abl_4_5  abl_4_6  abl_4_7
abl_4_8  abl_4_9  abl_4_10  abl_4_11  abl_4_12

```

1st step (non robust) estimates

GMM on differences

```

          b          sb          T          prob
DIK1     -0.146092 0.0658496 -2.218577 0.0265512
DIKS1     -0.05764 0.0058202 -9.903355 0
DYK1     0.6929574 0.0488069 14.197952 0
DBK1     -2.371737 0.1123544 -21.10943 0
CONSTANT -0.003375 0.0200683 -0.168182 0.8664458
Y_1994   -0.006328 0.0347008 -0.182361 0.855305
Y_1995   -0.071227 0.0285182 -2.49761 0.0125288
Y_1996   -0.042743 0.0284463 -1.502601 0.1329923
Y_1997   -0.092231 0.0284758 -3.238915 0.0012061

```

TSS = 4158.2744 RSS = 3162.6419 MSE = 0.5039264

Nobs = 6285 nb param = 9 Df = 6276

Det of ZhZ 1st step = 5.876E80

Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 0.7098777 ESE (levels) = 0.5019593

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 577.59798 df = 4 p = 0

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 161.42086 df = 5 p = 0

Est. autocorr. of e(i,t) = -0.029709 D. W. = 1.4303747 (skip 0 indiv.)

Sargan [CHI**2] = 3360.0208 nsm = 0 ndf = 44

m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -4.654347 ==> nsm = 3.2501E-6 (skip 0 indiv.)

m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -3.523734 ==> nsm = 0.0004255 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

1st step (robust) estimates

```
GMM on differences
      b          sb          T          prob
DIK1   -0.146092  0.095413 -1.531158  0.1257807
DIKS1  -0.05764  0.0416081 -1.385303  0.1660091
DYK1   0.6929574  0.4894877  1.4156789  0.1569192
DBK1   -2.371737  1.1401032 -2.080283  0.0375401
CONSTANT -0.003375  0.00967 -0.349029  0.7270792
Y_1994 -0.006328  0.0156662 -0.403932  0.6862761
Y_1995 -0.071227  0.0438333 -1.624962  0.1042209
Y_1996 -0.042743  0.0359787 -1.188019  0.2348711
Y_1997 -0.092231  0.0683356 -1.349672  0.1771698
```

```
Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 15.193975 df = 4 p = 0.0043154
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 8.1737987 df = 5 p = 0.1469138
m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -0.24659 ==> nsm = 0.8052252 (skip 0 indiv.)
m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -1.829926 ==> nsm = 0.0672611 (skip 0 indiv.)
Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity
```

2nd step estimates

```
GMM on differences
      b          sb          T          prob
DIK1   -0.075959  0.0289177 -2.626732  0.0086419
DIKS1  -0.030057  0.0056394 -5.329842  1.0173E-7
DYK1   0.3895814  0.065598  5.9389182  3.0227E-9
DBK1   -1.439499  0.090096 -15.97739  0
CONSTANT -0.011684  0.0071664 -1.630324  0.1030832
Y_1994 -0.000091  0.0098185 -0.00928  0.9925957
Y_1995 -0.021471  0.0101058 -2.124649  0.0336549
Y_1996 -0.026035  0.010552 -2.467284  0.0136407
Y_1997 -0.015085  0.0108606 -1.388938  0.164901
```

```
TSS = 4158.2744 RSS = 3339.1109 MSE = 0.5320444
Nobs = 6285 nb param = 9 Df = 6276
Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)
Det of ZhZ 2nd step = 2.7422E40
Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)
ESE (diff.) = 0.7294138 ESE (levels) = 0.5157734
Sargan [CHI**2] = 89.630248 nsm = 0.0000588 ndf = 44
Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 1085.7213 df = 4 p = 0
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 93.244383 df = 5 p = 0
m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -0.420249 ==> nsm = 0.6743038 (skip 0 indiv.)
m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -0.48907 ==> nsm = 0.6247921 (skip 0 indiv.)
m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -1.187304 ==> nsm = 0.2351077 (skip 0 indiv.)
m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -1.798486 ==> nsm = 0.0721 (skip 0 indiv.)
Est. autocorr. of e(i,t) = -0.049067 D. W. = 1.3912628 (skip 0 indiv.)
```

```
Execution time in seconds
104.506
```

d.- Hypothèse 4**General informations on the model**

```
file nb of obs. : 8799 file nb indiv. : 1257
usable nb of obs. : 6285 usable nb indiv. : 1257
nb year lost (mlag) : 2 nb indiv. lost : 0
observation period (file) : 1991 1997
nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
estimation period : 1993 1997
nb of year/firm (min, max) used in estimation : 5 5
endogeneous variable : DIK
nb of regressors : 10
```

```
regressors names :
DIK1 DIKS1 DYK1 DBK1 DBKS1 CONSTANT
```

```
Y_1994 Y_1995 Y_1996 Y_1997
```

```
You called 5 time(s) the gmmilev function
```

```
The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 60 columns
```

```
total nb of instruments : 65
```

```
instruments names :
```

```
GMM299 CONSTANT Y_1994 Y_1995 Y_1996 Y_1997 abl_1_1
abl_1_2 abl_1_3 abl_1_4 abl_1_5 abl_1_6 abl_1_7 abl_1_8
abl_1_9 abl_1_10 abl_1_11 abl_1_12 abl_2_1 abl_2_2 abl_2_3
abl_2_4 abl_2_5 abl_2_6 abl_2_7 abl_2_8 abl_2_9 abl_2_10
abl_2_11 abl_2_12 abl_3_1 abl_3_2 abl_3_3 abl_3_4 abl_3_5
abl_3_6 abl_3_7 abl_3_8 abl_3_9 abl_3_10 abl_3_11 abl_3_12
abl_4_1 abl_4_2 abl_4_3 abl_4_4 abl_4_5 abl_4_6 abl_4_7
abl_4_8 abl_4_9 abl_4_10 abl_4_11 abl_4_12 abl_5_1 abl_5_2
abl_5_3 abl_5_4 abl_5_5 abl_5_6 abl_5_7 abl_5_8 abl_5_9
```

abl_5_10 abl_5_11 abl_5_12

1st step (non robust) estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DIK1	0.2760437	0.0535382	5.1560128	2.5999E-7
DIKS1	-0.02432	0.004753	-5.116764	3.2006E-7
DYK1	0.5917648	0.0390021	15.172655	0
DBK1	5.2560281	0.1482466	35.454618	0
DBKS1	-1.927441	0.0246969	-78.04378	0
CONSTANT	0.0220184	0.016353	1.3464469	0.1782071
Y_1994	0.0494657	0.0282888	1.7485933	0.0804102
Y_1995	0.0769261	0.0233711	3.2915095	0.001002
Y_1996	0.0224447	0.0232105	0.9670035	0.3335795
Y_1997	0.0093065	0.023264	0.40004	0.6891407

TSS = 4158.2744 RSS = 2099.7748 MSE = 0.3346255

Nobs = 6285 nb param = 10 Df = 6275

Det of ZhZ 1st step = 1.2891E98

Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 0.5784682 ESE (levels) = 0.4090388

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 10346.698 df = 5 p = 0

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 291.13045 df = 5 p = 0

Est. autocorr. of e(i,t) = -0.212218 D. W. = 2.4493842 (skip 0 indiv.)

Sargan [CHI**2] = 5560.368 nsm = 0 ndf = 55

m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -20.28157 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv.)

m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = 8.8124108 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

1st step (robust) estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DIK1	0.2760437	0.2582293	1.0689867	0.2851168
DIKS1	-0.02432	0.012421	-1.957971	0.0502776
DYK1	0.5917648	0.2086062	2.8367558	0.0045721
DBK1	5.2560281	2.9145672	1.8033649	0.0713789
DBKS1	-1.927441	0.3774995	-5.105812	3.3908E-7
CONSTANT	0.0220184	0.0186341	1.1816209	0.2374009
Y_1994	0.0494657	0.0241418	2.048965	0.040507
Y_1995	0.0769261	0.0639713	1.202509	0.2292118
Y_1996	0.0224447	0.0285101	0.7872527	0.4311637
Y_1997	0.0093065	0.0243904	0.3815658	0.7027964

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 240974.23 df = 5 p = 0

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 8.7654602 df = 5 p = 0.1187929

m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -1.531331 ==> nsm = 0.1256875 (skip 0 indiv.)

m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = 1.3395111 ==> nsm = 0.1804044 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity

2nd step estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DIK1	0.1764924	0.0399516	4.4176589	0.0000101
DIKS1	-0.036444	0.0036039	-10.11253	0
DYK1	0.6676859	0.0355593	18.776664	0
DBK1	4.8337049	0.1056286	45.761333	0
DBKS1	-1.870195	0.0147819	-126.5195	0
CONSTANT	0.0091693	0.0099749	0.9192378	0.3580065
Y_1994	0.0674626	0.0139874	4.8230798	1.4469E-6
Y_1995	0.0806413	0.0127703	6.3147549	2.891E-10
Y_1996	0.0197781	0.0137065	1.442981	0.1490757
Y_1997	0.0198226	0.0140704	1.4088108	0.1589407

TSS = 4158.2744 RSS = 1977.6277 MSE = 0.3151598

Nobs = 6285 nb param = 10 Df = 6275

Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)

Det of ZhZ 2nd step = 4.0154E50

Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 0.5613909 ESE (levels) = 0.3969633

Sargan [CHI**2] = 255.64135 nsm = 0 ndf = 55

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 445071.54 df = 5 p = 0

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 257.8628 df = 5 p = 0

m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -1.408691 ==> nsm = 0.1589264 (skip 0 indiv.)

m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -1.403552 ==> nsm = 0.1604524 (skip 0 indiv.)

m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = 0.8074286 ==> nsm = 0.4194196 (skip 0 indiv.)

m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = 0.8248913 ==> nsm = 0.4094333 (skip 0 indiv.)

Est. autocorr. of e(i,t) = -0.212564 D. W. = 2.4483799 (skip 0 indiv.)

Execution time in seconds

114.896

2.- Foyers pluriactifs en 1991 uniquement

a.- Hypothèse 1

General informations on the model

```

file nb of obs.      : 525  file nb indiv.   : 75
usable nb of obs.   : 375  usable nb indiv. : 75
nb year lost (mlag) : 2    nb indiv. lost  : 0
observation period (file) : 1991 1997
nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
estimation period   : 1993 1997
nb of year/firm (min, max) used in estimation : 5 5
endogeneous variable : DIK
nb of regressors    : 8
regressors names   : DIK1  DIKS1  DYK1  CONSTANT
Y_1994  Y_1995  Y_1996  Y_1997
You called 3 time(s) the gmmilev function
The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 36 columns
total nb of instruments : 41
instruments names      :
GMM299  CONSTANT  Y_1994  Y_1995  Y_1996  Y_1997  abl_1_1
abl_1_2  abl_1_3  abl_1_4  abl_1_5  abl_1_6  abl_1_7  abl_1_8
abl_1_9  abl_1_10  abl_1_11  abl_1_12  abl_2_1  abl_2_2  abl_2_3
abl_2_4  abl_2_5  abl_2_6  abl_2_7  abl_2_8  abl_2_9  abl_2_10
abl_2_11  abl_2_12  abl_3_1  abl_3_2  abl_3_3  abl_3_4  abl_3_5
abl_3_6  abl_3_7  abl_3_8  abl_3_9  abl_3_10  abl_3_11  abl_3_12

```

1st step (non robust) estimates

```

GMM on differences
              b          sb          T          prob
DIK1      -0.027009  0.0885316  -0.305083  0.760476
DIKS1     -0.125982  0.1573803  -0.800496  0.4239415
DYK1       0.098759  0.0329108   3.000803  0.0028768
CONSTANT  -0.016312  0.0195483  -0.83444  0.4045759
Y_1994    0.0091712  0.0336429   0.272605  0.7853102
Y_1995    0.082215  0.027331  3.0081247  0.00281
Y_1996   -0.013761  0.027788  -0.495204  0.6207527
Y_1997   -0.014228  0.0273116  -0.520953  0.6027137

```

TSS = 12.800804 RSS = 10.156243 MSE = 0.0276737

Nobs = 375 nb param = 8 Df = 367

Det of ZhZ 1st step = 0.2711964

Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 0.1663541 ESE (levels) = 0.1176301

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 16.848244 df = 3 p = 0.0007594

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 16.787924 df = 5 p = 0.0049201

Est. autocorr. of e(i,t) = -0.333927 D. W. = 2.6804757 (skip 0 indiv.)

Sargan [CHI**2] = 76.174897 nsm = 0.0000289 ndf = 33

m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -8.710129 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv.)

m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = 0.2974968 ==> nsm = 0.7660873 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

1st step (robust) estimates

```

GMM on differences
              b          sb          T          prob
DIK1      -0.027009  0.0854015  -0.316265  0.7519813
DIKS1     -0.125982  0.1218107  -1.034246  0.301702
DYK1       0.098759  0.0685612  1.4404496  0.1505928
CONSTANT  -0.016312  0.0161218  -1.01179  0.3123049
Y_1994    0.0091712  0.024092  0.380675  0.7036647
Y_1995    0.082215  0.0254597  3.2292169  0.0013532
Y_1996   -0.013761  0.0257839  -0.533693  0.5938773
Y_1997   -0.014228  0.0265096  -0.536713  0.5917909

```

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 21.849836 df = 3 p = 0.0000701

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 14.434257 df = 5 p = 0.013074

m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -5.144297 ==> nsm = 2.6852E-7 (skip 0 indiv.)

m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = 0.296439 ==> nsm = 0.7668949 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity

2nd step estimates

```

GMM on differences
              b          sb          T          prob
DIK1      -0.030222  0.0192836  -1.56722  0.117925
DIKS1     -0.127868  0.0288649  -4.429873  0.0000125
DYK1      0.1085639  0.014542  7.4655479  6.091E-13
CONSTANT  -0.011869  0.0100588  -1.179976  0.2387739
Y_1994    -0.001272  0.0138115  -0.092098  0.92667
Y_1995    0.0745338  0.0140158  5.3178338  1.829E-7
Y_1996    -0.010058  0.0122373  -0.821889  0.4116739
Y_1997    -0.029363  0.013654  -2.150531  0.0321659

TSS = 12.800804  RSS      = 10.059295  MSE = 0.0274095
Nobs = 375  nb param = 8  Df = 367
Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)
Det of ZhZ 2nd step = 1.175E-83
Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)
ESE (diff.) = 0.1655582  ESE (levels) = 0.1170673
Sargan [CHI**2] = 37.005222  nsm = 0.2891915  ndf = 33
Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 267.85748  df = 3  p = 0
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 58.991874  df = 5  p = 1.963E-11
m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -4.427412 ==> nsm = 9.537E-6 (skip 0 indiv.)
m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -4.465112 ==> nsm = 8.0027E-6 (skip 0 indiv.)
m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = 0.271153 ==> nsm = 0.7863024 (skip 0 indiv.)
m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = 0.2657793 ==> nsm = 0.7904092 (skip 0 indiv.)
Est. autocorr. of e(i,t) = -0.333859  D. W. = 2.6744925 (skip 0 indiv.)

Execution time in seconds
9.53366

```

b.- Hypothèse 2**General informations on the model**

```

file nb of obs.      : 525  file nb indiv.      : 75
usable nb of obs.   : 375  usable nb indiv.   : 75
nb year lost (mlag) : 2    nb indiv. lost    : 0
observation period (file) : 1991 1997
nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
estimation period   : 1993 1997
nb of year/firm (min, max) used in estimation : 5 5
endogeneous variable : DIK
nb of regressors : 9
regressors names :
DIK1  DIKS1  DYK1  DBKS1  CONSTANT
Y_1994  Y_1995  Y_1996  Y_1997
You called 4 time(s) the gmmilev function
The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 48 columns
total nb of instruments : 53
instruments names :
GMM299  CONSTANT  Y_1994  Y_1995  Y_1996  Y_1997  abl_1_1
abl_1_2  abl_1_3  abl_1_4  abl_1_5  abl_1_6  abl_1_7  abl_1_8
abl_1_9  abl_1_10  abl_1_11  abl_1_12  abl_2_1  abl_2_2  abl_2_3
abl_2_4  abl_2_5  abl_2_6  abl_2_7  abl_2_8  abl_2_9  abl_2_10
abl_2_11  abl_2_12  abl_3_1  abl_3_2  abl_3_3  abl_3_4  abl_3_5
abl_3_6  abl_3_7  abl_3_8  abl_3_9  abl_3_10  abl_3_11  abl_3_12
abl_4_1  abl_4_2  abl_4_3  abl_4_4  abl_4_5  abl_4_6  abl_4_7
abl_4_8  abl_4_9  abl_4_10  abl_4_11  abl_4_12

```

1st step (non robust) estimates

```

GMM on differences
              b          sb          T          prob
DIK1      -0.023452  0.0850007  -0.275898  0.7827819
DIKS1     -0.051118  0.1498056  -0.341232  0.7331249
DYK1      0.097991  0.0318266  3.0789012  0.0022345
DBKS1     0.0327781  0.0089105  3.6785894  0.0002697
CONSTANT  -0.01635  0.0191137  -0.855397  0.3928913
Y_1994    0.012124  0.0329097  0.3684024  0.7127862
Y_1995    0.0777705  0.0267386  2.9085479  0.0038527
Y_1996    -0.008876  0.0272485  -0.325752  0.7447984
Y_1997    -0.012756  0.0267149  -0.477494  0.6332956

TSS = 12.800804  RSS      = 9.6953444  MSE = 0.02649
Nobs = 375  nb param = 9  Df = 366
Det of ZhZ 1st step = 36610971
Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)
ESE (diff.) = 0.1627575  ESE (levels) = 0.1150869
Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 38.464896  df = 4  p = 8.9847E-8
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 15.667452  df = 5  p = 0.0078605

```

Est. autocorr. of e(i,t) = -0.323744 D. W. = 2.6600347 (skip 0 indiv.)
 Sargan [CHI**2] = 102.35137 nsm = 1.5035E-6 ndf = 44
 m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -8.472429 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv.)
 m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = 0.4659127 ==> nsm = 0.641278 (skip 0 indiv.)
 Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

1st step (robust) estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DIK1	-0.023452	0.0897715	-0.261236	0.7940572
DIKS1	-0.051118	0.1509832	-0.33857	0.7351275
DYK1	0.097991	0.0790322	1.2398873	0.2158114
DBKS1	0.0327781	0.0067527	4.8540524	1.7944E-6
CONSTANT	-0.01635	0.0160839	-1.016529	0.3100492
Y_1994	0.012124	0.0241424	0.5021885	0.6158369
Y_1995	0.0777705	0.0239595	3.2459196	0.0012787
Y_1996	-0.008876	0.0256741	-0.345727	0.7297465
Y_1997	-0.012756	0.0267389	-0.477066	0.6335998

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 825.25953 df = 4 p = 0
 Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 16.169899 df = 5 p = 0.0063754
 m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -5.42211 ==> nsm = 5.89E-8 (skip 0 indiv.)
 m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = 0.4196195 ==> nsm = 0.6747634 (skip 0 indiv.)
 Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity

2nd step estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DIK1	-0.026922	0.0157018	-1.714598	0.0872655
DIKS1	-0.049331	0.0153736	-3.208787	0.0014506
DYK1	0.1123035	0.0129619	8.6641485	2.22E-16
DBKS1	0.032029	0.000864	37.069325	0
CONSTANT	-0.016729	0.0072615	-2.303848	0.0217908
Y_1994	0.010854	0.0083474	1.3002885	0.1943203
Y_1995	0.0688281	0.0102929	6.6869306	8.538E-11
Y_1996	0.0014516	0.009104	0.1594437	0.8734072
Y_1997	-0.018554	0.0107535	-1.725419	0.0852961

TSS = 12.800804 RSS = 9.5947544 MSE = 0.0262152

Nobs = 375 nb param = 9 Df = 366

Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)

Det of ZhZ 2nd step = 1.82E-113

Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 0.161911 ESE (levels) = 0.1144884

Sargan [CHI**2] = 42.607166 nsm = 0.5313809 ndf = 44

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 17366.951 df = 4 p = 0

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 133.85649 df = 5 p = 0

m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -4.894635 ==> nsm = 9.8488E-7 (skip 0 indiv.)

m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -4.842204 ==> nsm = 1.2841E-6 (skip 0 indiv.)

m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = 0.4408344 ==> nsm = 0.6593329 (skip 0 indiv.)

m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = 0.4260316 ==> nsm = 0.6700848 (skip 0 indiv.)

Est. autocorr. of e(i,t) = -0.325559 D. W. = 2.6532717 (skip 0 indiv.)

Execution time in seconds

8.65642

c.- Hypothèse 3**General informations on the model**

file nb of obs. : 525 file nb indiv. : 75
 usable nb of obs. : 375 usable nb indiv. : 75
 nb year lost (mlag) : 2 nb indiv. lost : 0
 observation period (file) : 1991 1997
 nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
 estimation period : 1993 1997
 nb of year/firm (min, max) used in estimation : 5 5

endogeneous variable : DIK

nb of regressors : 9

regressors names :

DIK1 DIKS1 DYK1 DBK1 CONSTANT

Y_1994 Y_1995 Y_1996 Y_1997

You called 4 time(s) the gmmilev function

The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 48 columns

total nb of instruments : 53

instruments names :

GMM299	CONSTANT	Y_1994	Y_1995	Y_1996	Y_1997	abl_1_1
abl_1_2	abl_1_3	abl_1_4	abl_1_5	abl_1_6	abl_1_7	abl_1_8
abl_1_9	abl_1_10	abl_1_11	abl_1_12	abl_2_1	abl_2_2	abl_2_3
abl_2_4	abl_2_5	abl_2_6	abl_2_7	abl_2_8	abl_2_9	abl_2_10

abl_2_11	abl_2_12	abl_3_1	abl_3_2	abl_3_3	abl_3_4	abl_3_5
abl_3_6	abl_3_7	abl_3_8	abl_3_9	abl_3_10	abl_3_11	abl_3_12
abl_4_1	abl_4_2	abl_4_3	abl_4_4	abl_4_5	abl_4_6	abl_4_7
abl_4_8	abl_4_9	abl_4_10	abl_4_11	abl_4_12		

1st step (non robust) estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DIK1	0.0063967	0.0867142	0.073768	0.9412353
DIKS1	-0.105601	0.1555237	-0.679004	0.4975647
DYK1	0.1098022	0.0321356	3.4168365	0.0007047
DBK1	0.0944672	0.0444536	2.1250728	0.03425
CONSTANT	-0.014048	0.0194686	-0.72156	0.4710259
Y_1994	0.0105799	0.0335743	0.3151173	0.7528522
Y_1995	0.0808355	0.0272431	2.967189	0.0032029
Y_1996	-0.013856	0.0277239	-0.499791	0.6175223
Y_1997	-0.014601	0.0272259	-0.536285	0.5920872

TSS = 12.800804 RSS = 10.070436 MSE = 0.0275149

Nobs = 375 nb param = 9 Df = 366

Det of ZhZ 1st step = 97.84161

Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 0.165876 ESE (levels) = 0.1172921

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 28.353211 df = 4 p = 0.0000106

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 17.728736 df = 5 p = 0.0033063

Est. autocorr. of e(i,t) = -0.338027 D. W. = 2.6772707 (skip 0 indiv.)

Sargan [CHI**2] = 99.204195 nsm = 3.8408E-6 ndf = 44

m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -8.878763 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv.)

m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = 0.665842 ==> nsm = 0.5055121 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

1st step (robust) estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DIK1	0.0063967	0.0828548	0.0772041	0.9385034
DIKS1	-0.105601	0.1298315	-0.813371	0.4165344
DYK1	0.1098022	0.0746094	1.4716945	0.1419627
DBK1	0.0944672	0.0553827	1.7057175	0.0889091
CONSTANT	-0.014048	0.0159897	-0.878555	0.3802191
Y_1994	0.0105799	0.0242401	0.4364602	0.6627602
Y_1995	0.0808355	0.024726	3.2692464	0.0011805
Y_1996	-0.013856	0.0264148	-0.524562	0.6002055
Y_1997	-0.014601	0.0265536	-0.549864	0.5827482

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 53.598272 df = 4 p = 6.387E-11

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 16.445718 df = 5 p = 0.0056803

m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -5.440053 ==> nsm = 5.3265E-8 (skip 0 indiv.)

m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = 0.5949678 ==> nsm = 0.551865 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity

2nd step estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DIK1	0.0065058	0.0132153	0.492294	0.6228067
DIKS1	-0.097286	0.0179497	-5.419941	1.0839E-7
DYK1	0.1239904	0.0109859	11.286362	0
DBK1	0.0869629	0.0079508	10.937665	0
CONSTANT	-0.012684	0.0082175	-1.54359	0.1235519
Y_1994	0.0061842	0.0102597	0.6027676	0.5470366
Y_1995	0.0705561	0.0116644	6.0488504	3.6054E-9
Y_1996	-0.003184	0.0090204	-0.352942	0.7243348
Y_1997	-0.021146	0.0102093	-2.071206	0.0390398

TSS = 12.800804 RSS = 10.039207 MSE = 0.0274295

Nobs = 375 nb param = 9 Df = 366

Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)

Det of ZhZ 2nd step = 3.8E-113

Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 0.1656186 ESE (levels) = 0.1171101

Sargan [CHI**2] = 45.46289 nsm = 0.4109125 ndf = 44

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 533.71635 df = 4 p = 0

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 119.90102 df = 5 p = 0

m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -5.04574 ==> nsm = 4.5177E-7 (skip 0 indiv.)

m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -4.941178 ==> nsm = 7.7652E-7 (skip 0 indiv.)

m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = 0.6466045 ==> nsm = 0.5178879 (skip 0 indiv.)

m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = 0.6255356 ==> nsm = 0.5316196 (skip 0 indiv.)

Est. autocorr. of e(i,t) = -0.343075 D. W. = 2.6765433 (skip 0 indiv.)

Execution time in seconds

12.3564

d.- Hypothèse 4

General informations on the model

```

file nb of obs.      : 525  file nb indiv.   : 75
usable nb of obs.   : 375  usable nb indiv. : 75
nb year lost (mlag) : 2    nb indiv. lost  : 0
observation period (file) : 1991 1997
nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
estimation period   : 1993 1997
nb of year/firm (min, max) used in estimation : 5 5
endogeneous variable : DIK
nb of regressors : 10
regressors names :
DIK1  DIKS1  DYK1  DBK1  DBKS1  CONSTANT
Y_1994 Y_1995 Y_1996 Y_1997
You called 5 time(s) the gmmilev function
The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 60 columns
total nb of instruments : 65
instruments names :
GMM299  CONSTANT  Y_1994  Y_1995  Y_1996  Y_1997  abl_1_1
abl_1_2  abl_1_3  abl_1_4  abl_1_5  abl_1_6  abl_1_7  abl_1_8
abl_1_9  abl_1_10  abl_1_11  abl_1_12  abl_2_1  abl_2_2  abl_2_3
abl_2_4  abl_2_5  abl_2_6  abl_2_7  abl_2_8  abl_2_9  abl_2_10
abl_2_11  abl_2_12  abl_3_1  abl_3_2  abl_3_3  abl_3_4  abl_3_5
abl_3_6  abl_3_7  abl_3_8  abl_3_9  abl_3_10  abl_3_11  abl_3_12
abl_4_1  abl_4_2  abl_4_3  abl_4_4  abl_4_5  abl_4_6  abl_4_7
abl_4_8  abl_4_9  abl_4_10  abl_4_11  abl_4_12  abl_5_1  abl_5_2
abl_5_3  abl_5_4  abl_5_5  abl_5_6  abl_5_7  abl_5_8  abl_5_9
abl_5_10  abl_5_11  abl_5_12

```

1st step (non robust) estimates

```

GMM on differences
          b          sb          T          prob
DIK1      -0.044128  0.0831755  -0.530545  0.5960568
DIKS1      -0.08545  0.14811  -0.576938  0.5643373
DYK1      0.0949808  0.0310032  3.0635829  0.0023495
DBK1      -0.23904  0.0986171  -2.423922  0.0158392
DBKS1     0.0779835  0.0205425   3.7962  0.000172
CONSTANT  -0.018493  0.0188797  -0.979501  0.3279812
Y_1994    0.008454  0.0325255  0.2599202  0.7950719
Y_1995    0.0721106  0.0265041  2.7207328  0.0068256
Y_1996   -0.006115  0.0268999  -0.227313  0.8203079
Y_1997   -0.011631  0.0263782  -0.440922  0.6595306

```

TSS = 12.800804 RSS = 9.4253886 MSE = 0.025823

Nobs = 375 nb param = 10 Df = 365

Det of ZhZ 1st step = 35.864764

Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 0.1606953 ESE (levels) = 0.1136287

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 46.547717 df = 5 p = 7.0248E-9

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 12.719582 df = 5 p = 0.0261532

Est. autocorr. of e(i,t) = -0.304404 D. W. = 2.6380633 (skip 0 indiv.)

Sargan [CHI**2] = 104.31083 nsm = 0.0000678 ndf = 55

m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -7.68167 ==> nsm = 1.577E-14 (skip 0 indiv.)

m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = 0.0421176 ==> nsm = 0.9664049 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

1st step (robust) estimates

```

GMM on differences
          b          sb          T          prob
DIK1      -0.044128  0.1011513  -0.436261  0.6629054
DIKS1      -0.08545  0.1697467  -0.503398  0.614988
DYK1      0.0949808  0.0691159  1.3742246  0.1702152
DBK1      -0.23904  0.1339467  -1.784591  0.0751581
DBKS1     0.0779835  0.0254637  3.0625405  0.0023575
CONSTANT  -0.018493  0.0174184  -1.061677  0.2890843
Y_1994    0.008454  0.0260382  0.3246783  0.7456106
Y_1995    0.0721106  0.0236029  3.0551528  0.0024148
Y_1996   -0.006115  0.0248951  -0.245618  0.8061159
Y_1997   -0.011631  0.027466  -0.42346  0.6722088

```

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 1461.0852 df = 5 p = 0

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 12.705336 df = 5 p = 0.0263022

m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -5.06853 ==> nsm = 4.009E-7 (skip 0 indiv.)

m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = 0.0387828 ==> nsm = 0.9690635 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity

2nd step estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DIK1   -0.038525  0.0054229 -7.104122  6.387E-12
DIKS1   -0.089323  0.007321 -12.20086    0
DYK1    0.1050766  0.0081874 12.833903    0
DBK1    -0.232064  0.0139059 -16.68821    0
DBKS1   0.0759827  0.0026896 28.25015    0
CONSTANT -0.010763  0.0047365 -2.272277  0.0236509
Y_1994  -0.000787  0.005437 -0.144724  0.885009
Y_1995   0.0611091  0.006903  8.8525952    0
Y_1996  -0.012402  0.0054616 -2.270818  0.02374
Y_1997  -0.022289  0.0052371 -4.256056  0.0000265

TSS = 12.800804  RSS      = 9.3956964  MSE = 0.0257416
Nobs = 375  nb param = 10  Df = 365
Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)
Det of ZhZ 2nd step = 3.89E-160
Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)
ESE (diff.) = 0.160442  ESE (levels) = 0.1134496
Sargan [CHI**2] = 56.933929  nsm = 0.4029533  ndf = 55
Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 79838.445  df = 5  p = 0
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 408.02895  df = 5  p = 0
m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -4.545603 ==> nsm = 5.4778E-6 (skip 0 indiv.)
m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -4.52631 ==> nsm = 6.0023E-6 (skip 0 indiv.)
m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = 0.092353 ==> nsm = 0.9264176 (skip 0 indiv.)
m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = 0.0924502 ==> nsm = 0.9263404 (skip 0 indiv.)
Est. autocorr. of e(i,t) = -0.307637  D. W. = 2.6373557 (skip 0 indiv.)

Execution time in seconds
12.6467

```

3.- Foyers pluriactifs en 1997 uniquement**a.- Hypothèse 1****General informations on the model**

```

file nb of obs. : 714  file nb indiv. : 102
usable nb of obs. : 510  usable nb indiv. : 102
nb year lost (mlag) : 2  nb indiv. lost : 0
observation period (file) : 1991 1997
nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
estimation period : 1993 1997
nb of year/firm (min, max) used in estimation : 5 5
endogeneous variable : DIK
nb of regressors : 8
regressors names :
DIK1  DIKS1  DYK1  CONSTANT
Y_1994  Y_1995  Y_1996  Y_1997
You called 3 time(s) the gmmilev function
The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 36 columns
total nb of instruments : 41
instruments names :
GMM299  CONSTANT  Y_1994  Y_1995  Y_1996  Y_1997  abl_1_1
abl_1_2  abl_1_3  abl_1_4  abl_1_5  abl_1_6  abl_1_7  abl_1_8
abl_1_9  abl_1_10  abl_1_11  abl_1_12  abl_2_1  abl_2_2  abl_2_3
abl_2_4  abl_2_5  abl_2_6  abl_2_7  abl_2_8  abl_2_9  abl_2_10
abl_2_11  abl_2_12  abl_3_1  abl_3_2  abl_3_3  abl_3_4  abl_3_5
abl_3_6  abl_3_7  abl_3_8  abl_3_9  abl_3_10  abl_3_11  abl_3_12

```

1st step (non robust) estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DIK1   -0.211053  0.0586499 -3.598529  0.0003518
DIKS1   0.1215558  0.0547671  2.2195031  0.0268987
DYK1    -0.015334  0.0500337 -0.306465  0.7593774
CONSTANT 0.0322753  0.0251646  1.282566  0.2002361
Y_1994  -0.031609  0.0432161 -0.73142  0.4648642
Y_1995  -0.033013  0.0352094 -0.937617  0.3488923
Y_1996  -0.063727  0.0352926 -1.805692  0.0715653
Y_1997  -0.022067  0.0355831 -0.62014  0.535447

TSS = 43.986786  RSS      = 31.177467  MSE = 0.0621065
Nobs = 510  nb param = 8  Df = 502
Det of ZhZ 1st step = 3.2593E12
Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)
ESE (diff.) = 0.2492118  ESE (levels) = 0.1762193
Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 19.530148  df = 3  p = 0.0002124

```

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 4.161242 df = 5 p = 0.5264425
 Est. autocorr. of e(i,t) = -0.380915 D. W. = 2.8758111 (skip 0 indiv.)
 Sargan [CHI**2] = 58.421637 nsm = 0.0041256 ndf = 33
 m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -6.684271 ==> nsm = 2.321E-11 (skip 0 indiv.)
 m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -0.0276 ==> nsm = 0.9779815 (skip 0 indiv.)
 Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

1st step (robust) estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DIK1	-0.211053	0.1027011	-2.055027	0.0403933
DIKS1	0.1215558	0.0505738	2.4035321	0.0165992
DYK1	-0.015334	0.0614538	-0.249514	0.803065
CONSTANT	0.0322753	0.0202052	1.5973784	0.1108106
Y_1994	-0.031609	0.0338663	-0.933348	0.3510888
Y_1995	-0.033013	0.0268698	-1.228623	0.219789
Y_1996	-0.063727	0.0397556	-1.602982	0.1095677
Y_1997	-0.022067	0.0321659	-0.686022	0.4930158

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 18.592352 df = 3 p = 0.0003319
 Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 5.114436 df = 5 p = 0.4020746
 m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -2.643006 ==> nsm = 0.0082174 (skip 0 indiv.)
 m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -0.026673 ==> nsm = 0.9787206 (skip 0 indiv.)
 Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity

2nd step estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DIK1	-0.179826	0.021395	-8.405059	4.441E-16
DIKS1	0.1036177	0.024413	4.2443684	0.0000261
DYK1	-0.026405	0.0208677	-1.265339	0.2063369
CONSTANT	0.0249768	0.0103719	2.4081237	0.0163943
Y_1994	-0.020327	0.0167258	-1.215298	0.2248237
Y_1995	-0.036741	0.0167412	-2.194631	0.0286474
Y_1996	-0.04373	0.0162507	-2.690952	0.0073624
Y_1997	-0.014432	0.0156366	-0.922969	0.3564667

TSS = 43.986786 RSS = 32.834561 MSE = 0.0654075
 Nobs = 510 nb param = 8 DF = 502
 Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)
 Det of ZhZ 2nd step = 1.216E-57
 Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)
 ESE (diff.) = 0.2557489 ESE (levels) = 0.1808418
 Sargan [CHI**2] = 35.303376 nsm = 0.3598354 ndf = 33
 Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 87.953722 df = 3 p = 0
 Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 11.026676 df = 5 p = 0.0508536
 m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -2.288871 ==> nsm = 0.0220868 (skip 0 indiv.)
 m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -2.298732 ==> nsm = 0.0215202 (skip 0 indiv.)
 m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = 0.4472839 ==> nsm = 0.6546701 (skip 0 indiv.)
 m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = 0.4133693 ==> nsm = 0.679336 (skip 0 indiv.)
 Est. autocorr. of e(i,t) = -0.408987 D. W. = 2.8941189 (skip 0 indiv.)

Execution time in seconds
 11.6434

b.- Hypothèse 2**General informations on the model**

file nb of obs. : 714 file nb indiv. : 102
 usable nb of obs. : 510 usable nb indiv. : 102
 nb year lost (mlag) : 2 nb indiv. lost : 0
 observation period (file) : 1991 1997
 nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
 estimation period : 1993 1997
 nb of year/firm (min, max) used in estimation : 5 5
 endogeneous variable : DIK
 nb of regressors : 9
 regressors names :
 DIK1 DIKS1 DYK1 DBKS1 CONSTANT
 Y_1994 Y_1995 Y_1996 Y_1997
 You called 4 time(s) the gmmilev function
 The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 48 columns
 total nb of instruments : 53
 instruments names :
 GMM299 CONSTANT Y_1994 Y_1995 Y_1996 Y_1997 abl_1_1
 abl_1_2 abl_1_3 abl_1_4 abl_1_5 abl_1_6 abl_1_7 abl_1_8
 abl_1_9 abl_1_10 abl_1_11 abl_1_12 abl_2_1 abl_2_2 abl_2_3
 abl_2_4 abl_2_5 abl_2_6 abl_2_7 abl_2_8 abl_2_9 abl_2_10

abl_2_11	abl_2_12	abl_3_1	abl_3_2	abl_3_3	abl_3_4	abl_3_5
abl_3_6	abl_3_7	abl_3_8	abl_3_9	abl_3_10	abl_3_11	abl_3_12
abl_4_1	abl_4_2	abl_4_3	abl_4_4	abl_4_5	abl_4_6	abl_4_7
abl_4_8	abl_4_9	abl_4_10	abl_4_11	abl_4_12		

1st step (non robust) estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DIK1	-0.228472	0.0594325	-3.844223	0.0001365
DIKS1	0.0934997	0.048882	1.9127638	0.0563481
DYK1	-0.042766	0.0472264	-0.905551	0.3656086
DBKS1	-0.070048	0.0714665	-0.980158	0.327481
CONSTANT	0.0263403	0.0258562	1.018721	0.3088271
Y_1994	-0.029177	0.0440143	-0.662908	0.5076947
Y_1995	-0.028051	0.0359264	-0.780785	0.4352979
Y_1996	-0.057977	0.0360342	-1.608938	0.1082597
Y_1997	-0.015387	0.0361887	-0.425182	0.6708865

TSS = 43.986786 RSS = 32.212554 MSE = 0.0642965

Nobs = 510 nb param = 9 Df = 501

Det of ZhZ 1st step = 5.1607E17

Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 0.2535676 ESE (levels) = 0.1792994

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 20.839432 df = 4 p = 0.0003407

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 3.640153 df = 5 p = 0.6022948

Est. autocorr. of e(i,t) = -0.393667 D. W. = 2.8760595 (skip 0 indiv.)

Sargan [CHI**2] = 72.994474 nsm = 0.0039007 ndf = 44

m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -7.633448 ==> nsm = 2.287E-14 (skip 0 indiv.)

m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -0.152732 ==> nsm = 0.8786098 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

1st step (robust) estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DIK1	-0.228472	0.1135695	-2.011737	0.0447826
DIKS1	0.0934997	0.0411757	2.2707481	0.0235859
DYK1	-0.042766	0.074868	-0.571218	0.5681079
DBKS1	-0.070048	0.0608484	-1.151196	0.2502007
CONSTANT	0.0263403	0.0206284	1.2768955	0.2022306
Y_1994	-0.029177	0.0338406	-0.862201	0.3889894
Y_1995	-0.028051	0.027796	-1.003247	0.3162261
Y_1996	-0.057977	0.0391023	-1.482697	0.1387836
Y_1997	-0.015387	0.0310878	-0.494946	0.6208554

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 12.639113 df = 4 p = 0.0131806

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 3.4581325 df = 5 p = 0.629732

m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -3.125636 ==> nsm = 0.0017742 (skip 0 indiv.)

m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -0.150863 ==> nsm = 0.8800838 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity

2nd step estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DIK1	-0.202796	0.016484	-12.30258	0
DIKS1	0.08445	0.0119771	7.0509821	5.924E-12
DYK1	-0.032687	0.0154935	-2.109736	0.0353764
DBKS1	-0.095368	0.0229389	-4.157473	0.0000379
CONSTANT	0.0206437	0.0098455	2.0967582	0.0365158
Y_1994	-0.024572	0.0155011	-1.585173	0.113558
Y_1995	-0.026407	0.0152927	-1.726786	0.0848225
Y_1996	-0.042401	0.0145697	-2.91021	0.0037726
Y_1997	-0.013642	0.0131683	-1.03597	0.3007158

TSS = 43.986786 RSS = 33.104682 MSE = 0.0660772

Nobs = 510 nb param = 9 Df = 501

Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)

Det of ZhZ 2nd step = 8.748E-78

Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 0.2570549 ESE (levels) = 0.1817652

Sargan [CHI**2] = 53.757243 nsm = 0.1487544 ndf = 44

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 220.12818 df = 4 p = 0

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 11.908836 df = 5 p = 0.0360585

m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -2.002794 ==> nsm = 0.0451994 (skip 0 indiv.)

m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -1.989112 ==> nsm = 0.0466888 (skip 0 indiv.)

m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = 0.1387497 ==> nsm = 0.889648 (skip 0 indiv.)

m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = 0.1403265 ==> nsm = 0.888402 (skip 0 indiv.)

Est. autocorr. of e(i,t) = -0.409247 D. W. = 2.8842621 (skip 0 indiv.)

Execution time in seconds

16.0882

c.- Hypothèse 3

General informations on the model

```

file nb of obs.      : 714 file nb indiv.   : 102
usable nb of obs.   : 510 usable nb indiv. : 102
nb year lost (mlag) : 2 nb indiv. lost   : 0
observation period (file) : 1991 1997
nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
estimation period   : 1993 1997
nb of year/firm (min, max) used in estimation : 5 5
endogeneous variable : DIK
nb of regressors    : 9
regressors names :
DIK1 DIKS1 DYK1 DBK1 CONSTANT
Y_1994 Y_1995 Y_1996 Y_1997
You called 4 time(s) the gmmilev function
The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 48 columns
total nb of instruments : 53
instruments names :
GMM299 CONSTANT Y_1994 Y_1995 Y_1996 Y_1997 abl_1_1
abl_1_2 abl_1_3 abl_1_4 abl_1_5 abl_1_6 abl_1_7 abl_1_8
abl_1_9 abl_1_10 abl_1_11 abl_1_12 abl_2_1 abl_2_2 abl_2_3
abl_2_4 abl_2_5 abl_2_6 abl_2_7 abl_2_8 abl_2_9 abl_2_10
abl_2_11 abl_2_12 abl_3_1 abl_3_2 abl_3_3 abl_3_4 abl_3_5
abl_3_6 abl_3_7 abl_3_8 abl_3_9 abl_3_10 abl_3_11 abl_3_12
abl_4_1 abl_4_2 abl_4_3 abl_4_4 abl_4_5 abl_4_6 abl_4_7
abl_4_8 abl_4_9 abl_4_10 abl_4_11 abl_4_12

```

1st step (non robust) estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DIK1   -0.23272  0.0599235  -3.883624  0.0001167
DIKS1   0.1025249  0.047532  2.1569663  0.0314832
DYK1   -0.046292  0.0486755  -0.951031  0.3420474
DBK1   -0.109717  0.1270202  -0.863774  0.3881255
CONSTANT 0.0254885  0.0261097  0.9762094  0.3294318
Y_1994  -0.029708  0.0439214  -0.67639  0.499105
Y_1995  -0.028462  0.0358592  -0.793729  0.4277287
Y_1996  -0.058133  0.0360153  -1.614121  0.1071309
Y_1997  -0.016016  0.0361767  -0.442709  0.6581671

```

TSS = 43.986786 RSS = 32.086485 MSE = 0.0640449

Nobs = 510 nb param = 9 Df = 501

Det of ZhZ 1st step = 8.7234E15

Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 0.2530709 ESE (levels) = 0.1789481

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 23.05493 df = 4 p = 0.0001235

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 4.0243496 df = 5 p = 0.5459156

Est. autocorr. of e(i,t) = -0.389226 D. w. = 2.8777622 (skip 0 indiv.)

Sargan [CHI**2] = 70.987484 nsm = 0.0061118 ndf = 44

m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -7.90524 ==> nsm = 2.665E-15 (skip 0 indiv.)

m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -0.168804 ==> nsm = 0.8659509 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

1st step (robust) estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DIK1   -0.23272  0.1059572  -2.196363  0.0285234
DIKS1   0.1025249  0.0411676  2.4904279  0.0130818
DYK1   -0.046292  0.0699547  -0.661741  0.5084417
DBK1   -0.109717  0.1616132  -0.678885  0.4975243
CONSTANT 0.0254885  0.0193932  1.3143022  0.1893459
Y_1994  -0.029708  0.0337356  -0.880613  0.3789498
Y_1995  -0.028462  0.0271189  -1.049546  0.294433
Y_1996  -0.058133  0.0406945  -1.428525  0.153764
Y_1997  -0.016016  0.0295474  -0.542037  0.588034

```

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 20.126278 df = 4 p = 0.0004715

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 3.3478249 df = 5 p = 0.646528

m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -3.26723 ==> nsm = 0.0010861 (skip 0 indiv.)

m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -0.157361 ==> nsm = 0.8749601 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity

2nd step estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DIK1   -0.211979  0.0156004  -13.58804  0
DIKS1   0.079851  0.0152848  5.2242091  2.57E-7

```

```

DYK1      -0.029419 0.0172328 -1.707166 0.0884108
DBK1      -0.145744 0.0514717 -2.831537 0.0048188
CONSTANT  0.0187639 0.0093123 2.0149673 0.0444417
Y_1994    -0.020919 0.015156 -1.380237 0.1681291
Y_1995    -0.030387 0.0139954 -2.171227 0.0303827
Y_1996    -0.040211 0.0145144 -2.770448 0.0058059
Y_1997    -0.005197 0.0127628 -0.407181 0.6840487

TSS = 43.986786  RSS      = 33.084843  MSE = 0.0660376
Nobs = 510  nb param = 9  Df = 501
Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)
Det of ZhZ 2nd step = 2.286E-78
Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)
ESE (diff.) = 0.2569778  ESE (levels) = 0.1817108
Sargan [CHI**2] = 52.677148  nsm = 0.1735092  ndf = 44
Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 267.24214  df = 4  p = 0
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 13.269203  df = 5  p = 0.0209825
m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -2.083413 ==> nsm = 0.0372136 (skip 0 indiv.)
m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -2.087491 ==> nsm = 0.0368438 (skip 0 indiv.)
m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = 0.0692235 ==> nsm = 0.9448117 (skip 0 indiv.)
m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = 0.072313 ==> nsm = 0.9423528 (skip 0 indiv.)
Est. autocorr. of e(i,t) = -0.409193  D. W. = 2.8853314 (skip 0 indiv.)

Execution time in seconds
13.5507

```

d.- Hypothèse 4

General informations on the model

```

file nb of obs. : 714  file nb indiv. : 102
usable nb of obs. : 510  usable nb indiv. : 102
nb year lost (mlag) : 2  nb indiv. lost : 0
observation period (file) : 1991 1997
nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
estimation period : 1993 1997
nb of year/firm (min, max) used in estimation : 5 5
endogeneous variable : DIK
nb of regressors : 10
regressors names :
DIK1  DIKS1  DYK1  DBK1  DBKS1  CONSTANT
Y_1994  Y_1995  Y_1996  Y_1997
You called 5 time(s) the gmmilev function
The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 60 columns
total nb of instruments : 65
instruments names :
GMM299  CONSTANT  Y_1994  Y_1995  Y_1996  Y_1997  abl_1_1
abl_1_2  abl_1_3  abl_1_4  abl_1_5  abl_1_6  abl_1_7  abl_1_8
abl_1_9  abl_1_10  abl_1_11  abl_1_12  abl_2_1  abl_2_2  abl_2_3
abl_2_4  abl_2_5  abl_2_6  abl_2_7  abl_2_8  abl_2_9  abl_2_10
abl_2_11  abl_2_12  abl_3_1  abl_3_2  abl_3_3  abl_3_4  abl_3_5
abl_3_6  abl_3_7  abl_3_8  abl_3_9  abl_3_10  abl_3_11  abl_3_12
abl_4_1  abl_4_2  abl_4_3  abl_4_4  abl_4_5  abl_4_6  abl_4_7
abl_4_8  abl_4_9  abl_4_10  abl_4_11  abl_4_12  abl_5_1  abl_5_2
abl_5_3  abl_5_4  abl_5_5  abl_5_6  abl_5_7  abl_5_8  abl_5_9
abl_5_10  abl_5_11  abl_5_12

```

1st step (non robust) estimates

```

GMM on differences
          b          sb          T          prob
DIK1      -0.240502 0.0587197 -4.09576 0.0000491
DIKS1      0.1162265 0.0458516 2.5348428 0.0115536
DYK1      -0.022072 0.0453627 -0.486561 0.6267826
DBK1      0.0978361 0.3239538 0.3020063 0.7627728
DBKS1     -0.10446 0.1927209 -0.542027 0.5880414
CONSTANT  0.0285774 0.0255124 1.1201363 0.2631934
Y_1994    -0.027182 0.0429666 -0.632621 0.5272707
Y_1995    -0.028778 0.0350447 -0.821185 0.4119325
Y_1996    -0.059374 0.0351568 -1.688823 0.0918768
Y_1997    -0.019325 0.0353702 -0.546369 0.585056

```

```

TSS = 43.986786  RSS      = 30.652423  MSE = 0.0613048
Nobs = 510  nb param = 10  Df = 500
Det of ZhZ 1st step = 1.4214E10
Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)
ESE (diff.) = 0.2475982  ESE (levels) = 0.1750783
Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 29.56488  df = 5  p = 0.000018
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 3.7058548  df = 5  p = 0.5924929
Est. autocorr. of e(i,t) = -0.366804  D. W. = 2.845079 (skip 0 indiv.)
Sargan [CHI**2] = 85.2736  nsm = 0.0055124  ndf = 55

```

```

m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -7.680111 ==> nsm = 1.599E-14 (skip 0 indiv. )
m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -0.421092 ==> nsm = 0.673688 (skip 0 indiv. )
Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

```

1st step (robust) estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DIK1  -0.240502  0.0950608 -2.529979  0.0117129
DIKS1  0.1162265  0.0332285  3.4977931  0.000511
DYK1  -0.022072  0.0697916 -0.316252  0.7519431
DBK1  0.0978361  0.5268611  0.1856962  0.8527584
DBKS1  -0.10446  0.2726209 -0.383169  0.7017571
CONSTANT 0.0285774  0.0201346  1.4193184  0.1564293
Y_1994  -0.027182  0.033253 -0.817416  0.4140801
Y_1995  -0.028778  0.0282161 -1.019922  0.3082586
Y_1996  -0.059374  0.0394459 -1.505192  0.1329061
Y_1997  -0.019325  0.029517 -0.654713  0.5129539

```

```

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 34.126529 df = 5 p = 2.2468E-6
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 3.6397591 df = 5 p = 0.6023537
m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -3.099339 ==> nsm = 0.0019395 (skip 0 indiv. )
m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -0.405454 ==> nsm = 0.6851439 (skip 0 indiv. )
Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity

```

2nd step estimates

```

GMM on differences
      b          sb          T          prob
DIK1  -0.230807  0.011825 -19.51857  0
DIKS1  0.111375  0.0106167  10.49054  0
DYK1  -0.018245  0.0121647 -1.499856  0.1342828
DBK1  -0.012195  0.1173707 -0.103901  0.9172897
DBKS1  -0.047879  0.0621703 -0.770128  0.4415877
CONSTANT 0.0189983  0.0083731  2.2689697  0.0236955
Y_1994  -0.016752  0.0135901 -1.232636  0.218291
Y_1995  -0.025669  0.0112402 -2.283707  0.0228073
Y_1996  -0.038321  0.0123796 -3.09549  0.0020751
Y_1997  -0.013454  0.0115667 -1.163169  0.2453159

```

TSS = 43.986786 RSS = 31.108576 MSE = 0.0622172

Nobs = 510 nb param = 10 Df = 500

Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)

Det of ZhZ 2nd step = 4.76E-114

Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 0.2494337 ESE (levels) = 0.1763762

Sargan [CHI**2] = 58.737203 nsm = 0.3402317 ndf = 55

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 846.38762 df = 5 p = 0

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 23.938087 df = 5 p = 0.0002231

m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -2.080445 ==> nsm = 0.0374847 (skip 0 indiv.)

m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -2.054742 ==> nsm = 0.0399039 (skip 0 indiv.)

m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -0.284468 ==> nsm = 0.7760514 (skip 0 indiv.)

m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -0.283537 ==> nsm = 0.776765 (skip 0 indiv.)

Est. autocorr. of e(i,t) = -0.377247 D. W. = 2.8542067 (skip 0 indiv.)

Execution time in seconds

13.8823

4.- Foyers pluriactifs en 1991 et 1997**a.- Hypothèse 1****General informations on the model**

```

file nb of obs.      : 1946 file nb indiv.      : 278
usable nb of obs.   : 1390 usable nb indiv.    : 278
nb year lost (mlag) : 2 nb indiv. lost      : 0
observation period (file) : 1991 1997
nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
estimation period : 1993 1997
nb of year/firm (min, max) used in estimation : 5 5
endogeneous variable : DIK
nb of regressors : 8
regressors names : DIK1 DIKS1 DYK1 CONSTANT Y_1994 Y_1995 Y_1996 Y_1997
You called 3 time(s) the gmmilev function
The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 36 columns
total nb of instruments : 41
instruments names :
GMM299 CONSTANT Y_1994 Y_1995 Y_1996 Y_1997 abl_1_1
abl_1_2 abl_1_3 abl_1_4 abl_1_5 abl_1_6 abl_1_7 abl_1_8
abl_1_9 abl_1_10 abl_1_11 abl_1_12 abl_2_1 abl_2_2 abl_2_3
abl_2_4 abl_2_5 abl_2_6 abl_2_7 abl_2_8 abl_2_9 abl_2_10

```

abl_2_11 abl_2_12 abl_3_1 abl_3_2 abl_3_3 abl_3_4 abl_3_5
 abl_3_6 abl_3_7 abl_3_8 abl_3_9 abl_3_10 abl_3_11 abl_3_12

1st step (non robust) estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DIK1	-0.125443	0.0310763	-4.036626	0.0000572
DIKS1	0.1695186	0.0477147	3.552757	0.000394
DYK1	0.0274445	0.0243364	1.1277118	0.2596374
CONSTANT	-0.008742	0.0098492	-0.88755	0.3749372
Y_1994	0.0086647	0.0169304	0.5117817	0.6088856
Y_1995	0.0317659	0.013893	2.2864731	0.0223773
Y_1996	0.000606	0.0139003	0.043596	0.9652327
Y_1997	0.0059743	0.0138904	0.4301049	0.6671864

TSS = 40.621279 RSS = 36.629957 MSE = 0.026505

Nobs = 1390 nb param = 8 Df = 1382

Det of ZhZ 1st step = 2.6015E29

Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 0.1628037 ESE (levels) = 0.1151196

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 26.926505 df = 3 p = 6.1E-6

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 8.3308976 df = 5 p = 0.1389175

Est. autocorr. of e(i,t) = -0.383819 D. W. = 2.8673008 (skip 0 indiv.)

Sargan [CHI**2] = 53.014757 nsm = 0.0150305 ndf = 33

m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -17.57771 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv.)

m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -1.020541 ==> nsm = 0.3074721 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

1st step (robust) estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DIK1	-0.125443	0.033104	-3.789373	0.0001575
DIKS1	0.1695186	0.0443106	3.825691	0.0001362
DYK1	0.0274445	0.0366889	0.7480333	0.4545674
CONSTANT	-0.008742	0.0090965	-0.96099	0.3367253
Y_1994	0.0086647	0.0150372	0.5762151	0.5645636
Y_1995	0.0317659	0.0134433	2.3629516	0.0182679
Y_1996	0.000606	0.0133721	0.0453181	0.9638603
Y_1997	0.0059743	0.0147614	0.4047264	0.6857412

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 46.410911 df = 3 p = 4.638E-10

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 9.2895172 df = 5 p = 0.0980587

m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -8.461914 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv.)

m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -0.94635 ==> nsm = 0.3439703 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity

2nd step estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DIK1	-0.129888	0.0221086	-5.875023	5.2903E-9
DIKS1	0.1513309	0.0290954	5.2011977	2.2782E-7
DYK1	0.0148169	0.0239888	0.6176591	0.5369018
CONSTANT	-0.007954	0.0076907	-1.034281	0.3011858
Y_1994	0.0141506	0.0126093	1.1222373	0.2619565
Y_1995	0.0203505	0.0112121	1.8150372	0.0697349
Y_1996	-0.002973	0.0102327	-0.2905	0.7714774
Y_1997	0.0107929	0.0111067	0.9717511	0.3313445

TSS = 40.621279 RSS = 36.775992 MSE = 0.0266107

Nobs = 1390 nb param = 8 Df = 1382

Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)

Det of ZhZ 2nd step = 3.176E-39

Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 0.1631279 ESE (levels) = 0.1153488

Sargan [CHI**2] = 29.769054 nsm = 0.6287762 ndf = 33

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 100.33082 df = 3 p = 0

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 7.0358794 df = 5 p = 0.2179856

m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -7.921641 ==> nsm = 2.22E-15 (skip 0 indiv.)

m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -7.911029 ==> nsm = 2.665E-15 (skip 0 indiv.)

m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -1.248299 ==> nsm = 0.2119216 (skip 0 indiv.)

m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -1.237856 ==> nsm = 0.2157696 (skip 0 indiv.)

Est. autocorr. of e(i,t) = -0.378655 D. W. = 2.8609025 (skip 0 indiv.)

Execution time in seconds

24.0576

b.- Hypothèse 2

General informations on the model

```

file nb of obs.      : 1946  file nb indiv.   : 278
usable nb of obs.   : 1390  usable nb indiv. : 278
nb year lost (mlag) : 2     nb indiv. lost  : 0
observation period (file) : 1991 1997
nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
estimation period   : 1993 1997
nb of year/firm (min, max) used in estimation : 5 5
endogeneous variable : DIK
nb of regressors    : 9
regressors names   :

```

```

DIK1  DIKS1  DYK1  DBKS1  CONSTANT
Y_1994 Y_1995 Y_1996 Y_1997

```

You called 4 time(s) the gmmilev function

The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 48 columns

total nb of instruments : 53

instruments names :

```

GMM299  CONSTANT  Y_1994  Y_1995  Y_1996  Y_1997  abl_1_1
abl_1_2  abl_1_3  abl_1_4  abl_1_5  abl_1_6  abl_1_7  abl_1_8
abl_1_9  abl_1_10  abl_1_11  abl_1_12  abl_2_1  abl_2_2  abl_2_3
abl_2_4  abl_2_5  abl_2_6  abl_2_7  abl_2_8  abl_2_9  abl_2_10
abl_2_11  abl_2_12  abl_3_1  abl_3_2  abl_3_3  abl_3_4  abl_3_5
abl_3_6  abl_3_7  abl_3_8  abl_3_9  abl_3_10  abl_3_11  abl_3_12
abl_4_1  abl_4_2  abl_4_3  abl_4_4  abl_4_5  abl_4_6  abl_4_7
abl_4_8  abl_4_9  abl_4_10  abl_4_11  abl_4_12

```

1st step (non robust) estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DIK1	-0.119874	0.0306717	-3.9083	0.0000975
DIKS1	0.1741125	0.0472905	3.6817684	0.0002405
DYK1	0.0334005	0.0239935	1.3920663	0.1641265
DBKS1	0.0812689	0.0256419	3.1693779	0.0015612
CONSTANT	-0.007376	0.0097483	-0.756689	0.4493653
Y_1994	0.0105813	0.0167825	0.6304949	0.5284751
Y_1995	0.0302541	0.0137534	2.1997579	0.0279893
Y_1996	0.0006075	0.0137706	0.0441186	0.9648163
Y_1997	0.0055328	0.013757	0.4021809	0.6876131

TSS = 40.621279 RSS = 35.914615 MSE = 0.0260062

Nobs = 1390 nb param = 9 Df = 1381

Det of ZhZ 1st step = 9.2061E40

Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 0.1612645 ESE (levels) = 0.1140312

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 43.036716 df = 4 p = 1.0168E-8

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 10.96514 df = 5 p = 0.0520756

Est. autocorr. of e(i,t) = -0.382874 D. W. = 2.8651272 (skip 0 indiv.)

Sargan [CHI**2] = 70.731667 nsm = 0.0064653 ndf = 44

m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -17.52984 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv.)

m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -1.081178 ==> nsm = 0.2796179 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

1st step (robust) estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DIK1	-0.119874	0.0320323	-3.742297	0.0001898
DIKS1	0.1741125	0.0423114	4.1150253	0.000041
DYK1	0.0334005	0.038824	0.8603061	0.3897697
DBKS1	0.0812689	0.0385028	2.1107284	0.034975
CONSTANT	-0.007376	0.0090334	-0.816572	0.4143138
Y_1994	0.0105813	0.0148603	0.712048	0.4765553
Y_1995	0.0302541	0.0132368	2.285599	0.0224287
Y_1996	0.0006075	0.0133984	0.0453443	0.9638394
Y_1997	0.0055328	0.0146478	0.3777218	0.7056953

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 62.90096 df = 4 p = 7.12E-13

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 12.45043 df = 5 p = 0.0291108

m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -8.445443 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv.)

m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -0.991055 ==> nsm = 0.3216585 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity

2nd step estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DIK1	-0.136086	0.0176588	-7.706396	2.465E-14
DIKS1	0.1375594	0.0250693	5.4871565	4.8531E-8
DYK1	0.0087984	0.0196584	0.4475628	0.6545389

```

DBKS1      0.0834556 0.0161336 5.1727975 2.6459E-7
CONSTANT  -0.007415 0.0073001 -1.015671 0.3099638
Y_1994     0.0141115 0.0121078 1.165481 0.2440256
Y_1995     0.0216435 0.0108874 1.9879379 0.0470157
Y_1996     -0.00165 0.0094486 -0.174586 0.8614303
Y_1997     0.0077036 0.010323 0.7462587 0.4556381

TSS = 40.621279  RSS      = 35.799896  MSE = 0.0259232
Nobs = 1390  nb param = 9  Df = 1381
Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)
Det of ZhZ 2nd step = 8.622E-51
Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)
ESE (diff.) = 0.1610067  ESE (levels) = 0.113849
Sargan [CHI**2] = 35.949494  nsm = 0.8008474  ndf = 44
Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 174.8388  df = 4  p = 0
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 9.6720964  df = 5  p = 0.0850776
m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -7.398067 ==> nsm = 1.381E-13 (skip 0 indiv.)
m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -7.490992 ==> nsm = 6.839E-14 (skip 0 indiv.)
m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -1.425271 ==> nsm = 0.1540789 (skip 0 indiv.)
m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -1.461036 ==> nsm = 0.1440055 (skip 0 indiv.)
Est. autocorr. of e(i,t) = -0.369825  D. W. = 2.8497075 (skip 0 indiv.)

Execution time in seconds
25.1689

```

c.- Hypothèse 3

General informations on the model

```

file nb of obs.      : 1946  file nb indiv.   : 278
usable nb of obs.   : 1390  usable nb indiv. : 278
nb year lost (mlag) : 2     nb indiv. lost  : 0
observation period (file) : 1991 1997
nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
estimation period : 1993 1997
nb of year/firm (min, max) used in estimation : 5 5
endogeneous variable : DIK
nb of regressors : 9
regressors names :
DIK1  DIKS1  DYK1  DBK1  CONSTANT
Y_1994  Y_1995  Y_1996  Y_1997
You called 4 time(s) the gmmilev function
The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 48 columns
total nb of instruments : 53
instruments names :
GMM299  CONSTANT  Y_1994  Y_1995  Y_1996  Y_1997  abl_1_1
abl_1_2  abl_1_3  abl_1_4  abl_1_5  abl_1_6  abl_1_7  abl_1_8
abl_1_9  abl_1_10  abl_1_11  abl_1_12  abl_2_1  abl_2_2  abl_2_3
abl_2_4  abl_2_5  abl_2_6  abl_2_7  abl_2_8  abl_2_9  abl_2_10
abl_2_11  abl_2_12  abl_3_1  abl_3_2  abl_3_3  abl_3_4  abl_3_5
abl_3_6  abl_3_7  abl_3_8  abl_3_9  abl_3_10  abl_3_11  abl_3_12
abl_4_1  abl_4_2  abl_4_3  abl_4_4  abl_4_5  abl_4_6  abl_4_7
abl_4_8  abl_4_9  abl_4_10  abl_4_11  abl_4_12

```

1st step (non robust) estimates

```

GMM on differences
          b          sb          T          prob
DIK1      -0.12114 0.0309202 -3.917817 0.0000937
DIKS1     0.1670275 0.0475577 3.5120992 0.0004589
DYK1     0.0310235 0.0237717 1.305058 0.1920905
DBK1     0.0909149 0.0499464 1.8202494 0.0689374
CONSTANT -0.007592 0.0098333 -0.77205 0.4402167
Y_1994   0.0103286 0.0169192 0.6104675 0.5416526
Y_1995   0.0315278 0.0138598 2.2747693 0.0230725
Y_1996   0.0010128 0.0138737 0.0729983 0.941818
Y_1997   0.0058886 0.0138587 0.4249043 0.6709726

```

```

TSS = 40.621279  RSS      = 36.447897  MSE = 0.0263924
Nobs = 1390  nb param = 9  Df = 1381
Det of ZhZ 1st step = 1.5296E38
Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)
ESE (diff.) = 0.1624574  ESE (levels) = 0.1148747
Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 30.975019  df = 4  p = 3.0975E-6
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 10.817534  df = 5  p = 0.0551202
Est. autocorr. of e(i,t) = -0.382302  D. W. = 2.8667978 (skip 0 indiv.)
Sargan [CHI**2] = 67.128257  nsm = 0.013916  ndf = 44
m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -17.49039 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv.)
m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -1.113677 ==> nsm = 0.265418 (skip 0 indiv.)
Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

```

1st step (robust) estimates

```
GMM on differences
      b          sb          T          prob
DIK1   -0.12114  0.032069 -3.777468 0.0001652
DIKS1   0.1670275 0.0423385 3.9450544 0.0000838
DYK1    0.0310235 0.0395859 0.7837014 0.4333497
DBK1    0.0909149 0.0699056 1.3005382 0.1936336
CONSTANT -0.007592 0.0091237 -0.832099 0.4054967
Y_1994  0.0103286 0.0149487 0.6909384 0.4897204
Y_1995  0.0315278 0.0134016 2.3525433 0.0187852
Y_1996  0.0010128 0.0134665 0.0752057 0.940062
Y_1997  0.0058886 0.0147418 0.3994504 0.6896231
```

```
Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 52.737791 df = 4 p = 9.669E-11
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 11.322887 df = 5 p = 0.0453409
m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -8.449997 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv.)
m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -1.023726 ==> nsm = 0.3059649 (skip 0 indiv.)
Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity
```

2nd step estimates

```
GMM on differences
      b          sb          T          prob
DIK1   -0.134509 0.0180618 -7.447138 1.672E-13
DIKS1   0.1338653 0.0227387 5.8871029 4.9275E-9
DYK1    0.0054032 0.020972 0.2576409 0.7967225
DBK1    0.0924949 0.0391652 2.3616632 0.0183313
CONSTANT -0.010484 0.0073297 -1.430348 0.1528435
Y_1994  0.0182572 0.0120681 1.512854 0.1305456
Y_1995  0.0267608 0.0109325 2.4478282 0.0144958
Y_1996  0.0012767 0.0094553 0.1350202 0.8926156
Y_1997  0.0125024 0.0105648 1.1834049 0.2368524
```

```
TSS = 40.621279 RSS = 36.568217 MSE = 0.0264795
Nobs = 1390 nb param = 9 Df = 1381
Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)
Det of ZhZ 2nd step = 8.973E-52
Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)
ESE (diff.) = 0.1627253 ESE (levels) = 0.1150642
Sargan [CHI**2] = 35.442943 nsm = 0.8177249 ndf = 44
Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 142.56914 df = 4 p = 0
Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 12.673668 df = 5 p = 0.0266365
m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -7.567037 ==> nsm = 3.819E-14 (skip 0 indiv.)
m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -7.591309 ==> nsm = 3.153E-14 (skip 0 indiv.)
m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -1.42797 ==> nsm = 0.1533006 (skip 0 indiv.)
m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -1.441972 ==> nsm = 0.1493102 (skip 0 indiv.)
Est. autocorr. of e(i,t) = -0.371181 D. W. = 2.853585 (skip 0 indiv.)
```

```
Execution time in seconds
25.2600
```

d.- Hypothèse 4**General informations on the model**

```
file nb of obs. : 1946 file nb indiv. : 278
usable nb of obs. : 1390 usable nb indiv. : 278
nb year lost (mlag) : 2 nb indiv. lost : 0
observation period (file) : 1991 1997
nb of year/firm (min, max) - file - : 7 7
estimation period : 1993 1997
nb of year/firm (min, max) used in estimation : 5 5
endogeneous variable : DIK
nb of regressors : 10
```

```
regressors names :
DIK1 DIKS1 DYK1 DBK1 DBKS1 CONSTANT
Y_1994 Y_1995 Y_1996 Y_1997
You called 5 time(s) the gmmilev function
The gmmilev function(s) has created an instrument matrix with 60 columns
total nb of instruments : 65
instruments names :
GMM299 CONSTANT Y_1994 Y_1995 Y_1996 Y_1997 abl_1_1
abl_1_2 abl_1_3 abl_1_4 abl_1_5 abl_1_6 abl_1_7 abl_1_8
abl_1_9 abl_1_10 abl_1_11 abl_1_12 abl_2_1 abl_2_2 abl_2_3
abl_2_4 abl_2_5 abl_2_6 abl_2_7 abl_2_8 abl_2_9 abl_2_10
abl_2_11 abl_2_12 abl_3_1 abl_3_2 abl_3_3 abl_3_4 abl_3_5
abl_3_6 abl_3_7 abl_3_8 abl_3_9 abl_3_10 abl_3_11 abl_3_12
abl_4_1 abl_4_2 abl_4_3 abl_4_4 abl_4_5 abl_4_6 abl_4_7
abl_4_8 abl_4_9 abl_4_10 abl_4_11 abl_4_12 abl_5_1 abl_5_2
abl_5_3 abl_5_4 abl_5_5 abl_5_6 abl_5_7 abl_5_8 abl_5_9
```

abl_5_10 abl_5_11 abl_5_12

1st step (non robust) estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DIK1	-0.119041	0.0305371	-3.898253	0.0001015
DIKS1	0.1706153	0.0469804	3.631629	0.0002919
DYK1	0.0374802	0.0242367	1.5464267	0.1222308
DBK1	-0.094188	0.1025526	-0.918436	0.3585509
DBKS1	0.1339749	0.0544046	2.4625681	0.013916
CONSTANT	-0.007602	0.0097227	-0.781845	0.4344398
Y_1994	0.0101349	0.0167014	0.6068265	0.5440659
Y_1995	0.0293954	0.0136752	2.1495449	0.0317646
Y_1996	0.000147	0.0136911	0.0107379	0.9914341
Y_1997	0.0052429	0.0136783	0.383302	0.7015549

TSS = 40.621279 RSS = 35.483041 MSE = 0.0257123

Nobs = 1390 nb param = 10 Df = 1380

Det of ZhZ 1st step = 2.6262E41

Note: mse computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 0.1603507 ESE (levels) = 0.1133851

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 50.712292 df = 5 p = 9.906E-10

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 8.0569477 df = 5 p = 0.1531249

Est. autocorr. of e(i,t) = -0.38238 D. W. = 2.8620199 (skip 0 indiv.)

Sargan [CHI**2] = 84.128657 nsm = 0.0069524 ndf = 55

m1 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -17.43029 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv.)

m2 step 1 (non robust to hetero.) [N(0,1)] = -1.048904 ==> nsm = 0.2942222 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics not robust to heterokedasticity

1st step (robust) estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DIK1	-0.119041	0.0321001	-3.708432	0.0002168
DIKS1	0.1706153	0.0441982	3.8602323	0.0001185
DYK1	0.0374802	0.0368793	1.0162935	0.3096678
DBK1	-0.094188	0.1275901	-0.738208	0.4605138
DBKS1	0.1339749	0.0777894	1.7222785	0.0852431
CONSTANT	-0.007602	0.0090167	-0.843066	0.3993375
Y_1994	0.0101349	0.0147744	0.6859728	0.4928455
Y_1995	0.0293954	0.0130318	2.2556736	0.0242471
Y_1996	0.000147	0.0132866	0.0110647	0.9911734
Y_1997	0.0052429	0.0145339	0.3607379	0.7183506

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 61.517537 df = 5 p = 5.901E-12

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 10.363708 df = 5 p = 0.0655617

m1 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -8.506213 ==> nsm = 0 (skip 0 indiv.)

m2 robust (Gauss/DPD) [N(0,1)] = -0.954833 ==> nsm = 0.3396621 (skip 0 indiv.)

Warning : Standard errors and test statistics robust to heterokedasticity

2nd step estimates

GMM on differences

	b	sb	T	prob
DIK1	-0.125454	0.0172862	-7.257484	6.559E-13
DIKS1	0.1387781	0.0244499	5.6760212	1.6781E-8
DYK1	0.0328766	0.0173296	1.8971381	0.0580183
DBK1	-0.101344	0.0681788	-1.486442	0.1373905
DBKS1	0.1301706	0.0320039	4.0673401	0.0000502
CONSTANT	-0.008815	0.0064939	-1.35742	0.1748698
Y_1994	0.011981	0.0107563	1.1138634	0.2655318
Y_1995	0.0218745	0.0099114	2.2070133	0.0274772
Y_1996	0.0010134	0.0087715	0.1155314	0.9080407
Y_1997	0.0072879	0.0094047	0.7749183	0.4385207

TSS = 40.621279 RSS = 35.068534 MSE = 0.025412

Nobs = 1390 nb param = 10 Df = 1380

Warning : Standard errors may be not reliable (downward bias)

Det of ZhZ 2nd step = 7.108E-75

Note: mse is computed on the differenced residuals (not levels as DPD/Gauss)

ESE (diff.) = 0.1594114 ESE (levels) = 0.1127209

Sargan [CHI**2] = 46.570118 nsm = 0.7836172 ndf = 55

Wald test of jt signif. of x's [CHI**2] = 458.61781 df = 5 p = 0

Wald test of jt signif. of time [CHI**2] = 6.9741779 df = 5 p = 0.2225678

m1 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -7.455686 ==> nsm = 8.948E-14 (skip 0 indiv.)

m1 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -7.561623 ==> nsm = 3.975E-14 (skip 0 indiv.)

m2 step 2 (DPD/Gauss) [N(0,1)] = -1.204462 ==> nsm = 0.2284109 (skip 0 indiv.)

m2 step 2 (DPD/Ox) [N(0,1)] = -1.226104 ==> nsm = 0.2201597 (skip 0 indiv.)

Est. autocorr. of e(i,t) = -0.374682 D. W. = 2.853102 (skip 0 indiv.)

Execution time in seconds

36.8117

TABLE DES MATIERES

REMERCIEMENTS	3
SOMMAIRE	7
INTRODUCTION GENERALE	11
PREMIERE PARTIE	
CHAPITRE 1 : CONSTRUCTION DU CADRE D'ANALYSE	18
SECTION 1.- LE MODELE STATIQUE DU MENAGE AGRICOLE : UNE REVUE DE LA LITTERATURE	20
A.- PRESENTATION DU MODELE	23
B.- RESOLUTION DU MODELE	25
1.- Premier cas : le ménage est pluriactif	26
2.- Second cas : le ménage est monoactif	27
3.- Discussion sur la récursivité du modèle	29
C.- APPLICATIONS EMPIRIQUES : UNE REVUE DE LA LITTERATURE	32
1.- Influence des caractéristiques individuelles	36
2.- Influence des caractéristiques familiales	37
3.- Influence des caractéristiques de l'exploitation	39
4.- Influence de la localisation de l'exploitation	41
5.- Influence des politiques publiques	43
SECTION 2.- LE MODELE DYNAMIQUE DU MENAGE AGRICOLE	46
A.- UN MODELE DYNAMIQUE DU MENAGE AGRICOLE	49
1.- Ecriture du modèle	49
2.- Résolution du modèle	51
B.- LE MODELE DE PHIMISTER (1993)	58
1.- Ecriture du modèle	59
2.- Résolution du modèle	60

C.- CONSTRUCTION DU MODELE DE « BASE »	65
1.- Ecriture du modèle	65
2.- Résolution du modèle	67
CHAPITRE 2 : PRISE EN COMPTE DES IMPERFECTIONS DU MARCHE DU CREDIT	71
SECTION 1.- PARADIGME DE L'INFORMATION IMPARFAITE ET IMPLICATIONS EN MATIERE DE FINANCEMENT DE L'EXPLOITATION	74
A.- PARADIGME DE L'INFORMATION IMPARFAITE	75
1.- Problèmes d'antisélection	76
2.- Problèmes d'aléa moral	77
B.- IMPLICATIONS EN MATIERE DE FINANCEMENT DE L'ACTIVITE AGRICOLE	82
1.- Le financement de l'agriculture française	84
a.- Prêts bonifiés	84
b.- Prêts non bonifiés	87
c.- Garanties exigibles de l'emprunteur	89
2.- La gestion du risque d'impayé par le Crédit Agricole : un aperçu historique	91
a.- De 1900 à 1970	91
b.- Des années 1970 aux années 1990	93
c.- Depuis les années 1990	95
SECTION 2.- MODELISATION DES DECISIONS D'INVESTISSEMENT ET DE FINANCEMENT	98
A. RESTRICTIONS QUANTITATIVES EN MATIERE D'EMPRUNT	99
1.- Plafond d'endettement exogène	100
2.- Plafond d'endettement endogène	107
B.- COUTS D'AGENCE	112
 SECONDE PARTIE	
 CHAPITRE 3 : DONNEES ET STATISTIQUES DESCRIPTIVES	 119
 SECTION 1.-UN APERÇU DES SOURCES STATISTIQUES TRADITIONNELLEMENT EMPLOYEES DANS LES ETUDES FRANÇAISES RELATIVES A LA PLURIACTIVITE DES FAMILLES D'AGRICULTEURS	 122
A. PRESENTATION GENERALE DE CES SOURCES	122

B.- AMPLEUR ET EVOLUTION DE LA PLURIACTIVITE DANS L'AGRICULTURE FRANÇAISE AU COURS DE LA DECENNIE 1990	126
SECTION 2.- LES APPARIEMENTS RICA–SOURCE FISCALE DE 1991 ET 1997	134
A.- LA SOURCE FISCALE	136
B.- LA SOURCE COMPTABLE	138
C.- LES OPERATIONS D'APPARIEMENT	139
D.- IMPORTANCE DE LA PLURIACTIVITE ET PRINCIPALES CARACTERISTIQUES DES EXPLOITATIONS	146
SECTION 3.- CONSTRUCTION DU PANEL RICA-SOURCE FISCALE 1991-1997	156
A.- CONSTRUCTION DU PANEL	156
B.- IMPORTANCE DE LA PLURIACTIVITE	159
SECTION 4.- DESCRIPTIF DU PANEL RICA SOURCE FISCALE 1991-1997	161
A.- CARACTERISTIQUES ECONOMIQUES ET STRUCTURELLES DES EXPLOITATIONS	161
1.- Contexte général	162
2.- Prise en compte du statut en matière de pluriactivité	163
B.- CARACTERISTIQUES FINANCIERES DES EXPLOITATIONS	172
1.- Eléments relatifs au tableau de financement de l'exploitation	172
2.- Eléments relatifs au bilan de l'exploitation	180
C.- PLURIACTIVITE ET DIFFICULTES FINANCIERES DES EXPLOITATIONS	185
1.- Ensemble des exploitations	187
2.- Prise en compte du statut en matière de pluriactivité	190
CHAPITRE 4 : APPLICATIONS EMPIRIQUES	199
SECTION 1.- PLURIACTIVITE ET FINANCEMENT INTERNE DE L'EXPLOITATION	202
A.- REVUE DE LA LITTERATURE	203
1.- Contexte théorique	203
a.- La fonction de consommation keynésienne et ses extensions	204
b.- La théorie du revenu permanent et ses extensions	207
2.- L'hypothèse du cycle de vie/revenu permanent	210
B.- UNE ANALYSE DU PARTAGE DU REVENU AGRICOLE	215
1.- Construction du cadre d'analyse	216
2.- Les déterminants potentiels du partage du revenu agricole	218
a.- Déterminants propres à la sphère domestique	218
b. Déterminants propres à la sphère professionnelle	220

c.- Déterminants mixtes du montant des prélèvements privés	223
C.- SPECIFICATION EMPIRIQUE, STRATEGIE D'ESTIMATION ET RESULTATS	225
1.- Spécification(s) économétrique(s) et statistiques descriptives	226
2.- Stratégie d'estimation	229
3.- Présentation et commentaire des résultats	232
SECTION 2.- PLURIACTIVITE ET FINANCEMENT EXTERNE DE L'EXPLOITATION	240
A.- REVUE DE LITTERATURE	241
B.- METHODOLOGIE	248
C.- STRATEGIE D'ESTIMATION ET RESULTATS	251
1.- Stratégie d'estimation	252
2.- Résultats	252
SECTION 3.-PLURIACTIVITE ET COMPORTEMENTS D'INVESTISSEMENT DES FOYERS D'AGRICULTEURS	259
A.- LE MODELE	259
1.- Perfection du marché du crédit.	266
2.- Existence d'une prime d'agence	267
3.- Existence de restrictions quantitatives en matière d'emprunt	268
4.- Présence simultanée de coûts d'agence et d'un plafond d'endettement endogène	269
B.- STRATÉGIE D'ESTIMATION	270
C. RESULTATS	272
1.- Absence d'imperfections du marché du crédit	272
2.- Existence d'une prime d'agence	274
3.- Existence d'un plafond d'endettement endogène	276
4.- Présence simultanée d'un plafond d'endettement et de coûts d'agence	277
CONCLUSION GENERALE	280
BIBLIOGRAPHIE	294

ANNEXES	316
ANNEXE I : CARACTERISTIQUES GENERALES DE L'EXPLOITATION	317
ANNEXE II : ELEMENTS DU BILAN	321
ANNEXE III : TABLEAU DE FINANCEMENT	327
ANNEXE IV : SOLDES INTERMEDIAIRES DE GESTION	333
ANNEXE V : EQUATIONS DE PRELEVEMENTS	343
ANNEXE VI : EQUATIONS D'ENDETTEMENT	393
ANNEXE VII : EQUATIONS D'EULER DE L'INVESTISSEMENT	419
TABLE DES MATIERES	468