



HAL
open science

La gestion du risque phytosanitaire dans les systèmes de production intensive : une approche économétrique

Alain Carpentier

► **To cite this version:**

Alain Carpentier. La gestion du risque phytosanitaire dans les systèmes de production intensive : une approche économétrique. Economies et finances. 1993. hal-02851564

HAL Id: hal-02851564

<https://hal.inrae.fr/hal-02851564>

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.



Distributed under a Creative Commons Attribution - NonCommercial 4.0 International License



Institut National de la Recherche Agronomique

Station d'Economie et Sociologie Rurales

65, rue de St-Brieuc - 35042 Rennes cedex

DEA Analyse et politique économiques

**LA GESTION DU RISQUE PHYTOSANITAIRE
DANS LES SYSTEMES DE PRODUCTION
INTENSIVE : UNE APPROCHE ECONOMETRIQUE**

CARPENTIER Alain

INRA-ESR Rennes

Directeur : M. Jacques MAIRESSE

Septembre 1993

DOCUMENTATION ÉCONOMIE RURALE RENNES



* 0 1 4 5 4 3 *

Ce mémoire se situe dans le prolongement d'une étude réalisée dans le cadre du séminaire de recherches "Econométrie des données de panel" dirigé par MM. Mairesse, Trognon et Sevestre.

De nombreuses personnes ont contribué à l'élaboration de ce travail, je tiens à les en remercier. Je me dois, en outre, de rendre un hommage particulier à M. Mairesse. Les conseils qu'il m'a prodigués tout au long de cette étude ont, dans une large mesure, guidé l'approche que j'ai utilisée.

TABLE DES MATIERES

AVANT-PROPOS	4
INTRODUCTION	5
I. LES PESTICIDES ET LEUR UTILISATION DANS LA LITTERATURE ECONOMIQUE	7
I.1.1. Les caractéristiques des pesticides	7
I.1.2. L'importance de l'agriculture dans l'utilisation des pesticides	8
I.1.3. Le marché des pesticides	8
I.1.4. Les pesticides, la santé publique et l'environnement	10
I.1.5. Les pesticides et le processus d'intensification des cultures	11
I.2. L'utilisation des pesticides dans la littérature économique	12
I.2.1. Les pesticides et l'aversion pour le risque	13
I.2.1.i. L'approche générale	13
I.2.1.ii. L'approche fondée sur l'utilisation de la fonction de Just et Pope	13
I.2.2. Les pesticides et l'information	14
I.2.2.i. Le choix de la mesure de probabilité	14
I.2.2.ii. L'endogénéité des choix de traitement	15
II. MODELISATION DE LA TECHNOLOGIE STOCHASTIQUE	17
II.1. Les modèles de Just and Pope	17
II.2. Les généralisations de Griffiths et Anderson, méthodes d'estimation et applications	20
II.2.1. La fonction de Just and Pope à erreurs composées	20
II.2.2. Les méthodes d'estimation utilisées	22
a. Première grande étape d'estimation	22
b. Deuxième grande étape	22
i. Utilisation des carrés des résidus (sous hypothèse de normalité)	23
ii. Utilisation des carrés des résidus et des résidus croisés	24
c. Troisième grande étape	24
II.2.3. Présentation des données utilisées	25
a. Construction des variables	25
b. Statistiques descriptives	26
II.2.4. Présentation des résultats de l'estimation de la fonction de production de Just and Pope à erreur additive sous hypothèse de normalité	27
II.3. Comparaisons des spécifications de la fonction de production et de leurs méthodes d'estimation	30
II.3.1. Comparaison des méthodes d'estimation des paramètres de l'hétéroscédasticité	30
II.3.2. Comparaison des spécifications : erreur additive versus erreur multiplicative	31
II.3.3. Comparaison avec le modèle à hétérogénéité individuelle	32
II.3.4. Bilan	34
II.4. Critiques de la spécification de Griffiths and Anderson	35
III. INFLUENCE ET MESURE DES PARAMETRES DE L'ATTITUDE FACE AU RISQUE DES AGRICULTEURS	36
III.1. Le modèle d'utilité espérée	37
III.1.1. Présentation du modèle	37
III.1.2. Quelques résultats de statique comparative	39
III.2. Estimation de l'indice absolu d'aversion pour le risque des agriculteurs	40
III.2.1. Présentation du modèle estimé	40
III.2.1. Suppression du biais d'hétérogénéité	41
CONCLUSION	43
BIBLIOGRAPHIE	45

AVANT-PROPOS

L'utilisation croissante des intrants industriels, pesticides et engrais, a permis la progression rapide des rendements agricoles au cours des dernières décennies. Mais les produits phytosanitaires sont, par nature, des toxiques. Aussi, peuvent-ils avoir des effets sur l'homme la faune et la flore. Leur utilisation se heurte donc à deux contraintes : la préservation de la santé publique et la protection de l'environnement.

Dès 1943, une procédure de contrôle de la mise en marché des produits phytosanitaires a été mise en place. Constamment aménagée au cours du temps, cette procédure s'avère efficace pour la protection de la santé des consommateurs. Toutefois, l'observation des effets, et en particulier ceux de long terme, des pesticides sur l'environnement montre que l'impact de leur utilisation massive a été sous-estimé. Ceci se traduit actuellement par un resserrement de la contrainte environnementale à laquelle est soumise l'utilisation des produits phytosanitaires.

Un nouveau compromis doit donc être trouvé entre, d'une part, l'efficacité et la compétitivité d'une agriculture consommatrice de pesticides et, d'autre part, le bien-être d'une population de mieux en mieux informée et de plus en plus soucieuse de la qualité de son environnement.

Ce mémoire s'inscrit dans un programme de recherche de l'Institut National de la Recherche Agronomique (D. Vermersch, Unité Environnement et Ressources Naturelles, ESR Rennes), qui porte sur l'élaboration de mesures de régulation du marché des produits phytosanitaires tenant compte de la dimension environnementale. Ces mesures devront être compatibles avec les objectifs de la nouvelle Politique Agricole Commune, tant au niveau de la production agricole que de la préservation de l'environnement et compléter les législations communautaires et nationales actuellement en vigueur.

INTRODUCTION

La protection phytosanitaire se définit comme le sous-processus de production agricole destiné à la lutte contre les ennemis des cultures. En France et dans la plupart des pays industrialisés, la protection des cultures utilise des produits issus de l'industrie chimique : les pesticides ou produits phytosanitaires. Généralement ces produits sont à action préventive et sont utilisés contre les risques sanitaires : pullulations d'insectes nuisibles, développement de champignons parasites,

Actuellement, les résultats d'enquêtes et les avis des agronomes montrent que les agriculteurs utilisent trop de pesticides, eu égard au risque auquel sont exposées les cultures.

Ce type de pratique ne remet pas en cause la sécurité des consommateurs de produits agricoles car ces derniers ne supportent les effets des pesticides que la durée d'une campagne. En effet les produits phytosanitaires utilisés en France sont homologués. Cette homologation garantit que si ces produits sont utilisés de manière optimale par les agriculteurs, donc en quantité maximale en situation de risque important, ils sont sans danger pour les denrées traitées. Mais il en va autrement de l'environnement qui subit les effets des pesticides année après année. Il est donc fragilisé et exposé aux effets qui découlent de l'accumulation des pesticides et de leurs résidus.

La réaction des économistes face à cette surconsommation des pesticides est de considérer que le pesticide est un facteur de production particulier en ce sens qu'il agit directement sur la variance des rendements agricoles. Puisqu'il réduit l'aléa constitué par les attaques des déprédateurs, le pesticide est un intrant qui conjointement augmente l'espérance et diminue la variance des rendements. Dès lors, l'aversion pour le risque des agriculteurs devient le point central de l'analyse des économistes agricoles. A partir des axiomatiques de l'espérance d'utilité on montre qu'un agriculteur averse au risque accorde une prime au risque phytosanitaire sous forme de pesticides, ce qui en expliquerait pour partie la surconsommation.

Le but de travail est de montrer que si l'aversion pour le risque a un impact indéniable sur l'utilisation des pesticides et d'importantes implications en terme de politiques de régulation (Sandler and Sterbenz, 1988 et Leathers et Quiggin, 1991), elle n'est pas le seul facteur d'explication de la surconsommation des produits phytosanitaires. En particulier la gestion du risque phytosanitaire doit être perçue comme un sous-processus de production qui a une grande importance dans les systèmes de production intensifs utilisés en France actuellement. Les travaux menés en agronomie montrent que les pratiques culturales employées aujourd'hui: avancée des dates de semis, augmentation des densités de semis, utilisation de variétés très productives mais fragiles, utilisation massive d'engrais,... tendent à accroître les risques phytosanitaires (Meynard, 1991). Ce besoin de maîtrise des ennemis des cultures expliquerait en grande partie pourquoi un bassin de céréaliculture intensive tel que la France soit le troisième consommateur de produits phytosanitaires au niveau mondial.

Partant de ce constat, il est évident que l'étude de l'utilisation des pesticides doit se faire dans le cadre d'une analyse plus globale de l'utilisation des facteurs de production dans les systèmes de production intensifs (Mahé et Rainelli, 1987). Ce point est d'autant plus important qu'il tend à prouver que les mesures de régulation envisageables dans le domaine des pesticides gagneraient beaucoup en efficacité si elles tenaient compte de ces relations de dépendance ou de complémentarité entre les produits phytosanitaires et les techniques culturales intensives.

L'étude sera conduite à partir de l'exemple des grandes cultures (céréales, oléagineux,...). Elle rendra explicitement compte des relations qui existent au niveau du risque de production entre l'utilisation des engrais et des pesticides. Le choix des engrais est assez naturel car ils comptent parmi les principaux facteurs d'intensification des cultures. D'autres facteurs de production auraient dû être intégrés dans l'étude mais ils sont en général difficilement mesurables en agriculture. C'est en particulier le cas pour ce qui concerne le travail et le capital.

L'information est aussi un point essentiel de l'étude du comportement de l'agriculteur dans la mesure où elle peut être considérée comme un intrant qui permet une quantification précise du risque sanitaire. Elle permet donc une

utilisation meilleure des produits phytosanitaires. Ni la production, ni la demande de cet intrant ne seront étudiées ici. Cependant la place prépondérante de l'information dans l'analyse de l'utilisation des pesticides par les agriculteurs sera mise en évidence.

La première partie est une revue succincte de la littérature économique traitant de l'utilisation des produits phytosanitaires par les agriculteurs. Les deux parties suivantes présentent la formalisation du comportement de l'agriculteur qui a été adoptée ainsi et les estimations effectuées à partir d'un panel de 496 agriculteurs suivis sur 4 ans. La deuxième partie est centrée sur la fonction de production et la troisième sur l'aversion pour le risque. Cette modélisation repose sur des hypothèses simplificatrices et relativement fortes qui seront discutées tout au long de la présentation.

I. LES PESTICIDES ET LEUR UTILISATION DANS LA LITTERATURE ECONOMIQUE

1.1. Les pesticides

1.1.1. Les caractéristiques des pesticides

Les nombreux facteurs naturels qui peuvent déprécier une production agricole peuvent être répartis en deux groupes: les facteurs climatiques (gel, précipitations,...) et les déprédateurs. Dans l'écosystème que constitue la parcelle agricole, ces derniers sont les êtres vivants qui consomment, parasitent ou concurrencent les plantes cultivées. Les préjudices dus aux ennemis des cultures sont généralement quantitatifs.

Aux techniques mécaniques ou culturales utilisées autrefois pour la protection des cultures s'est substitué, dans une large mesure, l'usage de substances toxiques: les pesticides¹. Le terme "pesticide" recouvre donc

¹ Les produits phytosanitaires comprennent les pesticides et les régulateurs de croissance des plantes cultivées. Dans la suite du mémoire les termes produits phytosanitaires et pesticides seront utilisés indifféremment.

l'ensemble des substances utilisées contre les déprédateurs des cultures. Les herbicides sont utilisés contre les adventices ou plantes concurrentes des cultures, les insecticides contre les insectes ravageurs et les fongicides contre les champignons parasites². Cette simple description définit les caractéristiques essentielles des produits phytosanitaires. Ce sont des facteurs qui n'agissent qu'indirectement sur les productions agricoles. Leur utilisation n'est justifiée que par la présence de déprédateurs, si leur action est curative ou par l'existence d'un risque phytosanitaire si leur action est préventive. Dans la pratique, la plupart des traitements sont préventifs. En effet, le temps d'action des produits et le délai de réaction de l'agriculteur face à une infestation limitent l'efficacité des traitements purement curatifs.

A partir de la fin de la seconde guerre mondiale, le développement de la chimie organique de synthèse a permis l'essor de la phytopharmacie et l'utilisation massive des pesticides en protection des cultures. L'efficacité des pesticides est, en effet, considérée comme une des composantes essentielles des hausses spectaculaires de rendement constatées depuis trente ans.

1.1.2. L'importance de l'agriculture dans l'utilisation des pesticides

Les terres labourables couvrent 23% du territoire français. Ceci donne un ordre de grandeur des surfaces concernées par l'utilisation des produits phytosanitaires agricoles et, par conséquent, des effets indésirables liés à leur toxicité. De plus, ces terres se trouvent généralement dans les régions suffisamment humides pour permettre une bonne alimentation en eau des cultures ce qui augmente d'autant les risques de pollution des cours d'eau et des nappes phréatiques, les principaux vecteurs des pesticides dans le milieu naturel.

1.1.3. Le marché des pesticides

En 1990, près de 400 molécules, tous types de pesticides confondus,

² Il existe d'autres types de pesticides: nématocides (contre les nématodes), les rodenticides (contre les rongeurs),... Ces derniers sont de moindre importance économique.

sont disponibles sur le seul marché français. Les ventes mondiales de produits phytosanitaires sont estimées à 20 milliards de dollars en 1987.

Tableau 1.1. Evolution du marché mondial des phytosanitaires
(10⁶ US dollars courants)

Années	1960	1970	1980	1987
Millions dollars courants	850	2700	11565	20000
Taux de croissance annuelle en % (Moyenne sur les 10 années précédentes)		21.76	32.83	8.4

Source : Chrétien, 1988.

Leur observation à partir de 1960 fait apparaître trois phases distinctes. De 1960 à 1970 les ventes triplent, de 1970 à 1980 elles font plus que quadrupler et de 1980 à 1986, elles ne progressent qu'au taux annuel de +8,40% (dépenses calculées en dollars courants). Ce ralentissement est généralement attribué, d'une part aux politiques agricoles menées aux Etats-Unis (gel des terres) et dans la CEE (baisse du soutien des prix) et, d'autre part aux problèmes financiers des pays en voie de développement (Chrétien, 1988). La récente réforme de la PAC accentue cette tendance à la baisse (Les Echos, 1993).

Les Etats-Unis et l'Europe occidentale représentent respectivement 26% et 25% des consommations mondiales des produits phytosanitaires en 1987. La France est le troisième marché mondial et le premier marché européen avec près du tiers des consommations d'Europe de l'Ouest (Chrétien, 1988).

L'industrie phytosanitaire est relativement concentrée, les 20 plus grandes firmes courent 90% du marché mondial. Les 5 plus importantes, dans l'ordre décroissant: BAYER, CIBA GEIGY, ICI, RHONE POULENC et MONSANTO détiennent 50% du marché mondial. Ces firmes sont de grandes sociétés internationales de l'industrie chimique. La part du chiffre d'affaires de chacune de ces entreprises réalisée dans le secteur des produits phytosanitaires n'excède jamais 25%. Cette concentration qui s'est accélérée depuis le début des années 1980 s'est opérée par croissances externes. Elle aurait deux origines principales: la contraction de la demande évoquée plus haut et l'importance des investissements de recherche nécessaire à

l'élaboration d'un produit phytosanitaire commercialisable (Bye et Monétari, 1991).

En effet, le délai moyen existant entre la première formulation d'une molécule et sa mise en vente est estimé à 5 ans. Cette période correspond au temps nécessaire pour la mise au point d'un produit dont l'efficacité sur champ et l'innocuité vis-à-vis de l'homme doivent être prouvées. Tout industriel propriétaire d'une matière active nouvelle doit constituer un dossier d'homologation composé de deux parties: un dossier agronomique et un dossier toxicologique. Ce dossier est ensuite examinée par un comité d'homologation qui après concertation avec les instances compétentes concernées se prononce sur l'autorisation éventuelle de la mise en marché du produit. Depuis quelques années, de nouvelles contraintes concernant les effets des pesticides sur l'environnement (pollution des eaux, destruction de faune et flore sauvages,...) ont été instaurées et pèsent de plus en plus sur le coût et le temps d'élaboration d'un produit phytosanitaire. Ceci trace le cadre législatif dans lequel opèrent les producteurs de pesticides.

1.1.4. Les pesticides, la santé publique et l'environnement

La procédure d'homologation est le seul instrument de régulation utilisé par les pouvoirs publics pour la gestion du marché des phytosanitaires et, par conséquent, pour celle des effets externes découlant de leur utilisation. Cependant les amendements qui lui sont constamment apportés incitent l'industrie des phytosanitaires à tenir compte des acquis scientifiques les plus récents lors de la formulation de leurs produits et en font un instrument très performant de la garantie de la qualité des pesticides utilisés (De Cormis, 1991). Partant de ce constat, deux points essentiels peuvent être mis en évidence à propos du problème des effets nuisibles des pesticides.

Il semble que l'objectif de la préservation de la santé publique est globalement atteint. Les denrées agricoles ne supportent les effets des pesticides que la durée d'une campagne. Or l'homologation garantit que si ces produits sont utilisés de manière optimale par les agriculteurs, donc en quantité maximale en situation de risque important, ils sont sans danger pour les consommateurs des denrées traitées.

Mais il en va autrement de l'environnement qui subit les effets des pesticides année après année. Il est donc fragilisé et exposé aux effets qui découlent de l'accumulation des pesticides et de leurs résidus. En fait, il semble que les problèmes de pollution rencontrés actuellement sont attribuables bien plus aux quantités de pesticides utilisées qu'à leur qualité.

L'utilisation de normes en tant que mesures de régulation concernant la qualité des produits phytosanitaires commercialisés est justifiée par le caractère éthique de la préservation de la santé publique (Henry, 1990). La régulation des quantités utilisées pourrait, elle, employer des instruments d'ordre économique. En effet, comme cela sera vu plus bas, le contexte économique dans lequel se trouvent actuellement les secteurs agricoles des pays occidentaux sont, en grande partie, à l'origine de l'utilisation massive des pesticides. Ceci est démontré dans la partie suivante à partir du mouvement d'intensification des cultures qu'a connu l'agriculture française depuis le début des années 1970.

1.1.5. Les pesticides et le processus d'intensification des cultures

La fin des années 1960 a vu la naissance des premières Organisations Communes de Marché (OCM) au sein de la PAC. L'objectif de ces OCM était d'atteindre l'autosuffisance alimentaire de la CEE alors déficitaire pour la plupart des produits agricoles de base. Un des axes principaux défini alors était l'accroissement de la production par la promotion de la productivité agricole, priorité étant donc donnée à l'intensification de la production agricole. C'est dans cette logique que fut décidé le système de soutien des prix agricoles. Ce système conduisait à une augmentation du rapport prix des productions / prix des facteurs et permettait, à quantité de terre fixée, d'accroître la production par utilisation d'intrants tels que les engrais (Mahé et Rainelli, 1987).

Dans ce contexte, la protection des cultures est devenue un enjeu crucial. En effet, les techniques de production intensive engendrent inévitablement un accroissement du risque phytosanitaire: les variétés très productives sont fragiles, l'augmentation des densités de semis favorisent l'apparition et le développement des maladies, les engrais et l'irrigation

favorisent l'apparition d'adventices qui concurrencent les cultures,... (Meynard, 1991). Aussi la maîtrise des ennemis des cultures devenait un gage de réussite du processus d'intensification des cultures³.

Il apparaît donc clairement comment la convergence de plusieurs phénomènes conduisit à l'utilisation massive des pesticides. La décision d'intensification des cultures a créé un besoin de maîtrise des déprédateurs. Le système de soutien des prix de la PAC offrait aux agriculteurs un contexte économique favorable à l'accroissement de l'emploi d'intrants d'origine industrielle dans le secteur agricole. Et, finalement, l'essor de la chimie organique de synthèse a permis aux industries chimiques de répondre aux attentes des agriculteurs en formulant des molécules efficaces contre les ennemis des cultures: les pesticides utilisés actuellement.

Ceci met en évidence l'importance du rôle joué par les mesures d'incitation économique dans l'évolution de l'utilisation des pesticides jusqu'à présent. Dès lors, une étude approfondie de la rationalité économique intégrant la spécificité du facteur de production qu'est le pesticide s'avère nécessaire. Elle doit permettre d'analyser les effets potentiels de la réforme de la PAC de 1992, voire de proposer des mesures de régulation d'ordre économique qui répondent aux exigences des agriculteurs et des consommateurs tout en intégrant la contrainte environnementale.

1.2. L'utilisation des pesticides dans la littérature économique

Feder (1979) fut le premier auteur à souligner la spécificité des produits phytosanitaires en tant que facteurs de production réduisant le risque. Son analyse, fondée sur l'influence des pesticides sur la distribution des rendements et l'attitude des agriculteurs face au risque, est à l'origine de la plupart des travaux qui concernent la gestion du risque phytosanitaire. Selon

³ Cette relation de dépendance entre les systèmes de production intensifs, aujourd'hui largement répandus, et les produits phytosanitaires est fondamentale dès qu'on considère que les pesticides n'ont pratiquement pas de substituts à l'heure actuelle. Une logique sommaire peut conduire à rejeter toute la responsabilité du problème des pollutions par les pesticides sur le produit lui-même et, par là-même, justifie la volonté d'en interdire l'utilisation. Cette solution résoudrait bien évidemment rapidement tous les problèmes liés à l'utilisation des pesticides. Mais elle remettrait radicalement en cause les performances d'une agriculture compétitive, dans le contexte économique actuel. Aussi, une solution réaliste au problème des pesticides doit répondre aux exigences d'une agriculture efficace, c'est-à-dire capable de fournir des biens alimentaires à des prix raisonnables.

les résultats de cette approche classique, l'aversion pour le risque est déterminante pour l'explication de la surconsommation des pesticides par les agriculteurs. Bien qu'étudiées plus récemment, les implications de cette analyse en termes d'économie politique semblent très importantes (Antle, 1988, Sandler and Sterbenz, 1988 et Leathers and Quiggin, 1991). En particulier, elles conduisent à utiliser avec prudence les résultats de la théorie classique des choix publics (efficacité des taxes pigouviennes,...) essentiellement développée dans un contexte de décision en avenir certain.

1.2.1. Les pesticides et l'aversion pour le risque

L'approche couramment utilisée pour la modélisation de la demande de pesticides des agriculteurs consiste en une généralisation du comportement du producteur dans un contexte où la technologie est stochastique. L'attitude face au risque (aversion ou attirance) de l'agriculteur est alors représentée par une fonction d'utilité (concave ou convexe) dérivée des axiomatiques de Von Neumann-Morgenstern ou de Savage. Ces travaux sont recensés et discutés par Pannell (1991).

1.2.1.i. L'approche générale

L'approche générale suppose simplement que les pesticides améliorent la distribution des rendements agricoles au sens de la dominance stochastique du premier ordre. Cette hypothèse est naturelle mais conduit à une formalisation complexe et difficile à mettre en oeuvre en pratique (Antle, 1988 ; Ramaswami, 1992).

1.2.1.ii. L'approche fondée sur l'utilisation de la fonction de Just et Pope

Just and Pope (1978) furent à l'origine de la spécification des fonctions de production les plus utilisées par les économistes traitant de la demande de pesticides. Ces fonctions à hétéroscédasticité paramétrée permettent l'estimation de l'influence des facteurs de production à la fois sur l'espérance et la variance de l'output considéré.

La plupart des auteurs qui ont étudié le comportement d'utilisation des

pesticides ou des engrais par les agriculteurs ont associé ces fonctions de production à une fonction d'utilité exponentielle pour estimer l'aversion pour le risque des agriculteurs⁴. Généralement ces estimations sont conduites en deux étapes (Love and Buccola, 1991). La première consiste en l'estimation des paramètres de la technologie. La seconde utilise les résultats de la première et conduit à l'estimation des paramètres de la fonction d'utilité. C'est cette méthode qui a été utilisée dans le cadre de ce mémoire, bien qu'elle ait été critiquée tant du point de vue économétrique que du point de vue de la formalisation économique.

Toutes ces études montrent qu'en général les agriculteurs sont averses pour le risque.

1.2.2. Les pesticides et l'information

Envisager le problème de l'information dans la modélisation du comportement d'utilisation des pesticides revient à se poser deux questions : 1. Quelle mesure de probabilité les agriculteurs utilisent-ils pour leurs calculs d'utilité espérée? et, 2. Les choix de traitements phytosanitaires sont-ils strictement exogènes vis-à-vis du terme aléatoire de la fonction de production, ce dernier étant censé représenter les aléas climatiques, sanitaires,... affectant les rendements ?

1.2.2.i. Le choix de la mesure de probabilité

Dans le cadre théorique qui dérive de l'axiomatique de Von Neumann-Morgenstern, la mesure de probabilité des états du monde (ici les états d'infestation des parcelles) est supposée objective, c'est-à-dire connue de tous les agriculteurs. Dans celui dérivé de l'axiomatique de Savage la distribution des probabilités sur laquelle repose le calcul de l'utilité espérée est subjective. Elle reflète donc la manière dont les agriculteurs anticipent le risque.

Le cadre de l'axiomatique de Von Neumann-Morgenstern impose d'importantes restrictions quant au rôle de l'information: les agriculteurs sont

⁴ On peut cependant noter que la l'approche basée sur les moments (Moment-Based Approach) d'Antle (1987 et 1988) généralise ce modèle. Elle permet à la fois d'utiliser des fonctions d'utilité et de production plus générales.

supposés avoir tous la même information et faire reposer leurs calculs sur la même distribution de probabilités des risques d'infestation. Aussi le critère d'espérance d'utilité subjective paraît ici plus adapté car il permet de prendre en compte les différences de niveau d'infestation entre les agriculteurs. Cependant les modèles dérivés de l'axiomatique de Savage sont difficiles à mettre en oeuvre. En effet, les paramètres de la fonction d'utilité et ceux de la distribution des probabilités subjectives ne sont pas identifiables séparément avec les données habituellement disponibles. Deux méthodes sont employées pour résoudre ce problème. L'une consiste à remplacer certains des paramètres (de l'utilité ou de la distribution subjective) par des données d'enquête (Pingali and Carlson, 1985 et Anand, 1990). La seconde consiste à imposer des contraintes sur les paramètres à estimer. On peut, par exemple, faire l'hypothèse que les croyances des agriculteurs résultent d'un processus d'apprentissage (Chavas and Holt, 1990) et ainsi donner une structure particulière aux distributions subjectives des agriculteurs. Dans ce cas des données en séries temporelles suffisamment longues sont nécessaires.

En général, les économistes agricoles se placent dans le cadre théorique de l'axiomatique de Von Neumann-Morgenstern. L'hypothèse avancée pour justifier l'utilisation de ce cadre théorique est que la circulation de l'information dispensée par les organismes de conseil et l'expérience des agriculteurs engendrent une convergence des croyances vers la distribution des probabilités réelles et objectives qui peut alors être simplement déduite des données elles-mêmes (Hardaker, Pandey and Patten, 1991). Cependant certaines enquêtes faites au Royaume-Uni (Mumford, 1981) et aux Etats-Unis (Pingali et Carlson, 1985) montrent que les agriculteurs ont tendance à surestimer les risques d'infestation. Or la théorie duale du risque de Yaari (1987) montre que, sous certaines hypothèses, une transformation pessimiste des probabilités (sur estimation des probabilités des événements défavorables) est équivalente à une transformation concave de l'utilité (augmentation de l'aversion pour le risque). En conséquence, l'aversion pour le risque déduite d'un modèle d'utilité espérée de Von Neumann-Morgenstern peut-être surestimée.

1.2.2.ii. L'endogénéité des choix de traitement

La distribution des probabilités objectives déduites de l'ensemble d'un

échantillon ne sont que des probabilités a priori. Les travaux d'Antle sur la séquentialité des décisions de l'agriculteur montre que l'agriculteur peut, au cours du processus de production, affiner son information quant à ses prévisions d'infestation ou de rendement en général. L'agriculteur peut donc prendre ses décisions de traitements de culture ou d'épandage d'engrais en fonction de l'observation de signaux qu'il reçoit en cours de campagne. Or pour être informatifs ces signaux doivent être corrélés avec les rendements. Du point de vue économétrique, cette constatation pose le problème de l'endogénéité du choix des inputs. Généralement, l'hypothèse d'endogénéité ne peut pas être rejetée (Antle, 1983, Antle and Hatchett, 1986; Love and Buccola, 1991). Finalement, de manière classique, on rejoint ici le problème économétrique de l'endogénéité dans l'estimation des fonctions de production (Malinvaud, 1978).

II. MODELISATION DE LA TECHNOLOGIE STOCHASTIQUE

La modélisation du comportement d'utilisation des pesticides des agriculteurs passe en premier lieu par une formalisation stochastique de la fonction de production agricole. La spécification utilisée ici a été tirée de Just and Pope (1978). Dans un premier temps cette spécification est décrite. Les méthodes et les résultats des estimations sont présentés et commentés ensuite. Enfin, sont exposées les principales critiques qui peuvent être formulées à l'encontre de ce modèle.

II.1. Les modèles de Just and Pope

Just and Pope (1978) ont montré que les fonctions de production classiques (CES, Cobb-Douglas, ...) imposent d'importantes restrictions concernant l'influence des facteurs de production sur la variance de l'output. Ceci peut être illustré en reprenant l'exemple de la fonction Cobb-Douglas. Cette dernière est de la forme :

$$y = \gamma \prod_{k=1}^K x_k^{\alpha_k} e^{\varepsilon}$$

où: $E(\varepsilon/x) = 0, V(\varepsilon/x) = \sigma^2$

y est la quantité d'output produit

x_k est la quantité d'input k utilisée

$$x_k > 0; \quad k = 1, \dots, K$$

A partir de cette spécification il est possible de calculer l'effet marginal de l'utilisation de l'input k sur la variance de l'output :

$$\frac{\partial V(y)}{\partial x_k} = \frac{\partial}{\partial x_k} \left[\gamma^2 \left(\prod_{k=1}^K x_k^{2\alpha_k} \right) V(e^{\varepsilon}) \right]$$

$$\frac{\partial V(y)}{\partial x_k} = \frac{2\alpha_k}{x_k} \gamma^2 \left(\prod_{k=1}^K x_k^{2\alpha_k} \right) V(e^{\varepsilon})$$

L'impact marginal est donc obtenu à partir des paramètres de la fonction de production reflétant l'influence de l'utilisation des inputs sur l'espérance de l'output. De plus, généralement on a $\alpha_k \geq 0$, ce qui donne finalement :

$$\frac{\partial V(y)}{\partial x_k} \geq 0, \quad k = 1, \dots, K$$

On vérifie aisément que la fonction Cobb-Douglas est restrictive dès lors que l'on s'intéresse au moment d'ordre deux de l'output, puisque cette spécification est trop rigide pour tenir compte de l'effet négatif des pesticides sur la variance des rendements agricoles.

Partant de ces critiques Just and Pope ont cherché des spécifications de fonctions de production plus flexibles au niveau du moment d'ordre deux. Ils en proposent deux qui peuvent être utilisées empiriquement. Toutes deux sont à hétéroscédasticité paramétrée. L'une est à erreur additive, l'autre à erreur multiplicative. Ces spécifications sont respectivement :

$$y = f(x_1, \dots, x_k) + \varepsilon h(x_1, \dots, x_k) \quad (1a)$$

$$y = f(x_1, \dots, x_k) \exp[\varepsilon h(x_1, \dots, x_k)] \quad (1m)$$

$$\text{où } E(\varepsilon/x) = 0, V(\varepsilon/x) = \sigma^2$$

$f(\cdot)$ et $h(\cdot)$ sont des formes log-linéaires

Dans la suite de ce travail, des formes Cobb-Douglas seront utilisées pour $f(\cdot)$ et $h(\cdot)$. Ces formes sont utilisées dans la pratique pour des raisons évidentes d'économie de paramètres et de facilité de calcul. Toutefois il convient de souligner qu'elles s'avèrent restrictives pour ce qui concerne la formalisation de la technologie agricole. Du point de vue économétrique il y a donc une sorte d'incohérence entre d'une part, le choix d'une forme fonctionnelle pour $f(\cdot)$ aussi fruste et d'autre part le fait que l'on s'intéresse à des phénomènes aussi fins que la forme de l'hétéroscédasticité des résidus de l'équation ainsi estimée. L'utilisation de formes plus flexibles telles que la translog de Christensen, Jorgenson and Lau (1973) paraîtrait plus appropriée.

Avec des formes Cobb-Douglas les spécifications (1a) et (1m) deviennent respectivement :

$$y = \gamma \prod_{k=1}^K x_k^{\alpha_k} + \varepsilon \Gamma \prod_{k=1}^K x_k^{\beta_k} \quad (2a)$$

$$y = \gamma \prod_{k=1}^K x_k^{\alpha_k} \exp\left(\varepsilon \Gamma \prod_{k=1}^K x_k^{\beta_k}\right) \quad (2m)$$

La forme (2a) est souvent utilisée dans la pratique car elle s'intègre facilement dans un programme de maximisation d'utilité espérée de type moyenne-variance. De plus, l'effet marginal des facteurs de production sur l'espérance et la variance de l'output s'écrit très simplement dans le cas (2a). Les espérances et variance de y s'écrivent respectivement :

$$E(y) = \gamma \prod_{k=1}^K x_k^{\alpha_k}$$

$$V(y) = \sigma^2 \Gamma^2 \prod_{k=1}^K x_k^{2\beta_k}$$

D'où :

$$\frac{\partial E(y)}{\partial x_k} = \frac{\alpha_k}{x_k} \gamma \prod_{k=1}^K x_k^{\alpha_k} = \frac{\alpha_k}{x_k} E(y)$$

$$\frac{\partial V(y)}{\partial x_k} = \frac{2\beta_k}{x_k} \Gamma^2 \sigma^2 \prod_{k=1}^K x_k^{2\beta_k} = \frac{2\beta_k}{x_k} V(y)$$

L'effet marginal d'une variation du niveau du facteur x_k sur l'espérance de y dépend donc directement du signe de α_k qui est positif. L'effet marginal d'une variation du niveau du facteur x_k sur la variance de y dépend lui directement du signe de β_k qui est indéterminé a priori.

La forme à erreur multiplicative (2m) paraît pourtant plus naturelle. En effet, elle est la généralisation au cas hétéroscédatique de la fonction Cobb-Douglas traditionnelle de Zellner, Kmenta and Drèze (1966). En fait, si on considère que la spécification à erreur multiplicative est correcte, la spécification (2a) peut être vue comme une approximation au premier ordre. Pour voir cela il suffit de supposer que :

$$\varepsilon \Gamma \prod_{k=1}^K x_k^{\beta_k} \approx 0$$

Le développement limité autour de 0 d'une exponentielle donne :

$$y = \gamma \prod_{k=1}^K x_k^{\alpha_k} \exp\left(\varepsilon \Gamma \prod_{k=1}^K x_k^{\beta_k}\right) \approx \gamma \prod_{k=1}^K x_k^{\alpha_k} + \varepsilon \gamma \Gamma \prod_{k=1}^K x_k^{\alpha_k + \beta_k} \quad (3)$$

Dans la suite du mémoire les deux spécifications seront estimées mais seule la forme (2a) sera utilisée dans l'analyse du comportement de l'agriculteur et pour l'estimation de l'aversion pour le risque.

1.2. Les généralisations de Griffiths et Anderson, méthodes d'estimation et applications

1.2.1. La fonction de Just and Pope à erreurs composées

Griffiths and Anderson (1982) ont généralisé les fonctions de Just and Pope au cas des données de panel en décomposant le terme aléatoire ε . Les modèles étudiés ici sont à effet individuel aléatoire et à effet temporel fixe :

$$y_{it} = \gamma_t \prod_{k=1}^K x_{kit}^{\alpha_k} + (\mu_i + e_{it}) \Gamma_t \prod_{k=1}^K x_{kit}^{\beta_k} \quad (4a)$$

$$\ln y_{it} = \ln \gamma_t + \sum_{k=1}^K \alpha_k \ln x_{kit} + (\mu_i + e_{it}) \Gamma_t \prod_{k=1}^K x_{kit}^{\beta_k} \quad (4m)$$

où: $i = 1, \dots, N$ $t = 1, \dots, T$

$$E(\mu_i) = E(e_{it}) = 0$$

$$E(\mu_i^2) = \sigma_\mu^2 \quad E(e_{it}^2) = \sigma_e^2 \quad E(\mu_i e_{it}) = 0$$

$$E(\mu_i \mu_j) = 0 \text{ si } i \neq j$$

$$E(e_{it} e_{js}) = 0 \text{ si } i \neq j \text{ ou } t \neq s$$

Comme cela sera vu plus bas, l'interprétation économique de l'effet individuel est ici assez difficile. Ceci rejoint le problème classique de la signification des termes aléatoires introduits dans les modèles économétriques de fonction de production (Fuss, Mac Fadden and Mundlak, 1978) et des erreurs composées dans les modèles utilisant des données de panel (Dormont, 1987 et Hsiao, 1986). Selon l'interprétation classique, cet effet représente la qualité de la terre ou l'efficacité de l'agriculteur (Griffiths and Anderson, 1982; Wan and Anderson, 1993).

Les notations suivantes sont introduites pour simplifier l'écriture des matrices de variance-covariance des modèles :

$$u_{it} = (\mu_i + e_{it}) \Gamma_t \prod_{k=1}^K x_{kit}^{\beta_k} = (\mu_i + e_{it}) h_{it} = \varepsilon_{it} h_{it}$$

$$U' = [u_{11}, \dots, u_{1T}, \dots, u_{N1}, \dots, u_{NT}]$$

$$H = \text{Diag}[h_{11}, \dots, h_{1T}; \dots; h_{N1}, \dots, h_{NT}]$$

$$\Phi = \sigma_{\mu}^2(I_N \otimes J_T) + \sigma_e^2 I_{NT} \quad (5)$$

Φ est donc la matrice de variance-covariance classique d'un modèle à erreur composée homoscédastique. Finalement la matrice de variance-covariance des modèles (4a) et (4m) s'écrit:

$$E(UU') = H\Phi H$$

Cette matrice est bloc diagonale, la i ème matrice de la diagonale étant :

$$\begin{bmatrix} (\sigma_{\mu}^2 + \sigma_e^2)h_{it}^2 & \dots & \sigma_{\mu}^2 h_{i1} h_{it} & \dots & \sigma_{\mu}^2 h_{i1} h_{iT} \\ & & & & \vdots \\ & & \ddots & & \sigma_{\mu}^2 h_{it} h_{iT} \\ & \text{Idem} & & & \vdots \\ & & & & (\sigma_{\mu}^2 + \sigma_e^2)h_{iT}^2 \end{bmatrix}$$

Lorsque les x_{kit} ne sont ni constants sur i ni constants sur t , σ_{μ}^2 , σ_e^2 et Γ_t ne sont pas identifiables, aussi la contrainte suivante est imposée :

$$\sigma_{\mu}^2 + \sigma_e^2 = E(\varepsilon_{it} \varepsilon_{it}) = \sigma_{\varepsilon}^2 = 1$$

Enfin il est à noter que les termes γ_t et Γ_t incorporent les effets du progrès technique sur l'espérance et la variance de y_{it} de façon plus souple qu'un trend temporel.

II.2.2. Les méthodes d'estimation utilisées

Les méthodes d'estimation utilisées s'inspirent dans une très large mesure des travaux de Harvey (1976), Just and Pope (1978, 1979) et Griffiths and Anderson (1982). Elles sont toutes composées de trois grandes étapes.

a. Première grande étape d'estimation

La première étape consiste en l'estimation des α_k et γ_t par l'utilisation des moindres carrés :

$$(\hat{\alpha}_1, \dots, \hat{\alpha}_K; \hat{\gamma}_1, \dots, \hat{\gamma}_T) = \underset{(\alpha_1, \dots, \alpha_K; \gamma_1, \dots, \gamma_T)}{\text{Arg min}} U'U \quad (6)$$

Pour la forme à erreur multiplicative (4m) après transformation logarithmique, on utilise les moindres carrés ordinaires. Les estimateurs obtenus sont convergents sous certaines hypothèses générales (Harvey, 1976). Pour la forme à erreur additive (4a), l'estimateur des moindres carrés non linéaires est utilisé. Il fournit des estimateurs convergents sous les hypothèses décrites par Just and Pope (1978).

Ces estimations ne sont cependant pas asymptotiquement efficaces puisqu'elles ne tiennent pas compte de la structure de la matrice de variance covariance du modèle.

b. Deuxième grande étape

La seconde grande étape permet l'estimation des paramètres de la structure de la matrice $E(U'U) = H\Phi H$, c'est-à-dire des σ_e^2 , σ_μ^2 , β_k et Γ_t . Cette étape est identique pour les deux spécifications (4a) et (4m). Son principe est simple. La première étape fournit des estimateurs convergents des α_k et γ_t , donc des u_{it} . Dès lors, il est possible de trouver des estimateurs convergents des σ_e^2 , σ_μ^2 , β_k et Γ_t à partir du modèle :

$$u_{it} = (\mu_i + e_{it}) \Gamma_t \prod_{k=1}^K x_{kit}^{\beta_k} \quad (7)$$

Deux méthodes ont été utilisées pour cette étape. La première repose sur une estimation des carrés des résidus par les moindres carrés linéaires quasi-généralisés et suppose la normalité des μ_i et e_{it} . La seconde utilise les moindres carrés non linéaires mais permet d'utiliser l'information contenue dans les produits croisés des résidus et n'impose pas la loi des μ_i et e_{it} . Théoriquement, elle permet de

s'affranchir de l'hypothèse sur autocorrélation des e_{it} :

$$E(e_{it}e_{is}) = 0 \text{ si } t \neq s$$

Cependant cette possibilité n'a pu être employée lors des applications en raison de problèmes de multicollinéarité des variables explicatives.

i. Utilisation des carrés des résidus (sous hypothèse de normalité)

Le modèle (5) est de la forme d'une fonction Cobb-Douglas à erreur multiplicative. L'approche traditionnelle consiste en une linéarisation de ce modèle par les logarithmes. Les \hat{u}_{it} pouvant être négatifs ou nuls, le modèle (5) est estimé à partir des $\ln(\hat{u}_{it}^2)$. Ce modèle devient alors :

$$\ln u_{it}^2 = 2 \ln \Gamma_t + \sum_{k=1}^K 2\beta_k \ln x_{kit} + \ln(\varepsilon_{it}^2) = 2 \ln \Gamma_t + \sum_{k=1}^K 2\beta_k \ln x_{kit} + E[\ln(\varepsilon_{it}^2)] + v_{it}$$

$$\text{où: } E(v_{it}) = E[\ln \varepsilon_{it}^2 - E(\ln \varepsilon_{it}^2)] = 0$$

$$E(v_{it}^2) = \tau^2$$

$$E(v_{js}v_{it}) = \tau_\mu^2 \text{ si } i = j \text{ et } t \neq s$$

$$= 0 \text{ si } i \neq j \text{ et } t \neq s$$

En suivant les travaux d'Hildreth and Houck (1968), le problème de l'identification de $E(\ln \varepsilon_{it}^2)$ est résolu en supposant que les μ_i et e_{it} sont normaux.

Ainsi on a :

$$E(\ln \varepsilon_{it}^2) \approx \ln \chi^2(1) \text{ car } \varepsilon_{it} \approx N(0,1)$$

D'où:

$$E(\ln \varepsilon_{it}^2) = -1,2704 \text{ et } V(\ln \varepsilon_{it}^2) = 4,9348 = \tau^2 \quad (9)$$

Aussi les σ_e^2 , σ_μ^2 , β_k et Γ_t peuvent être estimés par un estimateur des moindres carrés linéaires quasi-généralisés de classe $\lambda[(\tau^2 - \tau_\mu^2) / ((T-1)\tau_\mu^2 + \tau^2)]$ décrite par Anderson and Griffiths (1982) ¹.

¹ Un autre estimateur a été proposé par Wan, Griffiths and Anderson (1992).

ii. Utilisation des carrés des résidus et des résidus croisés

La deuxième méthode employée pour la seconde étape d'estimation permet de s'affranchir de l'hypothèse de normalité des résidus. En remarquant que :

$$E(u_{it}u_{is}) = \Gamma_t \Gamma_s \prod_{k=1}^K x_{kit}^{\beta_k} x_{kis}^{\beta_k} (\sigma_\mu^2 + \delta_{ts} \sigma_e^2) \quad (10)$$

$$\text{où: } \delta_{ts} = 1 \text{ si } t = s, \quad 0 \text{ si } t \neq s$$

Just et Pope (1979) proposent d'estimer les σ_e^2 , σ_μ^2 , β_k et Γ_t à partir du modèle:

$$u_{it}u_{is} = \Gamma_t \Gamma_s \prod_{k=1}^K x_{kit}^{\beta_k} x_{kis}^{\beta_k} (\sigma_\mu^2 + \delta_{ts} \sigma_e^2) + \xi_{its} = h_{it} h_{is} (\sigma_\mu^2 + \delta_{ts} \sigma_e^2) + \xi_{its} \quad (11)$$

en employant l'estimateur des moindres carrés non linéaires.

La convergence des estimateurs des σ_e^2 , σ_μ^2 , β_k et Γ_t ainsi obtenus est assurée sous les conditions décrites dans Just and Pope (1978).

c. Troisième grande étape

La troisième grande étape consiste en l'application des moindres carrés pondérés afin d'obtenir des estimations asymptotiquement efficaces des α_k et γ_t . Cette étape revient à minimiser sur $(\alpha_1, \dots, \alpha_K; \gamma_1, \dots, \gamma_T)$ l'expression suivante :

$$U'(\hat{H}\hat{\Phi}\hat{H})^{-1}U$$

\hat{H} et $\hat{\Phi}$ sont obtenues en remplaçant dans H et Φ les estimations des σ_e^2 , σ_μ^2 , β_k et Γ_t calculées dans la seconde étape.

Seuls les résultats issus de l'estimation du modèle à erreur additive (4a) par la méthode de Griffiths and Anderson (sous hypothèse de normalité des μ_i et e_{it}) seront analysés en détail. En effet, comme cela sera vu plus bas, les hypothèses de normalité et d'additivité de l'erreur sont importantes dans la modélisation du comportement de l'agriculteur. Aussi seul le modèle (4a) où les μ_i et e_{it} sont normales :

$$y_{it} = \gamma_t \prod_{k=1}^K x_{kit}^{\alpha_k} + (\mu_i + e_{it}) \Gamma_t \prod_{k=1}^K x_{kit}^{\beta_k}$$

$$\text{où: } \mu_i \approx N(0, \sigma_\mu^2), \quad e_{it} \approx N(0, \sigma_e^2) \quad \text{et} \quad \sigma_\mu^2 + \sigma_e^2 = 1 \quad (13)$$

sera utilisé par la suite.

Cependant les différentes spécifications et méthodes d'estimation seront comparées à travers les résultats obtenus.

1.2.3. Présentation des données utilisées

Le panel utilisé pour les estimations comporte 496² exploitations agricoles suivies de 1987 à 1990. Ces données proviennent du Réseau d'Information Comptable Agricole (RICA). Les variables utilisées ont été construites à partir de données comptables. Les exploitations étudiées sont spécialisées en grandes cultures (céréales et oléagineux principalement). La plupart d'entre elles sont situées dans les zones de production intensive (Bassin Parisien essentiellement). Aussi l'échantillon est (assez) homogène du point de vue de la technologie de production utilisée.

a. Construction des variables

Les exploitations agricoles sont rarement monoproduit, mais les informations concernant les différentes productions sont difficilement utilisables dans la mesure où les dépenses en facteurs de production mesurées par le RICA ne sont pas ventilées. Aussi, les données concernant la production ont été agrégées. L'indicateur de production utilisé est donc un indice de volume de Paasche exprimé en francs 1987. Cette agrégation pose bien entendu des problèmes quant à la signification des résultats obtenus mais est justifiée par l'homogénéité de l'échantillon.

Deux facteurs de production ont été retenus : les produits phytosanitaires et les engrais, les deux produits les plus susceptibles d'avoir une influence significative sur le risque. L'étude des relations qui existent entre l'utilisation des pesticides et celle des techniques de production intensives se fera donc à travers le cas de l'utilisation des engrais. Ces produits ne sont pas les seuls facteurs d'intensification mais ils sont les seuls pour lesquels des données fiables sont disponibles. Les

² Le fichier initial comportait 709 exploitations. Il a été apuré sur le niveau et l'accroissement des variables, puis cylindré.

seules données concernant le capital sont des données comptables. Le travail sur l'exploitation n'est mesuré qu'en unité de travail disponible³.

Toutes ces données en volume ont été ramenées à l'hectare.

Les données de prix sont des indices de Paasche pour la production et les indices de prix du SCEES pour les produits phytosanitaires et les engrais. Tous ces indices sont exprimés en base 1 en 1987 et ont été déflatés par les indices de prix du SCEES.

b. Statistiques descriptives

Les statistiques simples de notre fichier (tableau 2.1.) montrent les particularités des exploitations étudiées. Ces dernières sont grandes, près de 80 hectares en moyenne contre 30 hectares pour la moyenne nationale. Elles sont d'importantes utilisatrices de pesticides (848 francs 87 à l'hectare) et d'engrais (1020 francs 87 à l'hectare).

Tableau 2.1. Statistiques simples sur les variables de volume utilisées

	Moyenne totale	Ecart-type	Minimum	Maximum
Surface de production (ha)	79,94	46,16	10	364
Rendements (F87/ha)	7816	2283	972	17 191
Phytosanitaires (F87/ha)	848	279	152	1803
Engrais (F87/ha)	1020	255	217	2366

L'observation de l'évolution du prix réel de la production (en moyenne totale) montre une baisse continue. C'est un fait caractéristique de ces dernières années à relier au gel des prix céréaliers dans le cadre de la PAC. En effet, les céréales et les oléagineux comptent parmi les productions végétales les plus touchées en ce domaine (tableau 2.2.).

³ Les essais réalisés avec des indicateurs de main d'oeuvre et de capital se sont avérés peu intéressants.

Tableau 2.2. Evolution de l'indice du prix réel moyen de la production de 1987 à 1990

	1987	1988	1989	1990
Indice de prix réel moyen	1	0,933	0,924	0,886
Evolution		-6,7 %	-1,0 %	-4,1 %

L'évolution du prix des engrais et des produits phytosanitaires serait aussi une conséquence des politiques de prix de la PAC. Une réduction des prix agricoles entraîne une baisse de la demande d'intrants et, par conséquent, une baisse du prix de ces derniers. Ceci dénoterait une forte élasticité de la demande d'intrants par rapport aux prix des productions.

Tableau 2.3. Evolution de l'indice du prix réel des engrais et des phytosanitaires de 1987 à 1990

	1987	1988	1989	1990
Indice de prix réel des phytosanitaires	1	0,993	0,912	0,94
Evolution		-0,7 %	-8,1%	+3,1 %
Indice du prix réel des engrais	1	1,017	0,971	0,969
Evolution		+1,7 %	-4,5 %	-0,2 %

1.2.4. Présentation des résultats de l'estimation de la fonction de production de *Just and Pope* à erreur additive sous hypothèse de normalité

Les résultats des estimations des paramètres de l'espérance (tableau 2.4.) et de la variance (tableau 2.5.) sont conformes à nos intuitions de départ.

L'élasticité de l'espérance de rendement par rapport aux quantités d'engrais et de phytosanitaires est positive et significative (respectivement +0,13 et +0,30).

Tableau 2.4. Résumé des estimations des paramètres de l'espérance (*) de rendement pour la spécification (4a) estimée sous hypothèse de normalité des μ_i et e_{it}

Paramètre	Estimation	Intervalle de confiance (95%)	
Phytosanitaires: α_p	0,30	0,26	0,34
Engrais: α_e	0,13	0,09	0,18
γ_{87}	28,09	25,35	32,43
γ_{88}	32,27	28,34	36,20
γ_{89}	30,78	26,95	34,60
γ_{90}	31,22	27,32	35,13

(*) Pour les moindres carrés non linéaires pondérés on a :
-Variance totale: 7415 (1984 ddl)
-Somme des carrés des résidus: 904 (1976 ddl)

L'observation des γ_t montre que les années 87 et 88 ont été exceptionnelles (respectivement mauvaise et bonne). Les estimations réalisées en introduisant un trend temporel à la place des γ_t indiquaient une tendance exogène croissante pour les rendements espérés. Bien que masqué par les années exceptionnelles, cet effet du progrès technique apparaît encore dans l'évolution des γ_t .

Tableau 2.5. Résumé des estimations des paramètres (*) de la variance des rendements pour la spécification (4a) estimée sous l'hypothèse de normalité des μ_i et e_{it} .

Paramètre	Estimation	T de Student	
Phytosanitaires: β_p	-0,16	-2,019	(0,04)
Engrais: β_e	+0,19	1,806	(0,07)
Γ_{87}	2,10	8,445	(0,00)
Γ_{88}	2,13	8,608	(0,00)
Γ_{89}	2,25	9,024	(0,00)
Γ_{90}	2,25	8,974	(0,00)

(*) -La valeur du test de Fisher de $H_0: \beta_p = \beta_e = \gamma_{87} = \dots = \gamma_{90} = 0$ est 1102 (0,0001)
- $R^2 = 0,77$
- Etape des moindres carrés non linéaires pondérés

Tous les paramètres de l'hétéroscédasticité des rendements sont significatifs à un seuil proche de 95 %. Comme prévu, l'élasticité de la variance du rendement

est négative par rapport aux pesticides (-0,16) et positive par rapport aux engrais (+0,19).

Toutes les études concernant les engrais donnent ce type de résultat (Just and Pope, 1979; Babcock, Chalfant and Collender, 1987; Love and Buccola, 1991; Ramaswami, 1992 et Wan and Anderson, 1993). Peu d'auteurs publient des estimations des effets des pesticides sur la variance des rendements. Antle (1988) aboutit à des résultats similaires aux nôtres quant aux signes des effets étudiés, mais dans un contexte agricole différent (production californienne de tomates).

Du point de vue agronomique, ces conclusions s'expliquent relativement simplement. Les pesticides diminuent la variance des rendements car ils éliminent en grande partie l'aléa sanitaire. Les engrais augmentent la variance des rendements car d'une part, ils augmentent les rendements potentiels et d'autre part, accroissent les risques d'infestation pour les raisons physiologiques évoquées plus haut.

Enfin il convient de souligner un aspect particulier de la productivité du pesticide. L'élasticité du rendement espéré par rapport aux produits phytosanitaires paraît relativement élevée (+0,30). Ceci peut avoir deux sources d'explication. Tout d'abord, l'efficacité réelle des pesticides en cas d'infestation est remarquable. En effet, ces derniers conduisent à des taux de mortalité de l'ordre de 80-90% dans les populations de déprédateurs qui entraînent des pertes de 5 à 30% des rendements. Ensuite, les techniques de production intensives tendent à augmenter le risque sanitaire, c'est-à-dire la fréquence et la gravité des infestations. Aussi, ces deux facteurs conduisent naturellement à une forte réaction de l'espérance des rendements vis-à-vis de l'utilisation des pesticides. Ceci constitue un résultat classique des analyses de productivité réalisées dans ce domaine (Carrasco-Tauber and Moffitt, 1992).

Il est à noter que le τ^2 estimé est de 4,58 contre un τ^2 théorique de 4,93. L'hypothèse de normalité des μ_i et e_{it} semble donc justifiée dans le cadre d'une approximation.

Ces résultats justifient donc l'introduction d'une fonction de production hétéroscédastique. Cette spécification permet en effet de quantifier l'impact de l'utilisation de facteurs de production sur la variance des rendements à l'aide de paramètres "autonomes".

Cette formalisation de la technologie permet de mettre en évidence la spécificité des relations entre les pesticides et les engrais dans les systèmes de production intensifs. Suivant la terminologie de Rader (1968), la spécification (4a) définit une technologie normale au niveau du moment d'ordre 1 du rendement puisque les engrais et les pesticides sont des facteurs de production coopérants:

$$\frac{\partial^2 E(y)}{\partial x_e \partial x_p} = f''_{ep} = \alpha_e \alpha_p \frac{E(y)}{x_e x_p} > 0 \quad \text{puisque } \alpha_e, \alpha_p > 0$$

L'utilisation d'un des facteurs accroît l'espérance de productivité marginale de l'autre. Dans le cas présent il semble que les effets conjoints des pesticides et des engrais sur la variance du rendement tendent à renforcer cette "coopération" au niveau du moment d'ordre 2. En effet, l'utilisation d'un des facteurs diminue la variabilité marginale du rendement engendrée par l'autre:

$$\frac{\partial^2 V(y)}{\partial x_e \partial x_p} = 2(h''_{ep} h + h'_e h'_p) = 4\beta_e \beta_p \frac{V(y)}{x_e x_p} < 0 \quad \text{puisque } \beta_e > 0 \text{ et } \beta_p < 0$$

Lorsque l'agriculteur est averse pour le risque, cette relation s'avère très importante car elle crée une complémentarité entre les engrais et les pesticides dans la gestion de l'aléa de production.

II.3. Comparaisons des spécifications de la fonction de production et de leurs méthodes d'estimation

Les deux spécifications, à erreur additive (4a) et à erreur multiplicative (4m) ont été estimées. Pour l'estimation des paramètres de l'hétéroscédasticité, les deux méthodes présentées en II.2.2. ont été utilisées. La première utilise uniquement les carrés des résidus et suppose la normalité des μ_i et e_{it} , la seconde utilise les carrés et les produits croisés des résidus mais n'impose pas la loi des μ_i et e_{it} .

II.3.1. Comparaison des méthodes d'estimation des paramètres de l'hétéroscédasticité

Si on compare les paramètres estimés pour chacune des deux spécifications, on observe que les deux méthodes d'estimation donnent des résultats assez proches pour les paramètres de l'espérance de rendement (tableau 2.6.).

Dans tous les cas l'hétéroscédasticité ne peut être rejetée.

Les deux méthodes d'estimation donnent des résultats assez proches pour les paramètres de l'hétéroscédasticité. Les signes sont les mêmes. mais la méthode utilisant les produits croisés et les carrés des résidus tend à donner des γ_i plus élevés. De plus, elle donne des estimations de β_e et β_p , respectivement plus faible et plus élevée que la méthode qui utilise les seuls carrés des résidus et l'hypothèse de normalité.

II.3.2. Comparaison des spécifications : erreur additive versus erreur multiplicative

Si on compare les paramètres estimés par chacune des deux méthodes d'estimation, on observe que les deux spécifications ont des paramètres assez proches pour ce qui concerne l'espérance de rendement (tableau 2.6.) Ceci confirme l'équivalence (en approximation) de la forme multiplicative et de la forme additive. En effet l'équation (3) donne :

$$\alpha_{k(m)} = \alpha_{k(a)}$$

$$\gamma_{i(a)} = \gamma_{i(m)} \tag{14}$$

Tableau 2.6. Paramètres estimés pour les deux spécifications (à erreur additive (4a) et à erreur multiplicative (4m)) et selon les deux méthodes décrites en II.2.2.

Méthode d'estimation	Spécification avec erreur additive (4a)			Spécification avec erreur multiplicative (4m)	
	Résidus carrés et normalité	Résidus carrés et résidus croisés		Résidus carrés et normalité	Résidus carrés et résidus croisés
γ_{87}	28,90	29,19	γ_{87}	26,69	24,29
γ_{88}	32,27	32,54	γ_{88}	29,82	32,02
γ_{89}	30,78	31,13	γ_{89}	28,34	28,24
γ_{90}	31,22	31,53	γ_{90}	28,70	29,05
α_p	0,30	0,29	α_p	0,32	0,31
α_e	0,13	0,14	α_e	0,14	0,14
Γ_{87}	15,39	13,94	$\gamma_{87}\Gamma_{87}$	16,28	13,16
Γ_{88}	15,82	14,75	$\gamma_{88}\Gamma_{88}$	17,59	17,29
Γ_{89}	17,94	15,71	$\gamma_{89}\Gamma_{89}$	18,14	15,82
Γ_{90}	17,93	16,14	$\gamma_{90}\Gamma_{90}$	18,94	16,56
β_p	-0,16	-0,04*	$\alpha_p + \beta_p$	-0,11	0,00
β_e	0,19	0,13	$\alpha_e + \beta_e$	0,11	0,07
			Γ_{87}	0,61	0,54
			Γ_{88}	0,59	0,54
			Γ_{89}	0,64	0,56
			Γ_{90}	0,66	0,57
			β_p	-0,43	-0,31
			β_e	-0,03*	-0,07*

* : Résultats non significatifs au seuil de 93 %.

Pour ce qui concerne les paramètres de la variance des rendements on a d'après (3) :

$$\beta_{k(a)} = \alpha_{k(m)} + \beta_{k(m)}$$

$$\Gamma_{l(a)} = \Gamma_{l(m)} \gamma_{l(m)} \quad (15)$$

Pour ces paramètres l'équivalence entre la forme à erreur multiplicative et la forme à erreur additive est moins nette.

II.3.3. Comparaison avec le modèle à hétérogénéité individuelle

Les résultats précédents montrent que quelle que soit la spécification d'erreur choisie, l'hétéroscédasticité des erreurs ne peut être rejetée. Or l'hétérogénéité individuelle peut être une source d'hétéroscédasticité. Pour le voir il suffit de

considérer un modèle à coefficients aléatoires. Il est possible d'interpréter cet effet aléatoire comme celui de la plus ou moins grande efficacité des agriculteurs dans l'utilisation des différents facteurs de production. Pour simplifier la discussion, le modèle simple suivant sera retenu :

$$\ln y_{it} = \tilde{\gamma}_i + \tilde{\alpha}_{pi} \ln x_{pit} + \tilde{\alpha}_{ei} \ln x_{eit} \quad (16)$$

$$\text{où : } \tilde{\gamma}_i = \gamma + \gamma_i ; E(\tilde{\gamma}_i) = \gamma ; E(\gamma_i) = 0 ; E(\gamma_i^2) = \sigma_\gamma^2$$

$$\tilde{\alpha}_{pi} = \alpha_p + \alpha_{pi} ; E(\tilde{\alpha}_{pi}) = \alpha_p ; E(\alpha_{pi}) = 0 ; E(\alpha_{pi}^2) = \sigma_p^2$$

$$\tilde{\alpha}_{ei} = \alpha_e + \alpha_{ei} ; E(\tilde{\alpha}_{ei}) = \alpha_e ; E(\alpha_{ei}) = 0 ; E(\alpha_{ei}^2) = \sigma_e^2$$

$$E(\gamma_i \alpha_{pi}) = \sigma_{\gamma p}^2 ; E(\gamma_i \alpha_{ei}) = \sigma_{\gamma e}^2 ; E(\alpha_{ei} \alpha_{pi}) = \sigma_{ep}^2$$

D'où:

$$\ln y_{it} = E(\ln y_{it}) + u_{it} \quad (17)$$

$$\text{où: } \ln y_{it} = \gamma + \alpha_p \ln x_{pit} + \alpha_e \ln x_{eit}$$

$$u_{it} = \gamma_i + \alpha_{pi} \ln x_{pit} + \alpha_{ei} \ln x_{eit} ; E(u_{it}) = 0$$

Partant de ce modèle il est possible d'estimer les variances et covariances des paramètres de la fonction de production c'est-à-dire les termes qui mesurent l'hétérogénéité de l'"efficacité" des agriculteurs. Pour cela il suffit de considérer le système formé à partir des carrés et des produits croisés des résidus issus d'une estimation convergente du modèle (17) (Mairesse et Griliches, 1988) :

$$E(\hat{u}_{it} \hat{u}_{is}) = \sigma_\gamma^2 + \sigma_e^2 \ln x_{eit} \ln x_{eis} + \sigma_p^2 \ln x_{pit} \ln x_{pis} + \sigma_e^2 (\ln x_{pis} \ln x_{eit} + \ln x_{pit} \ln x_{eis}) \\ + \sigma_{\gamma e}^2 (\ln x_{eit} + \ln x_{eis}) + \sigma_{\gamma p}^2 (\ln x_{pit} + \ln x_{pis})$$

$$\text{où: } t, s = 1, \dots, T \quad (18)$$

Le tableau 2.7 présente les résultats de l'estimation du système (18) à partir des résidus issus de l'estimation du modèle (17) par les moindres carrés ordinaires. Toutes les contraintes d'égalité des paramètres intra et inter-équations ont été imposées au niveau de l'estimation du système (18) par les moindres carrés quasi-généralisés.

Les résultats obtenus conduisent à rejeter l'hypothèse selon laquelle l'hétérogénéité individuelle serait à l'origine de l'hétéroscédasticité de la fonction de production. En effet les estimations des variances théoriques des $\tilde{\alpha}_{pi}$ et $\tilde{\alpha}_{ei}$ sont toutes deux négatives. Contrairement à σ_e^2 , σ_p^2 est significativement inférieure à zéro.

Tableau 2.7. Résultats obtenus à partir du système des régressions sur les carrés et produits croisés des résidus (18) issus des moindres carrés ordinaires appliqués sur (17)

Paramètres	Estimation	T de Student
σ_γ^2	0,45	5,77 (0,00)
σ_e^2	-0,00	-2,39 (0,02)
σ_p^2	-0,01	-0,12 (0,90)
σ_{pe}^2	0,08	4,48 (0,00)
σ_{ye}^2	-0,15	-3,91 (0,00)
σ_{yp}^2	-0,17	-4,44 (0,00)

II.3.4. Bilan

Les résultats obtenus à partir des estimations des fonctions de production à erreurs hétéroscédastiques montrent l'importance de l'utilisation des pesticides et des engrais sur la variance des rendements. Aussi l'étude de l'utilisation des produits phytosanitaires par les agriculteurs doit se faire dans le cadre théorique du comportement de l'agent économique en avenir incertain. En effet, l'éventuelle aversion pour le risque des agriculteurs peut induire des relations fortes entre l'utilisation d'inputs tels que les engrais et les produits phytosanitaires. Les premiers augmentent l'aléa de production alors que les seconds le diminuent. Attendus dans leur aspect qualitatif, ces résultats soulignent la spécificité de la gestion du risque dans les systèmes intensifs de production.

La spécification de la fonction de production à erreur multiplicative dérive simplement d'une généralisation au cas hétéroscédastique des fonctions de productions classiques. Leur estimation n'utilise que des estimateurs de modèles linéaires. Cependant la spécification avec erreur additive hétéroscédastique est plus volontiers utilisée par les économistes agricoles dans la mesure où elle s'intègre facilement dans un programme de maximisation d'utilité espérée et donne des

résultats simples en statique comparative (Leathers and Quiggin, 1991). Les résultats obtenus par l'estimation de ces deux types de spécification montrent, qu'en approximation, ces deux formes sont plus ou moins équivalentes.

Les résultats de ces estimations sont cependant à utiliser avec précautions. En effet, elles reposent sur des hypothèses relativement fortes comme l'absence d'effets corrélés ou l'exogénéité des choix des agriculteurs par rapport aux e_{it} . Les biais introduits par ces effets peuvent, par exemple, être à l'origine des différences constatées entre les résultats obtenus par les deux méthodes d'estimation utilisées. Ces problèmes de spécification sont étudiés dans la partie suivante.

II.4. Critiques de la spécification de Griffiths and Anderson

En production agricole, les économètres considèrent que l'effet individuel μ_i représente l'influence de la qualité de la gestion de l'agriculteur, de la qualité de la terre, ... sur les rendements agricoles alors que le terme e_{it} représente l'influence des aléas climatiques, sanitaires, ... sur ces mêmes rendements. Or dans les fonctions de production de Just and Pope, le terme hétéroscédastique $h_{it} = h(x_{it})$ représente l'influence des facteurs de production sur les aléas qui affectent le développement des cultures, c'est-à-dire uniquement le terme e_{it} . On voit donc que dans la spécification de Griffiths and Anderson :

$$u_{it} = (\mu_i + e_{it})h_{it} = \mu_i h_{it} + e_{it} h_{it} \quad (19)$$

il est difficile d'interpréter le terme μ_i . Il ne peut avoir la signification économique classique évoquée plus haut. En effet, dans ce cas il n'aurait aucune raison d'être affecté par l'emploi des facteurs de production. En fait Griffiths and Anderson (1982) ont proposé une autre spécification du terme u_{it} dans laquelle μ_i et h_{it} peuvent être interprétés respectivement en termes d'effet individuel classique et d'effet de Just and Pope :

$$u_{it} = \mu_i + e_{it} h_{it} \quad (20)$$

Cette spécification paraît plus naturelle mais apparaît difficile à estimer (Griffiths and Anderson, 1982).

Finalement il semble que la spécification d'erreur (20), bien que souvent utilisée en pratique (Wan, Griffiths and Anderson, 1992 ; Wan and Anderson, 1993),

exploite peu la dimension individuelle des panels.

En outre, les estimations réalisées reposent sur l'hypothèse d'exogénéité des choix d'inputs. Cette hypothèse est adaptée dans le cas des données expérimentales (Just and Pope, 1979 ; Babcock, Chalfant and Collender, 1987) mais est forte dans le cas de données provenant d'exploitations agricoles à vocation commerciale. En général⁴ elle repose sur des hypothèses de comportement des agriculteurs: ces derniers ne peuvent observer μ_i et e_{it} , s'ils les observent, qu'après avoir pris leurs décisions quant aux x_{kit} .

Ici encore, la validité a priori de ces hypothèses dépend de la façon dont μ_i et e_{it} sont interprétés. Si μ_i représente la qualité de la terre ou la qualité de la gestion de l'agriculteur, l'existence d'effets individuels corrélés doit être au moins testée. Effectivement, dans ce cas l'agriculteur connaît vraisemblablement μ_i et choisit ses quantités d'inputs en conséquence (Mundlak, 1978 et Chamberlain, 1980). Si e_{it} représente la réalisation (ex post) de l'aléa sanitaire, on est conduit à examiner le comportement d'utilisation de l'information par l'agriculteur. Si ce dernier acquiert de l'information pertinente concernant e_{it} , c'est-à-dire des signaux non indépendants de e_{it} , avant la réalisation de e_{it} , alors l'endogénéité des x_{kit} par rapport à e_{it} ne peut être rejetée a priori (Antle, 1983 ; Antle and Hatchett, 1986 et Love and Buccola, 1991).

En raison des nombreuses critiques qui peuvent être formulées à l'encontre de la spécification de fonction de production retenue, il convient d'être prudent quant à l'interprétation des résultats obtenus. Cependant ces résultats seront utilisés dans une approche prospective visant l'étude de l'influence de l'attitude des agriculteurs sur leurs utilisations de produits phytosanitaires.

III. INFLUENCE ET MESURE DES PARAMETRES DE L'ATTITUDE FACE AU RISQUE DES AGRICULTEURS

Dans cette partie l'utilisation conjointe des pesticides et des engrais par les agriculteurs est étudiée. L'objectif poursuivi est de montrer que si l'aversion pour le

⁴ L'hypothèse de rendements d'échelle constants pour la Cobb-Douglas est un cas très particulier.

risque des agriculteurs influence leur utilisation de produits phytosanitaires, le fait que ces derniers emploient aussi des engrais doit être pris en compte. En effet, l'influence des engrais sur le risque phytosanitaire crée une sorte d'inertie dans les comportements d'utilisation des pesticides.

Le modèle théorique est d'abord présenté. Il est ensuite utilisé en statique comparative. Enfin dans les deux dernières parties, sont présentées les estimations de l'aversion pour le risque des agriculteurs et les principales critiques formulées à l'encontre du modèle théorique.

III.1. Le modèle d'utilité espérée

III.1.1. Présentation du modèle

Dans le cadre des axiomatiques classiques du comportement de l'agent économique en avenir incertain, l'attitude face au risque est représentée par une fonction d'utilité de la richesse dont la concavité augmente⁵ avec l'aversion pour le risque. Le producteur est donc supposé maximiser l'espérance d'utilité d'un profit aléatoire noté Π . Suivant les travaux de Babcock, Chalfant and Collender (1987) et de Love and Buccola (1991), la fonction d'utilité utilisée est exponentielle :

$$U(\Pi) = -\exp(-\lambda \Pi) \quad (21)$$

λ est l'indice absolu d'aversion pour le risque supposé ici constant. Selon Arrow cet indice serait décroissant en fonction du profit. Cette fonction d'utilité apparaît donc comme une forme simplifiée qui élimine les effets du niveau de profit (Leathers and Quiggin, 1991).

La fonction de production de l'agriculteur est supposée de la forme de celle étudiée dans le détail dans la partie II :

$$y = f(x_p, x_e) + \varepsilon h(x_p, x_e) = \gamma x_p^{\alpha_p} x_e^{\alpha_e} + \varepsilon \Gamma x_p^{\beta_p} x_e^{\beta_e}$$

où: $\varepsilon \approx N(0,1)$ (22)

y , x_p et x_e représentent respectivement les rendements, quantité de

⁵ au sens d'Arrow-Pratt.

pesticides et quantité d'engrais ramenées à l'hectare. La fonction de production est donc supposée à rendements d'échelle constants. La surface exploitée par l'agriculteur, fixe à court terme, est notée L . Les prix de la production : p , des engrais : p_e et des pesticides : p_p sont supposés certains. Cette hypothèse est justifiée dans le cas de l'output dans le contexte des prix céréaliers fortement administrés par la PAC. Le seul aléa auquel à faire face l'agriculteur est un aléa de production représenté par ε . Son programme de maximisation d'utilité espérée peut donc être écrit :

$$\text{Max}_{x_p, x_e} E_\varepsilon [U(\Pi)] \quad (23)$$

$$\text{où: } \Pi = \left[\left(f(x_p, x_e) + \varepsilon h(x_p, x_e) \right) p - x_p p_p - x_e p_e \right] L$$

$$U(\Pi) = -\exp(-\lambda \Pi)$$

$$\varepsilon \approx N(0, 1)$$

En remarquant que le profit suit une loi normale d'espérance : $\left[f(x_p, x_e) p - x_p p_p - x_e p_e \right] L$ et de variance : $h^2(x_p, x_e) L^2 p^2$, on voit que l'utilité du profit suit une loi log-normale d'espérance :

$$E[U(\Pi)] = -\exp \left[-\lambda L \left(f(x_p, x_e) p - x_p p_p - x_e p_e \right) + \frac{\lambda^2}{2} h^2(x_p, x_e) L^2 p^2 \right] \quad (24)$$

On voit ici comment les hypothèses de normalité de ε et d'additivité de l'erreur hétéroscédastique de la fonction de production permettent d'utiliser le modèle moyenne-variance développé en économétrie de la finance. A l'aide de la formule (24) il est facile de dériver les conditions du premier ordre du programme de maximisation (23) :

$$p f'_p(x_p, x_e) = p_p + \lambda L p^2 h'_p(x_p, x_e) h(x_p, x_e)$$

$$p f'_e(x_p, x_e) = p_e + \lambda L p^2 h'_e(x_p, x_e) h(x_p, x_e)$$

$$\text{où: } f'_k = \frac{\partial f}{\partial x_k} = \frac{\alpha_k}{x_k} f \quad \text{et} \quad h'_k = \frac{\partial h}{\partial x_k} = \frac{\beta_k}{x_k} h \quad (25)$$

Lorsque l'agriculteur est neutre vis-à-vis du risque ($\lambda = 0$) le système (25) donne les conditions classiques d'égalité des productivités et coûts marginaux. Lorsque l'agriculteur est averse au risque ($\lambda > 0$), aux prix des facteurs s'ajoute une

prime marginale de risque. Celle-ci est positive lorsque le facteur accroît le risque, c'est le cas des engrais ($\beta_e > 0$). Elle est négative lorsque le facteur diminue le risque, ce qui est le cas des pesticides ($\beta_p < 0$). A partir de ces conditions du premier ordre, il est possible de dériver quelques résultats simples de statique comparative.

III.1.2. Quelques résultats de statique comparative

L'étude en statique comparative est centrée sur l'influence de l'aversion pour le risque. Elle débute par l'étude des cas simples où un seul des deux facteurs de production a un impact sur le risque de rendement.

La différenciation des conditions du premier ordre à prix constants donne :

$$\left[pf''_{pp} - \frac{\lambda}{2} Lp^2(h''_{pp}h + h'^2_p) \right] \frac{dx_p}{d\lambda} + \left[pf''_{pe} - \frac{\lambda}{2} Lp^2(h''_{pe}h + h'_e h'_p) \right] \frac{dx_e}{d\lambda} = \frac{p}{2} Lh'_p h$$

$$\left[pf''_{pe} - \frac{\lambda}{2} p^2 L(h''_{pe}h + h'_e h'_p) \right] \frac{dx_p}{d\lambda} + \left[pf''_{ee} - \frac{\lambda}{2} p^2 L(h''_{ee}h + h_e^2) \right] \frac{dx_e}{d\lambda} = \frac{p}{2} Lh'_e h \quad (26)$$

Sous les conditions qui assurent l'existence d'un optimum intérieur (maximum ici) le déterminant du système est positif, $\frac{dx_p}{d\lambda}$ et $\frac{dx_e}{d\lambda}$ sont donc du signe de leurs déterminants respectifs.

Dans le cas où seuls les pesticides ont un impact sur la variance des rendements, c'est-à-dire $h(x_p, x_e) = h(x_p)$ alors $\frac{dx_p}{d\lambda}$ est du signe de $p^2 h h'_p f''_{ee}$. Or, d'après les estimations de la partie II, $h'_p < 0$ et $f''_{ee} < 0$ d'où on a $\frac{dx_p}{d\lambda} > 0$. Ceci constitue le résultat classique selon lequel, si l'aversion pour le risque de l'agriculteur augmente, sa consommation de produits phytosanitaires augmente. Dès lors la surconsommation de pesticides est attribuée à la prime marginale de risque $\lambda \frac{p^2 L}{2} h'_p h$. Dans ce cas, à L et p constants, cette prime ne dépend que de l'indice d'aversion pour le risque λ et la quantité de produits phytosanitaires utilisée x_p .

Lorsque l'on considère l'impact des engrais sur la variance des rendements le problème se complique beaucoup. En effet, dans ce cas le signe de $\frac{dx_p}{d\lambda}$ est du

signe de :

$$\det\left(\frac{dx_p}{d\lambda}\right) = \frac{p^2}{2} h'_p h f''_{ee} + \frac{ph}{2} \left[-p f''_{pe} h'_e + \frac{\lambda}{2} p^2 h (h''_{pe} h'_e - h''_{ee} h'_p) \right] \quad (27)$$

qui est, a priori, indéterminé. Dans ce cas la variance des rendements dépend à la fois des engrais et des pesticides. Aussi à l'effet direct positif de l'aversion du risque sur l'utilisation des pesticides s'ajoute un effet indirect. Celui-ci est négatif et provient de ce que l'aversion pour le risque tend à diminuer l'utilisation des engrais qui sont des facteurs qui accroissent le risque. Il est cependant vraisemblable que l'effet direct positif l'emporte sur l'effet indirect négatif.

Finalement, il semble que l'effet positif des engrais sur la variance des rendements crée une sorte de complémentarité entre ces produits et les pesticides dans la gestion du risque phytosanitaire. Les engrais peuvent être utilisées en quantité massive malgré leur effet positif sur la variance des rendements parce que, d'une part ils augmentent l'espérance de rendement et d'autre part l'utilisation de pesticides permet de limiter leur impact sur le risque.

Bien évidemment, cet effet est nul si l'agriculteur est neutre vis-à-vis du risque mais il amplifie l'effet de l'aversion pour le risque lorsque cette dernière n'est pas nulle.

Pour avoir un ordre de grandeur de l'impact de l'aversion pour le risque sur la consommation de pesticides, une estimation de l'indice absolu d'aversion pour le risque est proposée dans la partie suivante.

III.2. Estimation de l'indice absolu d'aversion pour le risque des agriculteurs

III.2.1. Présentation du modèle estimé

La méthode suivie a été proposée par Antle (1989) et Love and Buccola (1991). Elle consiste en l'estimation de l'indice absolu d'aversion pour le risque à partir des conditions du premier ordre du programme de maximisation de l'utilité espérée (25):

$$\alpha_p p_{it} \gamma_t x_{pit}^{\alpha_p - 1} x_{eit}^{\alpha_e} - p_{pt} = \lambda_i \beta_p p_{it}^2 \Gamma_t^2 L_i x_{pit}^{2\beta_p - 1} x_{eit}^{2\beta_e} + v_{pit}$$

$$\alpha_e p_{it} \gamma_t x_{pit}^{\alpha_p} x_{eit}^{\alpha_e - 1} - p_{eit} = \lambda_i \beta_e p_{it}^2 \Gamma_t^2 L_i x_{pit}^{2\beta_p} x_{eit}^{2\beta_e - 1} + v_{eit}$$

$$\text{où: } E(v_{pit}) = E(v_{eit}) = 0; \quad E\left[(v_{pit}, v_{eit})(v_{pit}, v_{eit})'\right] = \Omega \quad (27)$$

Les α_k , β_k , γ_t , et Γ_t sont les paramètres de la fonction de production estimée dans la partie II⁶ et les v_{kit} sont interprétés comme les erreurs d'optimisation des agriculteurs. Elles sont supposées indépendantes des autres termes des équations. Dans le système (27) l'indice d'aversion pour le risque est considéré comme une caractéristique individuelle, ce qu'il est théoriquement.

En remarquant que :

$$\alpha_e \gamma_t x_{pit}^{\alpha_p - 1} x_{eit}^{\alpha_e} = \frac{\partial E(y_{it})}{\partial x_{eit}} \quad \text{et} \quad \beta_e \Gamma_t^2 x_{pit}^{2\beta_p} x_{eit}^{2\beta_e - 1} = \frac{1}{2} \frac{\partial \mathcal{V}(y_{it})}{\partial x_{eit}}$$

le système (27) se réécrit simplement :

$$p_{it} \frac{\partial E(y_{it})}{\partial x_{kit}} - p_{kit} = \frac{\lambda_i}{2} p_{it}^2 L_i \frac{\partial \mathcal{V}(y_{it})}{\partial x_{kit}} + v_{kit} \quad k = e, p \quad (28)$$

Le terme $p_{it}^2 L_i \frac{\partial \mathcal{V}(y_{it})}{\partial x_{kit}}$ s'interprète comme la variabilité marginale de production choisie par l'agriculteur.

III.2.1. Suppression du biais d'hétérogénéité

Un moyen naturel d'estimer un modèle à paramètres variant dans la dimension individuelle consiste à spécifier d'un modèle à coefficients aléatoires. Soit :

$$\lambda_i = \lambda + \omega_i, \quad E(\lambda_i) = \lambda, \quad V(\omega_i) = \sigma_\omega^2, \quad E(\omega_i v_{kit}) = 0 \quad (29)$$

Le système (28) devient alors:

$$p_{it} \frac{\partial E(y_{it})}{\partial x_{kit}} - p_{kit} = \frac{\lambda}{2} p_{it}^2 L_i \frac{\partial \mathcal{V}(y_{it})}{\partial x_{kit}} + \frac{\omega_i}{2} p_{it}^2 L_i \frac{\partial \mathcal{V}(y_{it})}{\partial x_{kit}} + v_{kit} \quad k = e, p \quad (30)$$

⁶Love and Buccola (1991) proposent d'estimer l'ensemble des paramètres (de la fonction de production et de la fonction d'utilité) de manière plus efficace en considérant le système global composé de la fonction de production et des conditions du premier ordre du programme de maximisation de l'utilité espérée.

Or s'il est possible de supposer que les erreurs d'optimisation des agriculteurs sont parfaitement aléatoires (exogénéité simple), il est impossible de supposer l'exogénéité faible de la variabilité marginale de production: $p_{it}^2 L_i \frac{\partial \mathcal{V}(y_{it})}{\partial x_{kit}}$ par rapport à ω_i . C'est-à-dire que l'on a:

$$E\left(\frac{\omega_i}{2} p_{it}^2 L_i \frac{\partial \mathcal{V}(y_{it})}{\partial x_{kit}}\right) = Cov\left(\frac{\omega_i}{2}, p_{it}^2 L_i \frac{\partial \mathcal{V}(y_{it})}{\partial x_{kit}}\right) \neq 0 \quad k = e, p$$

Ceci provient simplement de ce que les agriculteurs choisissent la variabilité marginale de production associée à chaque input en fonction de leur attitude face au risque, c'est-à-dire de $\lambda_i = \lambda + \omega_i$.

Le paramètre d'intérêt est ici λ , l'indice absolu moyen d'aversion pour le risque. Comme le montrent les travaux de Gouriéroux et Peaucelle (1990) sur les biais d'hétérogénéité, l'estimation de (30) dans la dimension intra-individuelle fournit un estimateur convergent en T de λ lorsque:

$$Cov\left[\frac{\omega_i}{2}, V_i\left(p_{it}^2 L_i \frac{\partial \mathcal{V}(y_{it})}{\partial x_{kit}}\right)\right] = 0 \quad k = e, p \quad (31)$$

Ceci signifie que les variabilités temporelles des choix de variabilités marginales de production des agriculteurs ne sont pas corrélées avec leur aversion pour le risque. A priori cette hypothèse ne paraît pas très forte. Il convient tout de même de noter que l'estimation de λ obtenue dans la dimension individuelle n'est pas très robuste dans la mesure où ici T=4.

L'estimation a été conduite en imposant la contrainte d'égalité des λ dans (30). Le λ estimé par les moindres carrés quasi-généralisés appliqués dans la dimension intra-individuelle est de $2,4 \cdot 10^{-6}$. La valeur empirique du test de Student associé à l'hypothèse $H_0: \lambda = 0$ est 8,98, ce qui conduit à rejeter l'hypothèse de la neutralité des agriculteurs vis-à-vis du risque. Les calculs effectués au point moyen de l'échantillon donnent une prime marginale de risque équivalente en valeur absolue à 12,5% du prix des facteurs de production. Bien entendu, cette prime est négative dans le cas des pesticides et positive dans le cas des engrais. Il semble donc que l'attitude vis-à-vis du risque des agriculteurs joue un rôle important dans l'utilisation des engrais et des pesticides.

Bien que ces résultats soient conformes à nos intuitions initiales et tout à fait

analogues à ceux d'études antérieures (Babcock, Chalfant and Collender, 1987; Antle, 1988), il convient de souligner qu'ils doivent être interprétés avec précaution. En effet, les principales critiques qui ont été formulées au cours de l'exposé, tant à l'encontre des spécifications économiques que des méthodes économétriques utilisées, limitent dans une large mesure la robustesse des estimations obtenues.

CONCLUSION

L'objectif de cette étude était de mettre en évidence la spécificité de la gestion du risque phytosanitaire dans les systèmes de production intensive de grandes cultures. L'analyse menée au niveau de la technologie de production a été centrée sur deux facteurs essentiels du processus d'intensification des cultures: les pesticides et les engrais. Elle montre que ces deux inputs ont des effets antagonistes sur la variance des rendements. L'utilisation d'engrais tend à accroître cette variance alors que l'utilisation de pesticides tend à la diminuer.

Or les estimations effectuées à propos de l'attitude vis-à-vis du risque des agriculteurs montrent qu'en moyenne ces derniers sont averses pour le risque. Aussi dans une logique d'assurance, ces derniers tendraient à utiliser les pesticides en dessous de leur coût marginal puisque ces facteurs ont un impact négatif sur la variance des rendements. Suivant le même principe, les agriculteurs tendraient à utiliser les engrais au dessus de leur coût marginal. On voit donc clairement apparaître une complémentarité de l'utilisation des engrais et des pesticides dans la gestion du risque de production.

Ces constatations s'avèrent importantes pour la comparaison de l'efficacité des différentes mesures de régulation des marchés agricoles. En effet, les propriétés spécifiques des engrais et des pesticides, et l'attitude des agriculteurs vis-à-vis du risque engendrent des relations fortes entre l'utilisation de ces facteurs de production et le caractère aléatoire du revenu agricole.

Il est cependant important de souligner que ces conclusions reposent sur une

analyse qui peut être critiquée tant du point de vue économique que du point de vue économétrique.

En particulier les modèles utilisés reposent sur des hypothèses relativement fortes qui limitent le rôle de l'information dans le comportement des agriculteurs. Or dans la logique d'anticipation qui prévaut dans l'utilisation de facteurs tels que les engrais ou les pesticides, la manière dont l'agriculteur s'informe est un facteur d'explication prépondérant de son comportement. Aussi une étude plus poussée, notamment du problème de l'endogénéité du choix des facteurs par l'agriculteur, s'avère nécessaire.

Enfn les spécifications choisies au niveau de la modélisation de la technologie exploite peu les possibilités offertes par les données de panel pour l'analyse des comportements microéconomiques. Dès lors la recherche de spécifications plus précises du terme aléatoire de la fonction de production stochastique apparaît comme un prolongement naturel de ce travail.

Les problèmes soulevés par ces dernières remarques ont déjà fait l'objet de nombreuses études. Cependant la plupart d'entre elles se sont arrêtées au niveau théorique. Deux raisons principales expliquent l'absence du prolongement empirique de ces travaux. D'une part, les développements théoriques de ces études requièrent généralement l'emploi de méthodes économétriques complexes et d'autre part, le faible nombre de périodes des données de panel habituellement disponibles limitent la robustesse des estimateurs classiques. De ce point de vue, l'utilisation de l'approche de Chamberlain apparaît comme un moyen d'amélioration sensible de notre travail.

BIBLIOGRAPHIE

- ANAND P. (1990) "Analysis of Uncertainty as Opposed to Risk: An Experimental Approach." *Agricultural Economics* 4(2) pp145-163.
- ANTLE J.M. (1988) "Pesticide Policy, Production Risk, and Producer Welfare." Ed. *Resources for the Future*, Washington D.C.
- ANTLE J.M. (1987) "Econometric Estimation of Producer's Risk Attitudes." *American Journal of Agricultural Economics* 69(3) pp509-522.
- ANTLE J.M. (1983) "Sequential Decision Making in Production Models." *American Journal of Agricultural Economics* 65(2) pp282-290.
- ANTLE J.M. and HATCHETT S.A. (1986) "Dynamic Input Decisions in Econometric Production Models." *American Journal of Agricultural Economics* 68(4) pp939-949.
- BABCOCK B.A., CHALFANT J.A. and COLLENDER R.N. (1987) "Simultaneous Input Demands and Land Allocation in Agricultural Production under Uncertainty." *Western Journal of Agricultural Economics* 12(2) pp207-215.
- BYE P., DESCOINS C. et DESHAYES A. (1991) "Phytosanitaires, Protection des plantes, Biopesticides." *Coll. Un point sur ...*, Ed. INRA, Versailles.
- BYE P. et MONETARI J.C. (1991) "L'environnement industriel." in BYE P. et alii (1991).
- CARLES R. et BONNY S. (1993) "Perspectives de l'évolution de l'emploi des engrais et des phytosanitaires dans l'agriculture française." *Cahiers d'économie et de sociologie rurales* 26 pp29-62.
- CARRASCO-TAUBER C. and MOFFITT L.J. (1992) "Damage Control Economics: Functional Specification and Pesticide Productivity." *American Journal of Agricultural Economics* 74(1) pp158-162.
- CHAMBERLAIN G. (1982) "Multivariate Regression Models for Panel Data." *Journal of Econometrics* 18(1) pp5-46.
- CHAMBERLAIN G. (1984) "Panel Data." in *Handbook of Econometrics Vol. II*, Ed. Griliches Z. and Intriligator M.D., North-Holland pp1247-1318.
- CHAVAS J.P. and HOLT (1990) "Acreage Decisions under Risk: the Case of Corn and Soybeans." *American Journal of Agricultural Economics* 71(1) pp143-150.
- CHRETIEN H. (1988) "Le point de vue de l'Union des Industries de la Protection des Plantes." sous la direction de CAGNAT P. "Les enjeux de l'agro-fourriture à l'horizon 1993." pp 169-175, Ed. ADETEM, Paris.
- CHRISTENSEN L.R., JORGENSON D.W. and LAU L.J. (1973) "Transcendental

- logarithmic production frontiers." *Review of Economics and Statistics* 55 pp28-45.
- COLLENDER R.N. and CHALFANT J.A. (1986) "An Alternative Approach to Decisions under Uncertainty Using the Empirical Moment-Generating Function." *American Journal of Agricultural Economics* 68(3) pp727-739.
- CURE B. (1990) in *PERSPECTIVES AGRICOLES* (1991).
- DORMONT B. (1987) "Introduction à l'économétrie des panels." Document de travail 87-6, Direction de la Prévision, Paris.
- FEDER G. (1979) "Pesticides, Information and Pests Management under Uncertainty." *American Journal of Agricultural Economics* 61(1) pp97-103.
- FUSS M.A. and Mac FADDEN D. (Eds) (1978) "Production economics: a dual approach to theory and applications." Ed. North-Holland Publishing Company, Vol I.
- FUSS M.A., Mac FADDEN D. and MUNDLAK Y. (1978) "A survey of functional forms in the economic analysis of production." in FUSS M.A. and Mac FADDEN D. (Eds) (1978).
- GOURIEROUX C. et PEAUCELLE I. (1990) "Hétérogénéité I. Etude des biais d'estimation dans le cas linéaire." *Annales d'Economie et de Statistique* 17 pp164-183.
- GRIFFITHS W.E. and ANDERSON J.R. (1982) "Using Time-Series and Cross-Section Data to Estimate a Production Function with Positive and Negative Marginal Risk." *Journal of the American Statistical Association* 77 pp529-536.
- HARDAKER J.B., PANDEY S. and patten L.H. (1991) "Farm Planning under Uncertainty: A Review of Alternative Programming Models." *Review of Marketing and Agricultural Economics* 59(1) pp 9-22.
- HSIAO C. (1986) "Analysis of Panel Data." *Econometric Society Monographs* n°11, Ed. Cambridge University Press, Cambridge.
- HUANG C.-H. (1993) "The rationale of excessive pesticides uses: hypothesis testing and implications." Vol. G (Agriculture and the environment) of the VIIth EAAE Congress, Stresa (Italy) 6th-10th Sept. 1993.
- JUDGE G., GRIFFITHS W., HILL R. and LEE T. (1985) "The Theory and Practice of Econometrics." Ed. Wiley, New-York.
- JUST R.E. and POPE R.D. (1978) "Stochastic Specification of Production Functions and Economic Implications." *Journal of Econometrics* 7 pp67-86.
- JUST R.E. and POPE R.D. (1979) "Production Function Estimation and Related Risk Considerations." *American Journal of Agricultural Economics* 61

- LEATHERS H.D. and QUIGGUIN J.C. (1991) "Interaction between Agricultural and Resource Policy: The Importance of Risk Attitudes toward Risk." *American Journal of Agricultural Economics* 73(3) pp757-764.
- LOVE A.H. and BUCCOLA S.T. (1991) "Joint Risk Preference-Technology Estimation with a Primal System." *American Journal of Agricultural Economics* 73(3) pp765-774.
- MACHINA M.J. (1987) "Choice under Uncertainty: Problems Solved and Unsolved." *Economic Perspectives* 1(1) pp121-273.
- MAHE L.P. et RAINELLI P. (1987) "Impact des pratiques et des politiques agricoles sur l'environnement." *Cahiers d'économie et de sociologie rurales* 4 pp9-31.
- MAIRESSE J. (1988) "Les lois de la production ne sont plus ce qu'elles étaient: une introduction à l'économétrie des panels." *La Revue Economique* 1 pp225-271.
- MAIRESSE J. et GRILLICHES Z. (1988) "Hétérogénéité et panels: Y a-t-il des fonctions de production stables?"....
- MALINVAUD E. (1978) "Méthodes statistiques de l'économétrie." Ed. Dunod, Paris 3^{ième} édition.
- MEYNARD J.M. (1991) "Pesticides et itinéraires techniques." in BYE P. and alii (1991) pp85-100.
- MUMFORD (1981) "Pest Control Decision Making: Sugar Beets in England." *Journal of Agricultural Economics* 32(1) pp31-41.
- MUNDLAK Y. (1978) "On the pooling of time series and cross section data." *Econometrica* 46(1) pp69-85.
- MY J. (1991) "La recherche de l'industrie phytosanitaire: perspectives." in Bye P. and alii (1991) pp101-106.
- PERSPECTIVES AGRICOLES (1990) "Pour une utilisation responsable des produits phytosanitaires." n°146 pp853-862.
- PANNELL D.J. (1991) "Pests and Pesticides, Risk and Risk Aversion." *Agricultural Economics* 5 pp361-383.
- RADER T. (1968) "Normally, inputs are never gross substitutes." *Journal of Political Economics* 76 pp38-43.
- RAMASWAMI B. (1992) "Production Risk and Optimal Input Decisions." *American Journal of Agricultural Economics* 74(4) pp860-869.
- SANDLER T. and STERBENZ F.P. (1988) "Externalities, Pigouvin Corrections, and Risk Attitudes." *Journal of Environmental Economics and Management* 15 pp488-504.

- VERMERSCH D. (1989) "Economie et technologie des systèmes céréaliers: une approche duale et économétrique." Thèse de doctorat de l'Université de Rennes I.
- WAN G.H. and ANDERSON J.R. (1990) "Estimating Risk effects in Chinese Foodgrain Production." *Journal of Agricultural Economics* 41(1) pp85-93.
- WAN G.H., GRIFFITHS W.E. and ANDERSON J.R. (1992) "Using Panel Data to Estimate Risk Effects in Seemingly Unrelated Production Functions."
- YAARI M. (1987) "The Dual Theory of Choice under Risk." *Econometrica* 55(1) pp95-115.
- ZELLNER A., KMENTA J. and DREZE J. (1966) "Specification and Estimation of Cobb-Douglas Production Function Models." *Econometrica* 34(4) pp784-795.