



HAL
open science

Interactions spatiales entre régions européennes et politique de cohésion: quel effet sur le développement économique ?

Lionel Vedrine

► To cite this version:

Lionel Vedrine. Interactions spatiales entre régions européennes et politique de cohésion: quel effet sur le développement économique ?. Sciences de l'environnement. Doctorat en Sciences Economiques, Université de Clermont Ferrand I, 2011. Français. NNT : . tel-02595309

HAL Id: tel-02595309

<https://hal.inrae.fr/tel-02595309>

Submitted on 15 May 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.

PRES Clermont Université,
Ecole doctorale 245 des Sciences Économiques, Juridiques et de Gestion,
UMR Métafort AgroParisTech-Cemagref-Inra-VetAgroSup

Interactions spatiales entre régions européennes et politique de cohésion : quel effet sur le développement économique ?

Thèse Nouveau Régime

Présentée et soutenue publiquement le 22 avril 2011

Pour l'obtention du titre de Docteur ès Sciences Économiques

Par

Lionel Védrine

Sous la direction de

Mme Pascale COMBES-MOTEL

Mme Nadine TURPIN

Membres du Jury :

Luc BEHAGHEL	Chargé de Recherche INRA (PSE)	Suffragant
Alain CARPENTIER	Directeur de Recherche INRA (UMR SMART)	Rapporteur
Pascale COMBES-MOTEL	Professeur à l'Université d'Auvergne (UMR CERDI)	Directrice
Vianney DEQUIEDT	Professeur à l'Université d'Auvergne (UMR CERDI)	Président
Marc GUÉRIN	Chef du département « Territoires » (CEMAGREF)	Suffragant
Alban THOMAS	Directeur de Recherche INRA (TSE)	Rapporteur
Nadine TURPIN	Directeur adjoint de l'UMR METAFORT (CEMAGREF)	Co-directrice

PRES Clermont Université,
Ecole doctorale 245 des Sciences Économiques, Juridiques et de Gestion,
UMR Métafort AgroParisTech-Cemagref-Inra-VetAgroSup

Interactions spatiales entre régions européennes et politique de cohésion : quel effet sur le développement économique ?

Thèse Nouveau Régime

Présentée et soutenue publiquement le 22 avril 2011

Pour l'obtention du titre de Docteur ès Sciences Économiques

Par

Lionel Védrine

Sous la direction de

Mme Pascale COMBES-MOTEL

Mme Nadine TURPIN

Membres du Jury :

Luc BEHAGHEL	Chargé de Recherche INRA (PSE)	Suffragant
Alain CARPENTIER	Directeur de Recherche INRA (UMR SMART)	Rapporteur
Pascale COMBES-MOTEL	Professeur à l'Université d'Auvergne (UMR CERDI)	Directrice
Vianney DEQUIEDT	Professeur à l'Université d'Auvergne (UMR CERDI)	Président
Marc GUÉRIN	Chef du département « Territoires » (CEMAGREF)	Suffragant
Alban THOMAS	Directeur de Recherche INRA (TSE)	Rapporteur
Nadine TURPIN	Directeur adjoint de l'UMR METAFORT (CEMAGREF)	Co-directrice

La Faculté n'entend donner aucune approbation ou improbation aux opinions émises dans cette thèse.

Ces opinions doivent être considérées comme propres à leur auteur.

This publication has been funded under the PRIMA collaborative project, EU 7th Framework Programme, Theme 6 (ENV 2007-1) Environment (including climate change) European Commission, DG Research, contract no. 212345. Its content does not represent the official position of the European Commission and is entirely under the responsibility of the author.

A ma famille : passée, présente, et à venir.

Remerciements

Je tiens tout d'abord à remercier Pascale Combes-Motel pour avoir dirigé cette thèse et dont le soutien et la gentillesse en ont grandement facilité la fin. Je souhaite présenter toute ma gratitude à Nadine Turpin pour son rôle essentiel dans ce parcours d'apprentissage à la recherche. Je lui dois infiniment pour sa relecture attentive, ses conseils et remarques toujours pleines de sens. Je lui suis encore plus reconnaissant de m'avoir laissé une grande liberté par rapport au sujet initial de cette thèse. C'est certainement par cette attitude qu'elle m'a permis d'appréhender au mieux ce que pouvait être le parcours complet de toute recherche.

Je remercie chaleureusement Alain Carpentier et Alban Thomas d'avoir accepté de rapporter ce travail. Je suis très honoré que Luc Behaghel, Vianney Dequiedt et Marc Guérin ait accepté de faire partie du jury.

Le rendu final de cette thèse est le fruit « d'interactions » avec un grand nombre de personnes. Je remercie de tout cœur Salima Bouayad-Agha d'avoir accepté de m'accompagner dans mes projets d'article, me faisant profiter de toute son expérience au fil de nos nombreuses discussions. Merci à elle pour avoir consacré beaucoup de temps à relire attentivement une grande partie de cette thèse. Après ça je ne peux que lui promettre de bannir certains mots de mon vocabulaire comme « fournir » ou bien encore « problème ». Je souhaite remercier Sylvain Chabé-Ferret pour son écoute attentive et son soutien constant même lors de son séjour outre-Atlantique. Il a joué le rôle de « grand frère » durant ces années, en m'encourageant sans cesse à creuser toujours plus en profondeur un problème ou la pertinence d'une « solution ». Sa présence dans l'équipe tout au long de ma thèse a été une chose précieuse.

Je tiens à exprimer ma gratitude à toutes les personnes qui ont relu tout ou partie de cette thèse. Solène Tanguy, Stéphanie Truchet, Fanny Vicard, Mélanie Décamps, Guillaume Molinier, Emilie Caldeira, Sébastien Marchand et Jonathan Passerat-Palmbach. Merci à ce dernier d'avoir tenté à plusieurs reprises d'expliquer autour de moi ce que « je cherchais... en économie? ». Je remercie bien sûr Yves Koala dont le mémoire de qualité a alimenté certaines parties de mes recherches.

Je remercie Etienne Josien et Dominique Vollet pour m'avoir toujours encouragé à prendre « le large » dans différents colloques et formations (je pense particulièrement aux quelques séjours passés à Toulouse pour suivre des cours au sein de TSE). Je remercie par ailleurs David Martimort et Patrick Rey d'avoir accepté ma présence durant leurs cours.

Je tiens à exprimer mes remerciements à tous ceux qui au sein de l'UMR Métafort, et plus largement au Cemagref de Clermont-Ferrand, ont fait de ces années de thèse une expérience enrichissante, plaisante et utile. Je remercie Cécile Germot et Sandrine Lagoutte toujours volontaires pour effectuer un nombre de tâches indénombrables et qui rendent le planning de travail de chacun beaucoup plus confortable. Merci à Collette Cadiou et Sybille De Mareschal pour leurs conseils et leur aide précieuse dans la recherche de documents, mais également pour leurs nombreuses présentations toujours très intéressantes. Merci aux « mamans » avec qui j'ai partagé les incertitudes liées à l'élaboration d'un tel document. J'espère que je pourrais me rendre autant utile qu'elles l'ont été pour moi durant ces derniers mois. Un grand merci à Fabrice pour son écoute lors de nos « rares » pauses cafés...Malgré ces instants je ne suis toujours pas capable de repérer le moindre vol d'oiseaux dans le ciel : honte à moi ! Merci à Fabien et Laurence de m'avoir fait bénéficier passivement de leur tabagisme durant les « autres » pauses

cafés. J'ai également une pensée pour tous ceux qui assurent une ambiance chaleureuse au sein de MECF.

Je remercie le CEMAGREF et le Conseil Régional d'Auvergne pour avoir financé cette thèse et m'avoir fourni les moyens nécessaires à sa réalisation. Je suis également reconnaissant des efforts faits par les membres de l'école doctorale pour me permettre de soutenir dans les délais. Une partie de ces travaux ont été financé par le projet européen PRIMA. Je remercie également les collègues des projets PSDR AMEN et REGIAB, en particulier Tina Rambonilaza et Anne Lacroix pour leurs réflexions pertinentes sur mes travaux.

L'accomplissement de cette thèse n'aurait pas été possible sans le soutien constant de ma famille, en particulier de mes parents et de ma sœur, pendant toute cette période. Leur bienveillance tout au long de ce parcours a été pour moi une source indispensable de stabilité et de volonté. C'est aussi grâce à mes parents, qui ont toujours su me laisser libre de mes choix, que j'ai pu satisfaire ma curiosité dans cette discipline qu'est l'économie.

Résumé

La politique européenne de cohésion vise à réduire les disparités de développement économique entre les régions en proposant des subventions à l'investissement aux régions européennes les plus en retard. Cette politique s'inscrit dans le débat sur la répartition et l'évolution des activités dans l'espace.

Cette thèse précise la manière dont les interactions spatiales entre régions influencent l'efficacité de la politique de cohésion européenne. Nous analysons notamment comment les interactions spatiales affectent trois aspects de la politique de cohésion.

Dans un premier temps, nous présentons une stratégie d'estimation du processus de convergence des régions européennes permettant d'intégrer ces propriétés spatiales dans un modèle dynamique en données de panel. Les résultats révèlent que la concentration spatiale initiale des activités agit comme un frein à la convergence des régions les plus en retard. Celles-ci ne peuvent bénéficier convenablement des effets de débordement économique (notamment technologique) alors que ce mécanisme explique une part importante de la croissance européenne. Ces résultats justifient donc la mise en place d'une politique d'aide au développement en faveur de ces régions.

Dans un second temps, nous analysons le processus d'allocation des subventions européennes en déterminant comment la structure de gouvernance de la politique de cohésion affecte l'apparition d'interactions stratégiques entre gouvernements régionaux. Nous développons un modèle « d'agence politique » dans lequel nous étudions l'effet de la structure de gouvernance d'une politique publique sur la décision des électeurs d'acquiescer de l'information sur l'activité des gouvernements locaux. Nous montrons que l'apparition d'interactions résultant d'un mécanisme de « concurrence par comparai-

son » est croissante avec le degré de décentralisation de la politique. A partir d'une analyse empirique sur la période 2000-06, nous confirmons les propositions du modèle en montrant que les interactions spatiales sont plus intenses lorsque la gouvernance de la politique est décentralisée. Ce travail met en évidence une nouvelle source d'interaction spatiale dans l'allocation des subventions à partir de déterminants institutionnels en plus des facteurs socio-économiques étudiés jusqu'alors.

Enfin, nous montrons que l'interaction spatiale influence l'évaluation de la politique de cohésion. Nous reprenons la stratégie utilisée pour réévaluer le processus de convergence des régions européennes dans laquelle nous prenons soin de prendre en compte l'endogénéité de l'allocation des fonds, ainsi que la possibilité d'effets de débordements des fonds. Les résultats indiquent que si la politique de cohésion a un impact direct sur le développement des régions les plus en retard économiquement, celui-ci reste modeste et ne permet que de compenser partiellement la concentration spatiale initiale des activités économiques au sein de la Communauté européenne.

Abstract

European cohesion policy aims to reduce disparities in economic development between regions by providing investment subsidies to European regions lagging behind. The evaluation of this policy is linked to the debate on the distribution of activities in space and its evolution.

This thesis depicts how spatial interactions between regions influence the effectiveness of European cohesion policy. We analyze how such spatial interactions affect three aspects whose study is crucial to support, understand and evaluate the cohesion policy.

At first, we propose a strategy for estimating the convergence process of European regions to integrate their spatial properties in a dynamic model using panel data. The results show that the initial spatial concentration of activities impedes the convergence of the most lagged regions. They can't benefit adequately from economic spillover effects, including technology. This mechanism explains a large share of European growth. These results therefore justify the establishment of a policy of development assistance for the development these regions.

In a second step, we analyze the grant allocation process in determining how the structure of governance of cohesion policy affects the development of strategic interactions between regional governments. We develop a political agency model in which we capture the effect of the governance structure of public policy on the decision of voters to acquire information on the activities of local governments. We show that the appearance of spatial interactions resulting from a mechanism of « yardstick competition » is increasing with the degree of policy decentralization. From an empirical analysis of the 2000-06 period, we confirm the proposed model by showing that spatial interactions are

more intense when the policy governance is decentralized. This work highlights a new source of spatial interaction in the allocation of grants from institutional determinants in addition to socioeconomic factors studied so far.

Finally, we show that the way of measuring the impact of the policy is affected by the presence of spatial interactions. Resuming strategy used to reassess the process of convergence of European regions in which we take care to consider the endogeneity of the allocation of funds and the possibility of spillovers of funds. The results indicate that if the cohesion policy has a direct impact on the development of the regions most lagging behind economically, it remains small and only allows to partially offsetting the initial spatial concentration of economic activities within the European Community.

Table des matières

1	Introduction	1
2	Stratégie d'estimation d'un modèle dynamique spatial par les GMM	15
2.1	Introduction	16
2.2	Problèmes économétriques liés à l'estimation des modèles dynamiques spatiaux en données de panel	18
2.2.1	Les modèles dynamiques spatiaux	18
2.2.2	Stratégie d'estimation d'un modèle dynamique spatial par les GMM	23
2.3	Application empirique : β -convergence des régions européennes	28
2.3.1	Modéliser la β -convergence pour une spécification dynamique spatiale en données de panel	28
2.3.2	Description des données	32
2.3.3	Analyse économétrique	36
2.4	Conclusion	46
3	Allocation des fonds structurels européens et interactions stratégiques	49
3.1	Introduction	49

Table des matières

3.2	Processus institutionnel et allocation des fonds	51
3.2.1	Les déterminants socio-économiques de l'allocation des fonds structurels	53
3.2.2	Quelle est l'influence du processus de négociation ? Les déterminants politico-économiques de l'allocation des fonds.	55
3.3	Existe-t-il un mécanisme de concurrence par comparaison entre les régions européennes dans leur demande d'aide au développement ?	59
3.3.1	Description du modèle	59
3.3.2	Equilibre sans concurrence par comparaison (y_i^0)	63
3.3.3	Equilibre sous concurrence par comparaison ($E_{x_i} [y_i^C] = y_i^1$)	69
3.3.4	Décision d'acquisition de l'information avec un coût fixe exogène (I^*)	73
3.4	Analyse empirique	74
3.4.1	Incitations des décideurs et choix des Etats Membres dans la mise en oeuvre de la politique structurelle	75
3.4.2	Méthodes d'estimations	77
3.4.3	Données et variables	80
3.4.4	Résultats	83
3.5	Conclusion	90
4	Impact de la politique de cohésion et convergence au sein de l'UE-15	101
4.1	Introduction	101
4.2	Quelques points de littérature sur l'analyse de l'impact des fonds structurels sur la convergence	105
4.2.1	Impact de la politique de cohésion et évolutions des disparités économiques : une présentation de la littérature	105

4.2.2	Modéliser les effets de la politique de cohésion : une approche par la convergence	109
4.3	Stratégie d'estimation	114
4.3.1	Biais d'omission de la variable autorégressive spatiale	115
4.3.2	Biais d'omission de la variable autorégressive	118
4.3.3	L'estimation d'un panel dynamique spatial	119
4.4	Fonds structurels et régions Objectif 1	120
4.4.1	Description des données	120
4.4.2	Définition de la matrice de pondération spatiale	122
4.4.3	Dynamique de développement des régions européennes	123
4.5	Résultats	127
4.6	Conclusion	139
5	Conclusion	145

Liste des tableaux

2.1	Statistiques descriptives	35
2.2	Tests LM pour l'autocorrélation spatiale, les effets aléatoire et la dépendance sérielle	37
2.3	Résultats des estimations d'un modèle dynamique simple (2.3.2)	41
2.4	Résultats des estimations du modèle « spatio-temporel simultané » (2.3.3) et avec une erreur autorégressive spatiale (2.3.5)	44
2.5	Résultat des estimations du modèle « spatio-temporel dynamique » (2.3.4)	45
2.6	Echantillon	48
3.1	Estimations sans interactions spatiales	84
3.2	Tests de spécifications spatiales	84
3.3	Estimations de l'équation (3.4.1)	87
3.4	Estimations des équations (3.4.2) et (3.4.3)	88
3.5	Sensibilité des résultats à la définition de la matrice de pondération spatiale (équation (3.4.3))	89
4.1	Statistiques descriptives	124

Liste des tableaux

4.2	Tests d'autocorrélation spatiale, effets aléatoires et corrélation sérielle . . .	128
4.3	Estimation du modèle de croissance néoclassique et de sa version auto-régressive spatiale (eq (4.2.2) et (4.2.3))	131
4.4	Estimation du modèle dynamique spatial avec effets directs des fonds structurels (eq (4.2.7) et (4.2.9))	133
4.5	Calcul des paramètres du modèle de croissance néoclassique avec investissement public à partir des résultats des estimations tables (4.4) et (4.9)	135
4.6	Estimations de l'équation de sélection en différenciant programme Objectif 1 des autres programmes	136
4.7	Estimation de l'équation (4.2.9) sans investissement par tête	138
4.8	Composition de l'échantillon	142
4.9	Estimation avec effet direct des fonds dans un panel dynamique standard	143

Table des figures

2.1	Evolution de la répartition spatiale du PIB par tête par rapport au niveau moyen de l'UE-14	36
3.1	Lien entre répartition régionale des fonds structurels et niveau de richesse	54
3.2	Lien entre répartition régionale des fonds structurels et taux de chômage	55
3.3	Répartition régionale des fonds structurels par habitant (2000-06)	58
4.1	Evolution des niveaux de richesses et taux de croissance en fonction de l'éligibilité à l'Objectif 1	125
4.2	Evolution de la répartition spatiale des niveaux de PIB par habitant . . .	126

Chapitre 1

Introduction

« Il est souvent plus difficile de finir que de commencer. »

Mon nom est personne

Les autorités européennes tentent de concilier les questions d'efficacité et d'équité en proposant une politique de cohésion qui « vise à donner à toute région l'opportunité de faire le meilleur usage de son potentiel et à toutes les personnes d'être intégrées socialement, indépendamment du lieu où elles se trouvent » (Barca, 2009). La politique de cohésion vise à modifier la répartition et l'évolution des activités dans l'espace en renforçant le potentiel de développement endogène des régions. Elle fournit un cadre d'investissement ainsi que le système de mise en oeuvre nécessaire pour atteindre un développement plus harmonieux au sein de l'espace communautaire.

La mesure de l'impact de cette politique nécessite de considérer plusieurs problèmes en même temps. Le premier provient de l'existence d'interactions spatiales entre les régions : l'évolution des disparités économiques entre les régions européennes dépend de la concentration initiale des activités, mais également de l'anisotropie des interactions entre les régions (réseaux de transport et commerciaux, diffusion technologique). Les

dynamiques des régions sont ainsi liées et dépendent de la localisation de ces régions les unes par rapport aux autres. Le second problème est de déterminer un moyen de contrôler l'endogénéité des montants des fonds versés aux différentes régions. Les montants versés sont en effet corrélés avec un ensemble de déterminants (niveau de richesse initial) qui affectent simultanément le développement de ces régions. Ces déterminants sont potentiellement interdépendants entre les régions. Une meilleure compréhension des mécanismes d'allocation des fonds est une réponse possible à ce problème.

Cette thèse précise la manière dont les interactions spatiales entre régions influencent l'efficacité de la politique de cohésion. Nous analysons notamment comment les interactions spatiales affectent trois aspects dont l'étude est déterminante pour comprendre, analyser la mise en oeuvre et évaluer la politique de cohésion.

Nous définissons comme *interaction spatiale* toute interaction entre régions qui utilise l'espace comme support de diffusion ([Magrini, 2004](#)). Dans cette thèse, nous considérons deux formes d'interactions.

Tout d'abord les interactions peuvent provenir de la localisation géographique des régions les unes par rapport aux autres. Le développement des régions est affecté par des déterminants qui ont une dimension spatiale explicite. Les relations commerciales, la mobilité des facteurs de production ainsi que les effets de diffusion technologique en sont les exemples les plus illustratifs. L'ensemble de ces phénomènes lie le développement d'une région à celui des régions voisines.

D'autre part, chaque gouvernement régional dispose d'instruments économiques pouvant influencer l'évolution de l'activité économique ainsi que sa répartition spatiale. Selon le courant théorique du fédéralisme fiscal ([Oates, 1972](#)), le choix par une région de ces instruments est conditionné par les réactions des autres régions à ce choix. Nous

définirons ce type d'interaction comme *stratégique* car elle implique que chaque région prend en compte les décisions de ses voisines.

La thèse est organisée comme suit. Nous motivons la mise en place de la politique de cohésion pour sa capacité à contrebalancer la concentration initiale des activités dans l'espace (chapitre 2). Le chapitre 3 décrit la façon dont les instruments financiers sont déployés entre les régions et le chapitre 4 fournit une évaluation de l'efficacité de ces fonds sur la période 1989-2005. Plus précisément, nous nous concentrons sur l'origine économique des interactions dans les chapitres 2 (effet des interactions spatiales sur le processus de convergence) et 4 (effet sur l'impact de la politique de cohésion sur le développement des régions bénéficiaires). Entre ces chapitres, nous cherchons à distinguer le rôle des interactions stratégiques dans l'ensemble des interactions spatiales au sein du processus d'allocation des fonds européens (chapitre 3).

Stratégie d'estimation des modèles dynamiques spatiaux en données de panel : une nouvelle approche pour évaluer la convergence des régions européennes

Depuis le milieu des années 1980, de nombreux travaux théoriques et empiriques ont alimenté le débat sur la convergence (Barro et Sala-I-Martin, 1995). Le cadre de référence des théories de la croissance est le modèle néoclassique. Solow (1956) et Swan (1956) décrivent le processus d'accumulation du capital par tête, et montrant la convergence de la production entre régions ayant une structure économique similaire. Une économie converge vers un état stable en raison de la décroissance de la productivité marginale du capital par tête. Lorsque le capital est rare, il est très productif, de sorte qu'il bénéficie d'un rendement élevé, permettant aux agents économiques d'épargner

davantage. En raison de la décroissance de sa productivité marginale, le taux de croissance du stock de capital dépend de l'écart entre son niveau initial et sa valeur à l'état régulier.

A cet état régulier, le revenu régional continue de croître, mais cette croissance est déterminée par des facteurs exogènes (progrès technologique, taux de croissance démographique...) que nous définirons comme les caractéristiques structurelles de l'économie. De ce fait, les régions avec les mêmes caractéristiques structurelles (taux d'épargne, qualification de la population active, et taux de croissance démographique) vont nécessairement converger vers des états stationnaires similaires.

Cependant, les interactions spatiales peuvent réduire cette décroissance marginale du capital de telle sorte que la dynamique d'une région vers son état régulier n'est plus uniquement déterminée par son niveau de richesse initial, mais également par les effets de débordements économiques. A partir d'une concentration spatiale initiale des richesses, l'omission des interactions spatiales induit une mauvaise estimation de la convergence entre régions. La majorité des travaux sur la convergence s'est intéressée à la dynamique spatiale du processus, ou à sa dynamique temporelle, mais pas les deux simultanément.

La contribution du chapitre 2 se situe sur un plan empirique. Il s'agit de réévaluer le processus de convergence des régions européennes à l'aide d'un modèle dynamique spatial en données de panel. Bien que les méthodes d'estimation des panels dynamiques (Arellano et Bond (1991); Arellano et Bover (1995); Blundell et Bond (1998)) et les panels spatiaux (Anselin *et al.*, 2008) soient maintenant standards dans la littérature économétrique, il n'y a eu qu'une contribution récente des méthodes qui permettent de considérer les propriétés spatiales des modèles dynamiques en données de panel. Cette

contribution s'est intéressée à l'estimation des termes dynamiques par le maximum de vraisemblance (Elhorst, 2005) ou le quasi-maximum de vraisemblance (Lee et Yu, 2010b), mais en prenant les variables additionnelles comme strictement exogènes.

Nous présentons une stratégie d'estimation pour les modèles dynamiques spatiaux en données de panel en utilisant la méthode des moments généralisés (GMM). Elle consiste à étendre les restrictions sur les moments de l'estimateur d'Arellano et Bond (1991) à un panel dynamique spatial. Nous présentons également une alternative permettant d'introduire de la dépendance spatiale dans le processus d'erreur. Le principal intérêt de cette stratégie réside dans sa capacité à prendre en compte des sources multiples d'endogénéité, y compris celles provenant de variables autres que les termes dynamiques. L'inconvénient majeur est qu'elle ne peut assurer de résoudre les problèmes de biais dans les situations pour lesquelles les instruments peuvent être faibles.

Nous montrons que notre stratégie d'estimation est aisément utilisable pour l'estimation de plusieurs spécifications dynamiques spatiales. L'application empirique porte sur la croissance régionale européenne sur une période de 25 ans. Nos résultats indiquent l'existence d'un processus de convergence conditionnelle au sein de l'UE-15, qui est fortement affecté par les disparités spatiales. Nous interprétons ce résultat comme une preuve que la concentration initiale des activités dans l'espace agit comme un frein à la convergence au sein de l'Union européenne. La prise en compte des interactions spatiales et des effets de rattrapage technologique indiquent que ce dernier mécanisme est un élément déterminant dans le processus de convergence des régions européennes. Ces résultats laissent penser qu'un moyen d'accélérer la convergence est d'allouer davantage de ressources aux régions les moins développées, mais également à celles qui sont entourées de régions pauvres.

La politique de cohésion propose plusieurs cadres d'interventions déterminés sur la base de critères socio-économiques des régions. Les aides de la politique de cohésion se concentrent sur les régions les plus pauvres (avec un niveau de PIB par tête inférieur à 75% de la moyenne communautaire) bénéficiant du programme Objectif 1. En plus de cette sélection en fonction du niveau de richesse propre à une région, la définition d'un critère prenant en compte le niveau de richesse moyen des régions voisines pourrait être un moyen d'allouer davantage de ressources aux régions qui en ont le plus besoin. La définition d'un tel critère peut paraître complexe et sujet à controverse (quelle définition du voisinage? Pourquoi ne pas allouer directement davantage de fonds aux régions les moins développées?). La décentralisation de cette politique ne serait-il pas un moyen alternatif afin d'obtenir une allocation qui prend en compte le niveau des fonds reçus par les régions voisines? Le chapitre 3 répond partiellement à cette question en mettant en évidence la manière dont le mode de gouvernance de cette politique affecte les interactions spatiales de l'allocation des fonds.

Allocation des fonds structurels européens et interactions stratégiques

On peut mettre en lumière deux grandes tendances de l'évolution des systèmes de gouvernance des Etats européens. Tout d'abord, les Etats cherchent à améliorer l'efficacité du secteur public en plaçant la prise de décision au plus proche du citoyen et mieux prendre en considération la diversité des situations locales. Cette tendance à la décentralisation est dans le même temps accompagnée par la création d'organismes supranationaux visant à l'intégration économique et politique d'un ensemble d'Etats (la Communauté européenne est l'exemple le plus avancé de ce genre d'organisme). La création de ces ensembles aboutit cependant à la centralisation de certaines fonctions.

L'organisation des politiques régionales européennes est directement concernée par cette évolution, de telle sorte que l'on peut distinguer au moins trois niveaux de décisions légitimes (UE, Etats membres et décideurs régionaux).

Dans la mesure où la décentralisation implique une prise de décision partitionnée entre plusieurs gouvernements, celle-ci peut conduire à l'apparition d'interactions stratégiques entre juridictions. Les apports récents de l'économie politique à ce domaine tentent de montrer que ces interactions ont pour origine la mise en « concurrence par comparaison » des gouvernements locaux par les électeurs ([Besley et Case, 1995](#)). En comparant l'activité de leurs décideurs locaux à l'activité des autres décideurs, les électeurs peuvent évaluer plus précisément l'activité de leur décideur local et ainsi sanctionner les gouvernements inefficaces (« concurrence par comparaison », [Salmon \(1987\)](#)). Par conséquent, le mécanisme de « concurrence par comparaison » incite les décideurs locaux élus à prendre en compte les choix des autres décideurs.

Le chapitre 3 analyse le lien entre le degré de décentralisation d'une politique publique et l'apparition d'interactions stratégiques horizontales (au sein d'un même niveau hiérarchique). L'objectif de ce chapitre consiste à déterminer les causes d'apparition d'interactions stratégiques dans l'allocation des fonds structurels européens.

Sur le plan théorique, nous étudions un modèle d'agence politique ([Sand-Zantman, 2004](#)) dans lequel les décideurs locaux se lancent dans une activité de lobbying afin d'obtenir une aide au développement régional. Le contrôle de cette activité est effectué par les électeurs. Le vote est ici un moyen de sanctionner l'activité des élus locaux ([Barro, 1986](#)). Nous endogénéisons la structure d'information en introduisant une étape dans laquelle l'électeur décide d'acquérir l'information nécessaire à l'utilisation du mécanisme de « concurrence par comparaison » (niveau des fonds reçus par les régions voisines,

entre autres). Cette étape nous permet d'analyser la façon dont la gouvernance de la politique peut affecter l'apparition des interactions stratégiques.

Lorsque le degré de décentralisation est élevé, la contribution du gouvernement local à l'utilité de l'électeur est également élevée. Ceci implique les résultats suivants : l'électeur est ainsi plus incité à acquérir de l'information afin de contrôler plus précisément l'effort produit par son gouvernement local lorsque le degré de décentralisation est élevé. A l'inverse, l'incitation à acquérir de l'information est plus limitée lorsque le degré de décentralisation est faible, car le gain potentiel de cette acquisition est plus faible. La décision d'acquérir de l'information (et utiliser le mécanisme de concurrence par comparaison) est positivement affectée par un accroissement du degré de décentralisation. Nous montrons que l'apparition des interactions résultant d'un mécanisme de concurrence par comparaison est croissante avec le degré de décentralisation de la politique.

Nous testons cette proposition sur l'allocation des fonds structurels européens (2000-2006). Nous montrons que les interactions spatiales sont plus intenses lorsque les élus locaux ont en charge la mise en oeuvre de la politique. Le niveau d'aide reçue par les autres régions affecte positivement le niveau des fonds reçus par une région dans le cas où la mise en oeuvre est décentralisée, alors que les interactions ne sont pas significatives dans le cas d'une gestion centralisée (ou déconcentrée).

Quels effets de la politique de cohésion sur la convergence des régions EU-15 (1980-2005) ?

La nécessité d'assurer un développement harmonieux en réduisant l'écart entre les différentes régions et le retard des moins favorisées figure dès 1957 dans le préambule du traité de Rome. Celui-ci prévoit, déjà en 1957, la création du Fonds Structurel

Européen (FSE). Ce dernier a ensuite été complété par d'autres instruments d'aide au développement, au fur et à mesure de la construction européenne et de l'arrivée de nouveaux membres. En 1962, lors de l'accord sur la politique agricole commune, est créé le Fonds Européen d'Orientation et de Garantie Agricole (FEOGA) destiné à soutenir et à stimuler la production agricole dans la Communauté. En 1964 le FEOGA est divisé en une section « garantie » et une section « orientation ». Cette dernière contribue actuellement aux dépenses effectuées pour la réforme structurelle de l'agriculture et pour un mode de développement rural correspondant à la stratégie de Lisbonne.

En 1973, suite à l'adhésion du Royaume-Uni, de l'Irlande et du Danemark, est créé le Fonds Européen de Développement Economique Régional (FEDER), qui sert dans un premier temps à la reconversion des régions en déclin industriel du Royaume-Uni et à compenser, pour cet Etat Membre, le peu de « retour » qu'il recevait de la PAC. Après l'adhésion de la Grèce puis de l'Espagne et du Portugal, les prérogatives de ce fonds s'étendent progressivement à l'ensemble des régions en retard de développement. En 1980, les politiques de développement de l'Union Européenne représentent presque 10 % du budget de l'Union, et environ 0,09% du PIB de l'Europe des 15. A partir de la fin des années 80, les politiques de « développement » sont requalifiées de « cohésion », ou « structurelles » et bénéficient de moyens croissants. Une première réforme des fonds structurels existants, en 1988, préalablement à l'instauration du Marché Unique, est associée à une augmentation du budget à 15,1% du budget de l'Union, augmentation portée à 30,2% en 1992.

En 1992, le traité de Maastricht sur l'Union européenne fait de la cohésion économique et sociale un objectif prioritaire de la Communauté, parallèlement à l'Union économique et monétaire (UEM) et au Marché unique. Pour l'Espagne, la Grèce, l'Ir-

lande et le Portugal, l'effort demandé par le traité n'est envisageable qu'avec l'appui de l'Union. À ce titre, la Communauté met en place un fonds spécial de solidarité, le Fonds de cohésion destiné à ces quatre États membres. Son but est d'aider ces pays à rentrer dans l'UEM dans les meilleures conditions en cofinçant des projets dans les domaines de l'environnement et des transports. Le Conseil européen d'Édimbourg de décembre 1992 décide d'une nouvelle augmentation de 40% des crédits réservés aux actions structurelles pour la période 1994-1999. L'Agenda 2000, élaboré lors du Conseil européen de Berlin en mars 1999, concerne une réforme importante de la politique agricole, mais aussi une nouvelle réforme des fonds à finalité structurelle. La réforme de la politique régionale décrite dans les perspectives financières de l'Agenda 2000 favorise la concentration des aides structurelles sur les régions en retard de développement (régions « Objectif 1 »), ainsi qu'une mise en oeuvre simplifiée des politiques, associée à une gestion directe des fonds par les Etats et les régions : l'Union n'intervient plus que pour coordonner et contrôler la conformité de l'utilisation des financements européens. Sur la période 2000-2006, les fonds structurels représentent 35% du budget européen (Commission européenne, 2006). La tendance à la concentration des fonds vers les régions du programme Objectif 1 est renforcé pour la période 2007-13 avec l'adhésion des pays de l'est de l'europe. Les efforts pour assurer l'accessibilité des nouveaux Etats membres au reste de l'Union et leur rattrapage économique sont sans précédent (82% des fonds structurels sont affectés au programme Objectif 1).

Si les objectifs et les modes de financement des politiques régionales européennes ont varié depuis la fin des années 80, ces politiques reposent cependant essentiellement sur le financement d'investissements en faveur du développement régional, comme des infrastructures, l'éducation et la qualification des travailleurs, le développement du tourisme, la qualité de vie en milieu rural. Ces investissements ont un effet à long terme

sur l'activité économique, que l'ensemble des travaux sur le sujet s'accorde à qualifier de difficile à mesurer. Les ressources mobilisées, assez faibles en 1988 mais en augmentation croissante, sont concentrées sur les régions en retard de développement (79 % du montant sur la période 2000-2006, (Commission européenne, 2006).

Une région est considérée en retard de développement si son niveau de richesse par habitant est inférieur à 75 % de la moyenne européenne (programme Objectif 1). Au cours des trois périodes de programmation (1989-93, 1994-99, 2000-2006), ces régions ont bénéficié de divers financements européens leur permettant des investissements sur quatre axes principaux, l'agriculture et le développement rural, le commerce et le tourisme, le capital humain (éducation et qualification), les infrastructures, les transports et l'environnement (Rodriguez-Pose, 2004). Ces fonds sont alloués sous la condition d'un co-financement par chaque Etat Membre, avec cependant un niveau très différent d'un Etat à l'autre. Ainsi, sur la période 1994-99, l'effet de levier sur la dépense publique nationale, pour 1 euro communautaire investi, a été en moyenne de 0,6 euros, allant de 0,4 euros en Allemagne à 2,5 euros aux Pays-Bas (Commission européenne, 2004). Les effets de cette politique sur le développement des régions bénéficiaires est encore sujet à controverses.

Dans le chapitre 4, nous utilisons un modèle de convergence conditionnelle afin de déterminer si la politique de cohésion et les fonds structurels que cette politique mobilise, affectent le développement économique des régions bénéficiaires. La principale contribution de ce chapitre est de combiner l'étude des dynamiques spatiales et temporelles liées au processus de convergence et la mesure de l'efficacité de la politique de cohésion sur le développement régional.

Nous utilisons une approche économétrique basée sur l'étude d'un modèle dynamique spatial en données de panel (SDPD). En reprenant la stratégie d'estimation proposée dans le chapitre 2, nous estimons un modèle dynamique spatial dans lequel nous prenons soin de prendre en compte l'endogénéité de l'allocation des fonds, ainsi que la possibilité d'effets de débordements des fonds. Afin de disposer d'un nombre suffisant de périodes sur les fonds, nous introduisons la répartition régionale du FEDER pour la période 1980-89. Les valeurs en niveaux des montants des fonds reçus vont servir d'instruments à l'évolution des montants reçus pour les périodes suivantes. La réforme de 1988, qui a introduit la définition de programmation (et la définition d'objectifs en fonction de la spécificité des difficultés affectant les régions bénéficiaires) est utilisée comme une variation exogène afin d'estimer la valeur ajoutée des programmes Objectif 1.

Les estimations empiriques reposent sur un ensemble de données de 143 régions UE14-NUTS1/NUTS2 observé depuis plus de 25 ans (de 1980 à 2005). Nos résultats indiquent que la politique de cohésion affecte le développement des régions bénéficiant du programme Objectif 1. Nous interprétons ce résultat comme une réelle valeur ajoutée des programmes Objectif 1, par rapport aux effets des fonds attribués dans le cadre des autres programmes.

Les résultats de notre approche suggèrent que la prise en compte des effets spatiaux réduit l'effet mesuré de la politique. L'impact cumulé des fonds alloués au programme Objectif 1 (élasticité de long terme) varie entre 0.07 pour le modèle dynamique spatial et 0.3 pour le modèle sans interaction spatiale. Une hausse de 10% du montant des fonds engendrerait pour les régions Objectif 1 un accroissement de leur PIB par tête de l'ordre de 3% avec les résultats obtenus à partir d'un panel dynamique standard contre 0.7% à l'aide des coefficients estimés avec le modèle dynamique spatial. La prise en compte des interactions spatiales dans l'évaluation de la politique de cohésion entraîne

des résultats sensiblement différents. Cette chute de l'effet estimé de la politique en présence d'effets spatiaux est également observé par [Dall'erba et Le Gallo \(2008\)](#) et [Mohl et Hagen \(2010\)](#). L'omission des interdépendances spatiales conduit à une surestimation des effets de la politique sur le développement des régions bénéficiant d'un programme Objectif 1.

Cependant, ces résultats ne signifient pas que les fonds alloués aux autres programmes n'ont pas d'impact sur la croissance globale dans l'UE (par exemple en stimulant les effets de diffusion technologique entre les régions), mais ceux-ci ne permettent pas un supplément de croissance spécifique aux régions qui en bénéficient.

Chapitre 2

Stratégie d'estimation pour un modèle
dynamique spatial en données de panel à
l'aide des GMM. Une nouvelle approche
pour l'analyse de la convergence des régions
européennes¹

*« Alors dans Besançon vieille ville espagnole
Jeté comme une graine au gré de l'air qui vole
Naquit d'un sang breton et lorrain à la fois
Un enfant sans couleur, sans regard et sans voix. »*

V. Hugo

¹Ce chapitre a fait l'objet d'une publication (en collaboration avec Salima Bouayad-Agha) dans Spatial Economic Analysis. Je remercie Emilie Caldeira et Nadine Turpin pour leurs relectures et leurs commentaires sur une première version de ce travail ainsi que tous les participants du « 8th Workshop of Spatial Econometrics » (Besançon, Juin 2009). Je tiens également à remercier les deux relecteurs anonymes pour leurs remarques pleines de sens.

2.1 Introduction

Les travaux économétriques sur l'analyse des modèles dynamiques en données de panel (Arellano et Bond (1991), Arellano et Bover (1995), Blundell et Bond (1998)) ainsi que l'économétrie spatiale sur données en coupe (Anselin et Kelejian (1997), Anselin (2001)) et les modèles statiques en données de panel (Elhorst, 2003) sont maintenant abondants. L'intérêt des économistes appliqués pour l'économétrie spatiale des données de panel (par exemple Baltagi *et al.* (2007)) et les modèles dynamiques spatiaux en données de panel est, cependant, relativement récent. Les méthodes d'estimation pour ces modèles doivent faire face à trois problèmes importants et potentiellement concurrents :

- i*) dépendance sérielle de chaque observation au fil du temps,
- ii*) dépendance spatiale à chaque point dans le temps,
- iii*) effets inobservables individuels et temporels.

Les différentes modélisations de la dépendance spatiale ont des implications différentes pour l'estimation et l'inférence statistique (Anselin, 1988). Des travaux récents (Elhorst (2001) et 2005, Anselin (2001), Elhorst (2003), Lee et Yu (2009)) fournissent une analyse précise des différentes spécifications spatiales et suggèrent des stratégies pour les estimer.

Ainsi, différentes spécifications des modèles dynamiques spatiaux en données de panel ont été introduites pour contrôler l'hétérogénéité non observée ainsi que pour les dépendances spatiales et temporelles (Baltagi *et al.* (2007), Elhorst (2004), Yu *et al.* (2008)). L'estimation de ces modèles est généralement basée sur une fonction du maximum de vraisemblance (ML) (Elhorst (2003), Elhorst (2005)). Récemment, Kapoor *et al.* (2007) ont proposé une procédure d'estimation par la méthode des moments généralisés (GMM) pour traiter de l'autocorrélation spatiale des erreurs.

L'argument principal pour l'application des GMM « étendus » à un contexte spatial est qu'elle permet potentiellement de contrôler de l'endogénéité de la variable spatialement décalée mais également des autres variables explicatives du modèle.

Empiriquement, il existe de nombreux exemples pour lesquels l'apparition d'interactions spatiales peut se produire. C'est le cas pour les questions relatives à l'évolution des disparités économiques entre régions. La majorité des études sur la convergence s'appuie sur le modèle de croissance néoclassique (Solow (1956), Swan (1956)) et la plupart d'entre elles reposent sur le concept de convergence conditionnelle. L'idée est qu'une région croît d'autant plus vite que son niveau de richesse est éloigné de son niveau de richesse de long terme (état régulier). Les régions (pays) n'ont pas les mêmes caractéristiques structurelles et convergent donc vers des états d'équilibres stationnaires propres. La mobilité des facteurs, les relations commerciales et les effets de diffusion économique (telles que la diffusion des technologies) peuvent se révéler des facteurs importants pour comprendre la manière dont le développement économique d'une région est susceptible d'être influencé par les régions avoisinantes. Diverses études récentes ont montré l'impact d'une omission des interdépendances spatiales sur l'analyse de la convergence régionale (Arbia *et al.* (2008)).

Dans le cadre d'une analyse régionale de la convergence à partir d'une spécification en panel dynamique, Badinger *et al.* (2004) mettent en oeuvre un estimateur GMM sur des variables préalablement filtrées spatialement ; Elhorst (2005) suggère un estimateur du maximum de vraisemblance dans lequel figure simultanément une dynamique spatiale et temporelle. Piras et Arbia (2007) étendent les modèles de données de panel (statiques) avec autocorrélation spatiale des erreurs à une analyse de la convergence des régions européennes (UE).

2.2 Problèmes économétriques liés à l'estimation des modèles dynamiques spatiaux en données de panel

Dans ce contexte, l'objectif de ce chapitre est de présenter une stratégie d'estimation qui considère à la fois les dynamiques temporelles et spatiales sur données de panel, et de fournir une application en étudiant la convergence conditionnelle des régions européennes.

Le chapitre est organisé comme suit. La section 2.2 présente les principaux travaux sur l'estimation des modèles dynamiques spatiaux en données de panel et développe une stratégie d'estimation basée sur la méthode des moments généralisés. La section 2.3 présente les principaux résultats empiriques de cette stratégie d'estimation pour l'analyse de la convergence des régions européennes sur la période 1980-2005. La section 2.4 conclut.

2.2 Problèmes économétriques liés à l'estimation des modèles dynamiques spatiaux en données de panel

2.2.1 Les modèles dynamiques spatiaux

Le modèle à erreur spatiale et le modèle autorégressif spatial sont deux façons différentes d'aborder la question de la dépendance spatiale (Anselin, 2001). Le premier consiste à considérer la dépendance spatiale comme une forme de nuisance en incorporant un processus spatial dans les erreurs (par analogie aux analyses en séries temporelles). Dans la seconde spécification, les interactions entre observations sont caractérisées par l'introduction d'une variable dépendante spatialement retardée (terme autorégressif spatial). Cette dernière spécification permet de mesurer l'intensité des interactions entre les observations². Elle peut également être utile lorsque l'on souhaite

²comme interprétée dans le chapitre 3.

contrôler de la dépendance spatiale pour évaluer l'impact des autres variables explicatives³. La définition de ces deux spécifications s'appuie sur la définition d'une pondération spatiale (matrice W) décrivant la disposition spatiale de chaque individu les uns par rapport aux autres. Afin de faciliter l'interprétation des résultats, cette matrice est standardisée de sorte que la somme de chaque ligne soit égale à 1. Tout au long de ce chapitre, nous supposons que cette matrice est constante au fil du temps (nous fixons dans le temps les relations de voisinage entre individus).

La suite de cette section présente un modèle dynamique spatial incluant une variable autorégressive spatiale (section 2.2.1.1) et un modèle dynamique avec des erreurs spatialement corrélées (section 2.2.1.2).

2.2.1.1 Modèle dynamique spatial en données de panel

Les données de panel peuvent présenter à la fois une dépendance temporelle (variable dépendante autocorrélée au fil du temps) et spatiale (variable dépendante autocorrélée dans l'espace). Comme suggéré par [Anselin *et al.* \(2008\)](#), plusieurs spécifications peuvent être envisagées en introduisant des considérations spatiales, et temporelles. Prenons une spécification générale (« dynamique spatio-temporelle ») :

$$y_{i,t} = \alpha y_{i,t-1} + \rho \sum_{j \neq i} w_{ij} y_{j,t} + \phi \sum_{j \neq i} w_{ij} y_{j,t-1} + x_{i,t} \beta + (\eta_i + \nu_{i,t}) \quad (2.2.1)$$
$$|\alpha| < 1, |\rho| < 1, |\phi| < 1 \quad i = 1, \dots, N \quad t = 2, \dots, T$$

où $y_{i,t}$ est une observation de la variable dépendante pour l'individu i à la période t , et $y_{i,t-1}$ est l'observation de cette variable pour le même individu retardée d'une

³Nous interprétons les résultats des chapitres 2 et 4 afin de déterminer comment les interactions spatiales affectent la mesure de la convergence, puis la mesure de l'effet de la politique de cohésion.

2.2 Problèmes économétriques liés à l'estimation des modèles dynamiques spatiaux en données de panel

période. $\sum_{j \neq i} w_{ij} \cdot y_{i,t}$ et $\sum_{j \neq i} w_{ij} \cdot y_{i,t-1}$ sont respectivement le terme autorégressif spatial et sa valeur retardée d'une période. Le coefficient α mesure l'effet de la dépendance sérielle de la variable dépendante, tandis que le coefficient ρ représente l'intensité des interactions spatiales contemporaines (qui se diffusent instantanément), et ϕ l'intensité des interdépendances spatiales retardées d'une période. $\eta_i + \nu_{i,t}$ est une façon classique de spécifier une erreur en données de panel qui permet de contrôler de l'hétérogénéité non observée (le terme d'erreur sera noté ci-après $\varepsilon_{i,t}$). Ces effets fixes spécifiques à chaque individu η_i sont censés être corrélés avec le terme autorégressif. Nous limitons notre étude au cas stable, *i.e.* avec $|\alpha + \rho + \phi| < 1$ (voir [Lee et Yu \(2010a\)](#), pour plus de détails sur l'analyse des racines unitaires en panel pour les modèles dynamiques spatiaux). Cette spécification inclut plusieurs cas particuliers de modèles autorégressif spatiaux en données de panel :

- si $\alpha = \rho = 0$ nous obtenons une spécification « spatiale autorégressive retardée pure » dans laquelle la dépendance est causée par les interactions entre individus à la période précédente (elle ne prend en compte que le terme autorégressif spatial retardée d'une période $\sum_{j \neq i} w_{ij} \cdot y_{i,t-1}$);
- si $\rho = 0$ la spécification est réduite à un modèle « spatio-temporelle retardé » dans lequel la dépendance est à la fois temporelle ($y_{i,t-1}$) et spatiale par l'intermédiaire du terme autorégressif spatial retardé d'une période ($\sum_{j \neq i} w_{ij} \cdot y_{i,t-1}$);
- si $\phi = 0$ nous avons une spécification « spatio-temporelle simultanée » qui fait intervenir un terme autorégressif ($y_{i,t-1}$) et le terme autorégressif spatial contemporain ($\sum_{j \neq i} w_{ij} \cdot y_{i,t}$);
- enfin, si $\alpha = \phi = 0$ ($\rho \neq 0$) nous avons à faire à un modèle spatialement autorégressif, tandis que si $\rho = \phi = 0$ ($\alpha \neq 0$) nous obtenons un modèle dynamique simple.

Les résultats de [Nickell \(1981\)](#) indiquent que l'estimation du coefficient α par les moindres carrés ordinaires (OLS) est biaisée vers le haut.

L'estimateur « within » pour données de panel, qui permet de contrôler de caractéristiques inobservées invariantes dans le temps, conduit à des gains substantiels en robustesse (relativement à un estimateur OLS en coupe ou panel), bien qu'il y ait des conséquences sur sa convergence si l'on ne fait pas attention à une dynamique d'ajustement temporelle de la variable dépendante : les résultats standards indiquent que l'estimateur est biaisé vers le bas ([Nickell, 1981](#)).

Selon [Anselin \(2001\)](#) et [Abreu *et al.* \(2005\)](#), l'introduction d'une variable autorégressive spatiale dans ce cadre cause des problèmes de simultanéité. Différentes méthodes d'estimation ont été développées pour faire face aux problèmes liés à l'estimation d'un modèle dynamique, ou de la dépendance spatiale. Pour un modèle dynamique sans dépendance spatiale, [Hsiao *et al.* \(2002\)](#) ont développé un estimateur du maximum de vraisemblance (MLE) pour de grands échantillons. Une autre approche consiste à corriger les biais des estimations obtenus à l'aide du « within » (CLSDV, [Kiviet \(1995\)](#), [Hahn et Kuersteiner \(2002\)](#), [Bun et Caree \(2005\)](#)). Enfin, la solution la plus courante consiste à utiliser les estimateurs, basés sur la méthode des moments généralisés, proposés par [Arellano et Bond \(1991\)](#), [Arellano et Bover \(1995\)](#) et [Blundell et Bond \(1998\)](#).

Pour un modèle statique en données de panel, les interactions spatiales avec effets fixes sont généralement estimés à l'aide du maximum de vraisemblance comme suggéré par [Elhorst \(2005\)](#) ou bien par un estimateur à variables instrumentales ([Anselin, 2001](#)).

Les développements récents de la littérature sur l'estimation de modèles dynamiques spatiaux en données de panel (SDPD) semblent combiner chacune de ces approches.

2.2 Problèmes économétriques liés à l'estimation des modèles dynamiques spatiaux en données de panel

Elhorst (2005) suggère d'estimer un modèle intégrant soit un terme autorégressif spatial, soit une erreur spatialement autocorrélée grâce à un estimateur du maximum de vraisemblance non contraint. L'utilisation de cette méthode ne permet pas d'introduire de variables explicatives en dehors des termes dynamiques. Yu *et al.* (2008) et Lee et Yu (2010b) démontrent les propriétés asymptotiques d'un estimateur du quasi-maximum de vraisemblance (QMLE) pour un modèle dynamique spatial avec la possibilité d'introduire des variables explicatives exogènes. Plus récemment, Korniotis (2010) a proposé une approche reprenant le « CLSDV » de Hahn et Kuersteiner (2002) et un estimateur à variables instrumentales (Anderson et Hsiao, 1982) étendu pour prendre en compte les interactions spatiales.

Ces différents estimateurs peuvent être complémentaires, en fonction de la spécification qui nous intéresse. Par exemple, Korniotis (2010) se concentre sur une spécification « spatio-temporelle retardée » alors que Yu et Lee (2009) travaillent sur une spécification « spatio-temporelle dynamique ».

Nous considérons que l'estimation de ces spécifications par la méthode des moments généralisées présente plusieurs avantages. Tout d'abord, les GMM permettent d'estimer chaque cas particulier de l'équation (2.2.2) en modifiant seulement quelques conditions sur les moments. De plus, les GMM autorisent l'endogénéité des variables explicatives additionnelles (*cf.* section 2.2.2). Bien qu'aucun estimateur ne soit actuellement disponible pour traiter ce problème de simultanéité tout en tenant compte de l'endogénéité potentielle des variables additionnelles, Kukoneva et Monteiro (2009) démontrent à l'aide de simulations de Monte Carlo qu'un estimateur GMM étendu pour permettre l'introduction des effets spatiaux est, dans de nombreux cas, plus efficace que le MLE ou le QMLE, en particulier en présence d'autres variables endogènes ($x_{i,t}$).

2.2.1.2 modèle dynamique avec erreurs spatialement autocorrélées

Un processus à erreur spatialement autocorrélée est un autre moyen de capturer la dépendance spatiale. Récemment, Kapoor *et al.* (2007) ont développé une procédure d'estimation à l'aide des GMM pour un panel statique. Prenons le modèle suivant :

$$\begin{aligned}y_{it} &= \alpha y_{it-1} + x_{int}\beta + \varepsilon_{i,t} \\ \varepsilon_{i,t} &= \rho \sum_{j \neq i} w_{ij} \cdot \varepsilon_{j,t} + (\eta_i + \nu_{i,t}) \\ |\alpha| < 1, |\rho| < 1 \quad i = 1, \dots, N \quad t = 2, \dots, T\end{aligned} \tag{2.2.2}$$

où le terme d'erreur est composé de la somme pondérée des chocs des régions voisines ($\rho \sum_{j \neq i} w_{ij} \cdot \varepsilon_{j,t}$) et du terme d'erreur précédemment présentée ($\eta_i + \nu_{i,t}$) (avec $\nu_{i,t}$ un choc indépendamment et identiquement distribué de variance σ_ν^2). Cette autocorrélation spatiale dans les erreurs engendre une matrice de variance-covariance non diagonale et conduit à des estimations non efficientes. Elhorst (2005) propose d'estimer ce modèle à l'aide du maximum de vraisemblance pour un panel dynamique dans le cas d'un panel « court » (T fixe) où $y_{i,0}$ est considérée comme exogène. En utilisant l'estimateur GMM pour un modèle dynamique simple (Arellano et Bond, 1991), Mutl (2006) étend l'approche de Kapoor *et al.* (2007) à l'estimation d'un modèle dynamique avec autocorrélation spatiale des erreurs.

2.2.2 Stratégie d'estimation d'un modèle dynamique spatial par les GMM

La spécification en panel dynamique est devenu très commune dans les études empiriques sur la convergence depuis les travaux de Caselli *et al.* (1996). Toutefois, l'in-

2.2 Problèmes économétriques liés à l'estimation des modèles dynamiques spatiaux en données de panel

troduction d'un terme autorégressif dans l'équation peut conduire à des estimations biaisées, ce qui oblige à avoir recours à un estimateur basé sur la méthode des moments généralisés. Une stratégie couramment utilisée pour estimer les paramètres d'un modèle dynamique en données de panel consiste tout d'abord à transformer le modèle en différence première afin d'éliminer les effets fixes. Ensuite, il s'agit de définir des restrictions sur les moments adéquates, qui correspondent à l'utilisation des valeurs en niveaux retardées de la variable autorégressive pour instrumenter les valeurs contemporaines en différence première (GMM-DIFF) (Arellano et Bond, 1991; Caselli *et al.*, 1996).

Considérons tout d'abord un modèle « spatio-temporel simultané » :

$$y_{i,t} = \alpha y_{i,t-1} + \rho \sum_{j \neq i} w_{ij} \cdot y_{j,t} + x_{i,t} \beta + (\eta_i + \nu_{i,t}) \quad (2.2.3)$$

Nous procédons de manière séquentielle en présentant les conditions sur les moments de l'équation (2.2.3). Ci-dessous, nous nous concentrons sur une spécification dans laquelle les termes d'erreurs $\varepsilon_{i,t}$ ne sont pas sériellement corrélés. Dans ce cas, le décalage temporelle de la variable autorégressive en différence première ($\Delta y_{i,t-1}$) est instrumenté avec les valeurs en niveaux de cette même variable, en considérant un décalage d'au moins deux périodes ($y_{i,t-2}$). Nous obtenons ainsi une matrice des instruments pour chaque individu de la forme suivante :

$$Z_i = \begin{pmatrix} y_{i1} & 0 & 0 & \cdots & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & y_{i1} & y_{i2} & \cdots & 0 & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \ddots & \ddots & \ddots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & y_{i1} & \cdots & y_{iT-2} \end{pmatrix}$$

où les lignes correspondent aux équations en différences premières pour les périodes $t = 3, 4, \dots, T$ pour chaque individu i .

Ainsi, nous considérons les restrictions sur les moments n'impliquant pas de corrélation entre le terme d'erreur en différence première et les valeurs retardées du terme autorégressif $y_{i,t-1}$:

(i) $E(y_{i,s}\Delta\varepsilon_{i,t}) = 0$ pour $s = 1, \dots, T - 2$ et $t = 3, \dots, T$.

$x_{i,t}$ peut être défini comme un vecteur des valeurs (courantes et retardées) de l'ensemble des variables additionnelles. Les conditions sur les moments de ces variables sont déterminées en fonction des relations supposées entre $x_{i,t}$ et les composantes du terme d'erreur. Nous pouvons concevoir un ensemble de conditions (Bond, 2002) :

- si $x_{i,t}$ est strictement exogène
 - (ii) $E(x_{i,s}\Delta\varepsilon_{i,t}) = 0$ pour $s = 1, \dots, T$ et $t = 3, \dots, T$.
- si $x_{i,t}$ est prédéterminé
 - (iii) $E(x_{i,s}\Delta\varepsilon_{i,t}) = 0$ pour $s = 1, \dots, T - 1$ et $t = 3, \dots, T$.
- si $x_{i,t}$ est strictement endogène
 - (iv) $E(x_{i,s}\Delta\varepsilon_{i,t}) = 0$ pour $s = 1, \dots, T - 2$ et $t = 3, \dots, T$.

Comme mentionné précédemment, le terme autorégressif spatial est strictement endogène. Par conséquent, les restrictions sur les moments décrites ci-dessus ne suffisent pas à fournir une estimation non biaisée. Une solution évidente consiste à estimer l'équation (2.2.3) en introduisant des restrictions sur les moments supplémentaires considérant $\sum_{j \neq i} w_{ij} \cdot y_{i,t}$ comme les autres variables endogènes.

Ceci signifie que les externalités spatiales se diffusent immédiatement, affectant l'ensemble des unités spatiales. Ces restrictions supplémentaires sont écrites de la même manière que (i) :

(v) $E(\sum_{j \neq i} w_{ij} \cdot y_{i,s} \Delta\varepsilon_{i,t}) = 0$ pour $s = 1, \dots, T - 2$ et $t = 3, \dots, T$.

2.2 Problèmes économétriques liés à l'estimation des modèles dynamiques spatiaux en données de panel

Nous utilisons les variables additionnelles spatialement retardées $\sum_{j \neq i} w_{ij} \cdot x_{i,t}$ pour instrumenter le terme autorégressif spatial. La part exogène de la variable de ce dernier terme est identifiée à l'aide d'une version "spatialement retardée" de notre modèle. La validité de cette procédure nécessite toutefois la restriction sur les moments suivante (avec $\sum_{j \neq i} w_{ij} \cdot x_{i,t}$ exogène) :

$$(vi) E(\sum_{j \neq i} w_{ij} \cdot x_{i,t} \Delta \varepsilon_{i,t}) = 0 \text{ pour } t = 3, \dots, T.$$

La prise en compte des interactions spatiales par l'intermédiaire d'un terme autorégressif spatial implique que les effets de débordements se diffusent de manière immédiate entre les différents individus. Cependant, il est possible d'imaginer d'autres spécifications dans le cadre d'un modèle dynamique, *e.g.* en introduisant un terme autorégressif spatial retardé d'une période ($\sum_{j \neq i} w_{ij} \cdot y_{i,t-1}$). Ceci implique de modifier les conditions sur les moments entre l'erreur et le terme autorégressif spatial.

Dans le cas d'un modèle « spatio-temporel dynamique », les restrictions (i) à (iv) restent valides, alors que celles relatives au terme autorégressif spatial doivent être modifiées :

$$(vii) E(\sum_{j \neq i} w_{ij} \cdot y_{i,s} \Delta \varepsilon_{i,t}) = 0 \text{ pour } s = 1, \dots, T - 3 \text{ et } t = 3, \dots, T.$$

$$(viii) E(\sum_{j \neq i} w_{ij} \cdot y_{i,s} \Delta \varepsilon_{i,t}) = 0 \text{ pour } s = 1, \dots, T - 3 \text{ et } t = 3, \dots, T.$$

L'estimateur efficient des GMM est basé sur les conditions sur les moments précédentes et doit minimiser le critère suivant :

$$J_N = \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \Delta \varepsilon_i' Z_i \right) C_N \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Z_i' \Delta \varepsilon_i \right) \quad (2.2.4)$$

Où $\Delta \varepsilon_i = (\Delta \varepsilon_{i3}, \Delta \varepsilon_{i4}, \dots, \Delta \varepsilon_{iT})$, et Z_i est la matrice des instruments comme définie ci-dessus. Nous utilisons une matrice de pondération des moments C_N suivante :

$$C_N = \left[\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (Z_i' \Delta \hat{\varepsilon}_i \Delta \hat{\varepsilon}_i' Z_i) \right]^{-1} \quad (2.2.5)$$

Où $\Delta \hat{\varepsilon}_i$ est obtenue à partir d'une estimation de première étape consistente (à l'aide d'un estimateur à variables instrumentales de type [Anderson et Hsiao \(1982\)](#)).

Enfin, le modèle dynamique avec erreur spatialement autorégressive nécessite d'être estimé à l'aide d'une méthode permettant de tenir compte d'une matrice de variance-covariance des erreurs robuste à l'autocorrélation spatiale. Nous suggérons d'utiliser un estimateur GMM avec les mêmes conditions sur les moments que l'estimateur d'Arellano-Bond, mais en définissant une matrice de poids optimaux prenant en compte l'autocorrélation spatiale des erreurs :

$$C_N = \left[\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (Z_i' \hat{\Omega} Z_i) \right]^{-1} \quad (2.2.6)$$

où $\hat{\Omega}$ est la matrice de variance-covariance estimée ($\Delta \hat{\varepsilon}_i$).

Dans le prolongement des travaux de [Mutl \(2006\)](#), $\hat{\Omega}$ est construite à partir des estimations de $\hat{\sigma}_v^2$, $\hat{\sigma}_1^2$ et $\hat{\rho}$ basée sur l'estimateur GMM de [Kapoor *et al.* \(2007\)](#).

Les estimations sur petits échantillons fournis par les GMM-DIFF s'avèrent souvent peu précises. Les niveaux retardés peuvent ainsi être des instruments faibles des différences premières : ce manque de précision de l'estimateur est d'autant plus grand que les effets individuels sont importants et que les variables sont persistantes dans le temps ([Blundell et Bond, 1998](#)). Ces auteurs ont proposé une alternative à l'estimateur en différence première qui consiste à estimer simultanément le modèle en différence première et en niveau en instrumentant indépendamment chacune des équations. Cependant, la validité de cet estimateur repose sur l'hypothèse relativement contraignante de l'absence

2.3 Application empirique : β -convergence des régions européennes

de corrélation entre les effets fixes et la déviation des conditions initiales par rapport à la moyenne de long terme de la variable dépendante ($y_{i,0}$) (Blundell et Bond, 1998). La difficulté liée à l'utilisation des GMM dans notre cas réside sur le fait que son efficacité repose sur le choix approprié d'instruments ou de restrictions sur les moments. Le choix entre les deux estimateurs est donc déterminé à partir d'un test classique de sur-identification, évaluant la validité des restrictions proposées (Hansen, 1982).

Comme l'a souligné (Roodman, 2009) l'utilisation d'un grand nombre d'instruments peut provoquer des problèmes d'inférence et entraîne une perte de robustesse du test d'Hansen. Cette difficulté affecte également les estimations en différence première car le biais provoqué par un nombre trop grand d'instruments n'est pas seulement fonction du nombre total mais plutôt du nombre d'instruments utilisés pour chaque équation (Okui, 2009). Ces problèmes sont préoccupants lorsque le nombre de périodes T est grand relativement au nombre d'individus N . Dans les applications empiriques, le nombre d'instruments peut être réduit en « collapsant » la matrice des instruments dans le but d'éviter la redondance des instruments entre les différentes périodes de temps.

2.3 Application empirique : β -convergence des régions européennes

2.3.1 Modéliser la β -convergence pour une spécification dynamique spatiale en données de panel

Dans cette section, nous mettons en oeuvre la stratégie d'estimation décrite ci-dessus en analysant la convergence conditionnelle des régions européennes en présence d'interactions spatiales entre régions affectant leur développement économique.

La plupart des études empiriques sur la convergence se fondent sur le modèle de croissance néoclassique (Solow (1956), Swan (1956)). À la suite de la spécification proposée par Barro et Sala-I-Martin (1992) et Mankiw *et al.* (1992), plusieurs études empiriques reposent sur le modèle de β -convergence, où le PIB par habitant (ci-après PIB p.c.) ne dépend pas seulement du niveau de PIB, mais également d'autres variables de conditionnement (proxy des caractéristiques structurelles de l'état stationnaire). Les régions européennes n'ont pas les mêmes caractéristiques structurelles et peuvent donc converger vers des états réguliers différents. Plus une région se trouve loin de son propre état régulier, plus son taux de croissance sera élevé. Dans ce cas, la convergence est conditionnelle : les régions convergent vers le même taux de croissance, et un écart peut persister dans le niveau de revenu. Ceci peut être expliqué à partir de la dynamique transitoire du PIB par tête ($\ln y_{i,t}$) :

$$\ln y_{i,t} - \ln y_{i,t-1} = -\ln y_{i,t-1}(1 - e^{-\lambda t}) + \ln y_i^*(1 - e^{-\lambda t}) \quad (2.3.1)$$

où $\ln y_{i,t-1}$ est le niveau de PIB par tête initial de la région i , $\ln y_i^*$ est le niveau d'état régulier et λ représente la vitesse de convergence. Ce modèle implique une convergence conditionnelle : pour un état régulier donné, le taux de croissance d'une région est d'autant plus élevé que son niveau initial de développement ($\ln y_{i,t-1}$) est faible.

De manière similaire à la littérature empirique de la croissance (Durlauf *et al.*, 2006), nous pouvons estimer l'équation suivante :

$$\ln \left(\frac{Y_{i,t}}{\text{pop}_{i,t}} \right) = (1 + \beta_1) \ln \left(\frac{Y_{i,t-1}}{\text{pop}_{i,t-1}} \right) + \beta_2 \ln \left(\frac{I_{i,t}}{\text{pop}_{i,t}} \right) + \beta_3 \ln \left(\frac{\text{pop}_{i,t}}{\text{pop}_{i,t-1}} \right) + \alpha_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2.3.2)$$

2.3 Application empirique : β -convergence des régions européennes

où $\left(\frac{Y_{i,t}}{pop_{i,t}}\right)$, $\left(\frac{I_{i,t}}{pop_{i,t}}\right)$ sont respectivement le PIB et l'investissement par habitant et $\ln\left(\frac{pop_{i,t}}{pop_{i,t-1}}\right)$ est le taux de croissance démographique. Nous introduisons ces deux dernières variables, car elles déterminent en partie le taux de croissance d'une région lorsque celle-ci atteint l'état régulier.

L'utilisation de données de panel améliore la détermination du taux de croissance à l'état régulier $\ln y_i^*$ en contrôlant de l'hétérogénéité non observée des régions (Islam, 1995) grâce à l'introduction d'effets fixes individuels et temporels (respectivement α_i et μ_t). Par conséquent, β_1 mesure la convergence conditionnellement à l'investissement par tête et au taux de croissance démographique.

Dans le modèle néoclassique standard, les économies régionales sont supposées être indépendantes les unes des autres. Plusieurs études récentes soulignent qu'il s'agit d'une hypothèse contraignante et proposent des méthodes qui permettent de prendre en compte l'interdépendance probable entre les régions. Celle-ci peut s'expliquer par des externalités économiques spatiales. Par exemple, les études empiriques montrent que l'impact des externalités technologiques diminue au fur et à mesure que la distance géographique entre les régions augmente (Keller, 2002). Plusieurs articles apportent une analyse empirique des effets spatiaux, de l'autocorrélation spatiale et l'hétérogénéité des processus de croissance afin de tenir compte de la dépendance spatiale (Ramajo *et al.*, 2008), qui est la plupart du temps détectée dans les estimations en coupes.

Dans ces spécifications, la variable autorégressive spatiale est une façon "synthétique" de prendre en compte les phénomènes économiques qui utilisent l'espace comme support de diffusion (ex. diffusion des connaissances technologiques) :

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{Y_{i,t}}{pop_{i,t}}\right) &= (1 + \beta_1)\ln\left(\frac{Y_{i,t-1}}{pop_{i,t-1}}\right) + \rho \sum_j w_{ij} \cdot \ln\left(\frac{Y_{j,t}}{pop_{j,t}}\right) + \beta_2 \ln\left(\frac{I_{i,t}}{pop_{i,t}}\right) \\ &\quad + \beta_3 \ln\left(\frac{pop_{i,t}}{pop_{i,t-1}}\right) + \alpha_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (2.3.3)$$

où $\sum_{j \neq i} w_{ij} \cdot \ln\left(\frac{Y_{j,t}}{pop_{j,t}}\right)$ est la moyenne pondérée du niveau de PIB p.c. des régions voisines de la région i . ρ mesure l'intensité des interdépendances spatiales entre les régions. La notion de convergence conditionnelle renvoie à la convergence lorsque les différences en termes de niveau de production par tête à l'état régulier des différentes régions ont été contrôlées, y compris les effets de diffusion spatiale. [Ertur et Koch \(2007\)](#) soutiennent que l'autocorrélation spatiale détectée dans les travaux empiriques doit être en premier lieu pris en compte au niveau théorique. Leur modèle comprend des externalités spatiales à la fois sur le capital physique et la productivité globale des facteurs, ce qui implique une hétérogénéité spatiale dans les valeurs estimées des paramètres de la fonction de production.

Plus récemment, [Yu et Lee \(2009\)](#) ont développé une approche similaire en introduisant des effets de diffusion technologique dans le cadre des modèles de croissance néoclassique. Ils présentent par ailleurs une dynamique transitionnelle autour de l'état régulier pour l'estimation de cette équation à l'aide d'un modèle dynamique spatial en données de panel. Celle-ci fait intervenir à la fois le terme autorégressif spatial et sa valeur retardée d'une période :

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{Y_{i,t}}{pop_{i,t}}\right) &= (1 + \beta_1)\ln\left(\frac{Y_{i,t-1}}{pop_{i,t-1}}\right) + \rho \sum_j w_{ij} \cdot \ln\left(\frac{Y_{j,t}}{pop_{j,t}}\right) + \phi \sum_j w_{ij} \cdot \ln\left(\frac{Y_{j,t-1}}{pop_{j,t-1}}\right) \\ &\quad + \beta_2 \ln\left(\frac{I_{i,t}}{pop_{i,t}}\right) + \beta_3 \ln\left(\frac{pop_{i,t}}{pop_{i,t-1}}\right) + \alpha_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (2.3.4)$$

2.3 Application empirique : β -convergence des régions européennes

Dans le modèle de Solow spatialement augmenté, la vitesse de convergence d'une région dépend de sa localisation de telle sorte que nous devons considérer ces effets dans notre spécification économétrique. Pour être en mesure d'évaluer l'ampleur de ces effets, Egger et Pfaffermayr (2006) suggèrent de décomposer la vitesse de convergence d'une région entre sa part classique (décrite par le modèle de Solow) et la part induite par les effets spatiaux.

Par ailleurs, à partir de l'analyse standard de la convergence à l'aide de l'économétrie spatiale, nous pouvons supposer la présence d'autocorrélation spatiale dans les erreurs par l'intermédiaire de chocs économiques (*e.g.* une hausse temporaire du taux de chômage) pouvant se propager d'une région à l'autre (*e.g.* en affectant la mobilité des facteurs).

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{Y_{i,t}}{\text{pop}_{i,t}}\right) &= (1 + \beta_1)\ln\left(\frac{Y_{i,t-1}}{\text{pop}_{i,t-1}}\right) + \beta_2\ln\left(\frac{I_{i,t}}{\text{pop}_{i,t}}\right) \\ &\quad + \beta_3\ln\left(\frac{\text{pop}_{i,t}}{\text{pop}_{i,t-1}}\right) + \alpha_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \\ \varepsilon_{i,t} &= \rho \sum_{j \neq i} w_{ij} \cdot \varepsilon_{j,t} + \nu_{i,t} \end{aligned} \tag{2.3.5}$$

Dans la section 3.3, nous estimons successivement les équations (2.3.2), (2.3.4) et (2.3.5) et comparons nos résultats avec la littérature existante.

2.3.2 Description des données

Nous utilisons une base de données comprenant 191 régions réparties dans 14 des 15 Etats membres de l'UE-15 (*cf.* annexe, p. 48, qui précise les régions considérées dans notre échantillon) sur une période de 25 ans (1980-2005). Nous utilisons des données

recueillies à l'échelle NUTS2⁴.

Les données utilisées proviennent de la base de données « Cambridge Econometrics »⁵. Le produit intérieur brut (PIB) et l'investissement (fournis par Cambridge Econometrics en euros constant avec 1995 comme année de référence) ont été transformés en logarithme par tête ($\ln\left(\frac{Y_{i,t}}{pop_{i,t}}\right)$), $\ln\left(\frac{I_{i,t}}{pop_{i,t}}\right)$ afin de tenir compte des effets d'échelles. Le taux de croissance démographique est pris en compte en considérant le taux de croissance de la population totale ($\ln\left(\frac{pop_{i,t}}{pop_{i,t-1}}\right)$).

Les différentes équations sont estimées à partir de données transformées en considérant des moyennes quinquennales (1980-84, 1985-89, 1990-94, 1995-99 et 2000-2005) afin d'éviter les nuisances liées aux variations de court terme des taux de croissance économique due au cycle des affaires. Le nombre d'années approprié sur lequel nous devrions construire les moyennes afin de lisser ces variations de court terme fait toujours l'objet de discussions dans la littérature. Temple (1999) recommande d'utiliser des moyennes basées sur 5 ou 10 ans : nous avons privilégié des moyennes quinquennales pour disposer d'observations pour au moins deux périodes avant la réforme de 1988. Ce choix rejoint celui préalablement fait par Badinger *et al.* (2004) sur un échantillon assez similaire au nôtre.

L'ensemble de la période 1980-2005 a été divisée en 5 périodes (1980-84, 1985-89, 1990-94, 1995-99 et 2000-2005) incluant 3 périodes de programmation (1989-93, 1994-99 et 2000-06). De ce fait, nous obtenons un panel de 143 régions sur 5 périodes, soit 572 observations.

⁴La définition des unités territoriales repose sur les unités administratives existant dans les États membres. Une unité administrative désigne une zone géographique pour laquelle une autorité administrative est habilitée à prendre des décisions administratives ou stratégiques, conformément au cadre juridique et institutionnel de l'État membre.

⁵The Cambridge Econometrics Database est disponible sur <http://www.camecon.com>.

2.3 Application empirique : β -convergence des régions européennes

L'information sur la relation de voisinage est introduite à l'aide d'une matrice de pondération spatiale. S'il existe différentes approches pour définir la matrice de pondération spatiale (W), la littérature empirique sur les dynamiques économiques des régions considère généralement une pondération basée sur la distance ou la contiguïté ([Abreu et al., 2005](#)). Nous avons retenu une définition géographique du voisinage basée sur la distance entre les régions. Plus précisément, notre choix s'est porté sur une matrice des k -plus proches voisins, $w_{ij}(k)$ représentant la relation de voisinage entre les régions i et j (élément de la matrice à la ligne i et colonne j) :

$$\begin{cases} w_{ij}^*(k) = 0 & \text{si } i = j \\ w_{ij}^*(k) = 1 & \text{si } d_{ij} \leq d_i(k) \\ w_{ij}^*(k) = 0 & \text{si } d_{ij} \geq d_i(k) \end{cases}$$

d_{ij} est la distance entre les centroides des régions i et j . $d_i(k)$ est un seuil de distance défini comme la distance entre la région i et son « k -ème » plus proche voisin. Nous considérons que les interactions sont négligeables au-delà de cette distance. Dans ce qui suit, les résultats présentés sont obtenus à l'aide d'une matrice W construite avec $k=10$, les résultats restent proches pour $k=5, 15$ et 20 . Enfin, la matrice est standardisée en ligne $w_{ij}(k) = \frac{w_{ij}^*(k)}{\sum_j w_{ij}^*(k)}$ afin de faciliter l'interprétation et la comparaison des résultats (chaque poids peut être considéré comme le poids de la région dans l'effet spatial total de notre échantillon).

La spécification de cette matrice par les k -plus proches voisins nous apparaît la mieux adaptée à notre étude car elle permet de définir le même nombre de régions pour chaque région (k), y compris pour les îles, et réduit les problèmes liés à l'hétérogénéité dans les superficies régionales ([Anselin, 2002](#)).

Variable	1980-84	1985-89	1990-94	1995-99	2000-04
$\ln(\frac{Y_{i,t}}{pop_{i,t}})$					
Moyenne	9.44	9.54	9.63	9.71	9.81
Ecart type	0.40	0.39	0.39	0.38	0.37
$\ln(\frac{I_{i,t}}{pop_{i,t}})$					
Moyenne	7.82	7.95	7.99	8.08	8.21
Ecart type	0.47	0.44	0.41	0.37	0.34
$\ln(\frac{pop_{i,t}}{pop_{i,t-1}})$					
Moyenne		2.84	3.37	3.28	3.29
Ecart type		1.39	1.19	1.24	1.30
$\sum_{j \neq i} w_{ij} \ln(\frac{Y_{i,t}}{pop_{i,t}})$					
Moyenne	9.46	9.55	9.64	9.72	9.83
Ecart type	0.34	0.34	0.34	0.34	0.32

TAB. 2.1: Statistiques descriptives

La table 2.1 présente l'évolution au cours du temps des moyennes et écart-types pour l'ensemble de nos variables. Le PIB p.c. moyen augmente de 9.44 à 9.81, ce qui représente une croissance moyenne de 3.92% sur la période considérée. Dans le même temps, l'écart type du PIB p.c. moyen a diminué (de 0.40 à 0.37) ce qui indique une légère diminution des disparités dans le temps.

Enfin, nous présentons la répartition spatiale des niveaux de produit par tête (FIG. 2.1, p. 36). La figure 2.1 représente l'évolution des PIB par tête régionaux en % de la moyenne européenne pour les 5 périodes de notre échantillon. Les régions sont réparties en 6 classes, à partir d'une classe comprenant les régions avec un PIB de moins de 50% de la moyenne européenne à celle des régions ayant un PIB supérieur à 150% de cette moyenne. Pour la première période, les régions ayant un revenu inférieur à 50% de la moyenne de l'UE sont principalement situées dans la périphérie « sud » de l'UE et la plupart d'entre elles se trouvent en Grèce ou au Portugal. Seulement un petit nombre (7) de ces régions accusent un retard supérieur à 50% du PIB p.c. moyen de l'UE pour toutes les périodes. Ces régions se situent en Espagne (1), Grèce (3) et au Portugal (3). En dehors de ces régions, la dynamique d'évolution de l'activité économique semble

2.3 Application empirique : β -convergence des régions européennes

plus élevée en périphérie, entre les périodes 1980-84 et 2000-05. La plupart des régions des pays de la cohésion⁶ ont connu une croissance à un taux supérieur à la moyenne européenne, les résultats les plus spectaculaires étant enregistrés en Irlande.

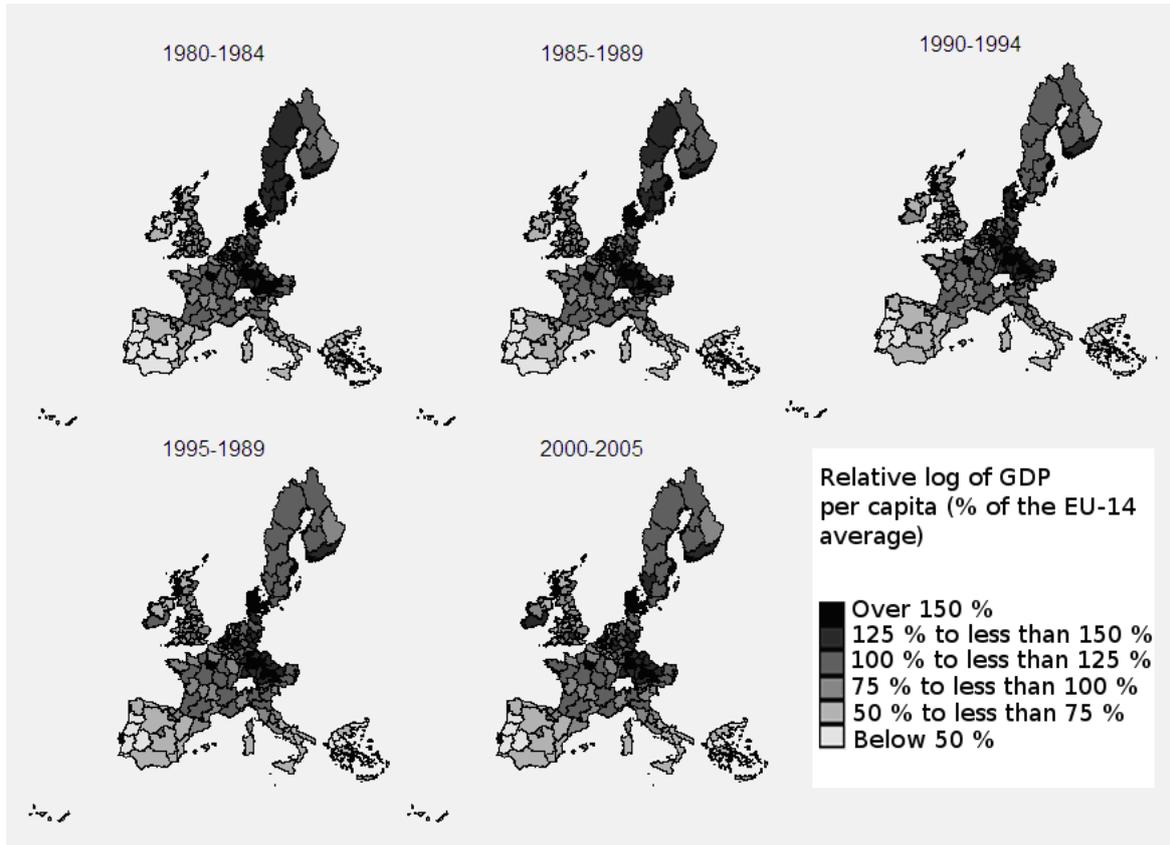


FIG. 2.1: Evolution de la répartition spatiale du PIB par tête par rapport au niveau moyen de l'UE-14

2.3.3 Analyse économétrique

Les résultats des estimations de l'équation de convergence sont reportés dans les tables 2.3, 2.4 et 2.5. Ignorer l'autocorrélation spatiale des résidus conduit à des estimations fallacieuses et une inférence statistique incorrecte. Pour mettre en évidence la nécessité de prendre en compte les effets spatiaux, nous étudions l'autocorrélation spatiale éven-

⁶*i.e.* les états avec un niveau de PIB inférieur à 90% de la moyenne communautaire et bénéficiant à ce titre du fonds de cohésion (Espagne, Grèce, Portugal et Irlande).

tuelle des résidus avant de présenter les résultats des estimations et d'autres tests de validité.

LM test description	Statistic	p.value
Baltagi et al. (2003)		
Joint test (H_0 : absence of spatial autocorrelation and/or random effects)	1369.03	0.01
Conditional test of spatial autocorrelation (H_0 : absence of spatial autocorrelation, assuming random effects are non null)	15.50	<0.01
Marginal test of spatial autocorrelation (H_0 : absence of spatial autocorrelation)	14.28	<0.01
Marginal test of random effects (H_0 : absence of random effects)	0.001	0.50
Baltagi et al. (2007)		
Two dimension marginal test (H_0 : absence of spatial autocorrelation and serial correlation)	563.90	<0.01
Baltagi and Liu (2008)		
Marginal test of spatial lag (H_0 : absence of spatial lag)	47.38	<0.01

TAB. 2.2: Tests LM pour l'autocorrélation spatiale, les effets aléatoire et la dépendance sérielle

A notre connaissance, les tests du multiplicateur de Lagrange (LM) pour déterminer la spécification la plus appropriée de l'autocorrélation spatiale n'ont pas encore été étendus aux modèles dynamiques spatiaux ; c'est pourquoi les spécifications présentées précédemment ne peuvent pas être testées directement. Toutefois, nous pouvons également utiliser les tests développés pour les panel statiques qui tiennent compte d'un processus autorégressif dans les erreurs⁷. Nous testons la présence d'autocorrélation spatiale à l'aide des tests LM développés par Baltagi et al. (2003), Baltagi et al. (2007) et Baltagi et Liu (2008). Leurs résultats sont présentés en table 2.2. Le résultat du test joint d'absence d'autocorrélation spatiale et d'effets aléatoires confirme qu'au moins

⁷Cette spécification étant la plus semblable à la notre.

2.3 Application empirique : β -convergence des régions européennes

l'une des deux composantes est présente dans le terme d'erreur (1369.03) avec une probabilité critique de 1%. La présence d'autocorrélation spatiale est détectée à l'aide d'un test conditionnel, robuste à la présence d'effets aléatoires (15.50 avec une probabilité critique associée inférieure à 1%). Un test simple d'omission d'un terme autorégressif spatial est significatif (47.38) et conforte dans un premier temps l'utilisation d'une spécification spatialement autorégressive.

La convergence de l'estimateur GMM repose sur la validité des restrictions présentées dans la section 2. Utilisant une condition d'orthogonalité entre les termes d'erreurs en différence première et les valeurs retardées de la variable dépendante, nous devons nous assurer à l'aide des tests de spécification proposés par [Arellano et Bond \(1991\)](#) et de sur identification de [Hansen \(1982\)](#) que ces hypothèses sont respectées. Tout d'abord, le test AR(2) examine l'hypothèse d'absence de corrélation sérielle d'ordre 2 des résidus en niveau (hypothèse nulle). Le défaut de rejet de cette hypothèse pourrait apporter des preuves sur la validité des restrictions sur les moments que nous avons définis entre le terme autorégressif et les erreurs. Pour l'ensemble de nos estimations, la probabilité critique associée à la statistique de ce test (reportée à la fin de chaque tableau de régression) ne nous permet pas de rejeter l'absence de corrélation, ce qui implique qu'une première condition à la validité de nos estimations est bien respectée. La validité globale de l'ensemble des restrictions sur les moments est testée à l'aide de la méthodologie proposée par Hansen. Cependant, un nombre trop élevé de restrictions a tendance à biaiser les résultats de ce test en conduisant à une estimation inexacte de la matrice de poids optimale ([Roodman, 2009](#)).

Afin de vérifier la sensibilité de nos résultats au nombre de restrictions, nous présentons plusieurs ensembles d'instruments. Les équations (2.3.2), (2.3.3) et (2.3.4) sont

Stratégie d'estimation d'un modèle dynamique spatial par les GMM

estimées à l'aide de trois ensembles d'instruments (comprenant de 7 à 26 conditions sur les moments). Le premier utilise l'ensemble des restrictions disponibles pour le terme autorégressif et le terme autorégressif spatial (« Full lag instruments »). Le deuxième limite les restrictions au retard « valide » le plus proche (« Second lag instrument »). Enfin, nous utilisons la solution proposée par Roodman (2009) consistant à utiliser chacune des restrictions une seule fois pour l'ensemble de l'échantillon (« Collapsed instrument »). Pour les équations (2.3.2) et (2.3.3), les variables additionnelles ($\Delta x_{i,t}$) sont instrumentées seulement par leurs valeurs contemporaines ($x_{i,t}$ pour $t = 1, \dots, T$) au lieu de l'ensemble des retards disponibles ($(x_{i,t}, x_{i,t-1}, \dots, x_{i,0})$ pour $t = 1, \dots, T$). Pour l'équation (2.3.4), l'investissement par tête est le taux de croissance démographique sont instrumentés tels que décrit par la condition (iii) pour la spécification « spatio-temporelle dynamique » (table 2.5).

Le test AR(2) indique que les termes d'erreurs ne sont pas sériellement corrélés. Comme mentionnée précédemment, le défaut de rejet de cette hypothèse apporte un élément de preuve sur la validité des conditions sur les moments considérés ici et la validité des instruments. Les probabilités critiques associées à ce test et reportées dans les tables 2.3, 2.4 et 2.5 confirment que nous ne pouvons rejeter cette hypothèse.

Néanmoins, la probabilité critique associée au test de Hansen pour les estimations des équations (2.3.2), (2.3.3) et (2.3.5) indiquent la faiblesse des nos instruments (tables 2.3 et 2.4). Par conséquent, les résultats de ces estimations doivent être interprétés avec prudence. Finalement, le test de Hansen confirme la validité globale de nos instruments pour la spécification « spatio-temporelle dynamique » (table 2.5). Nous n'utilisons pas le GMM en système parce que les restrictions supplémentaires nécessaires à l'estimation de l'équation en niveau ne sont pas valides (test des différences des statistiques de Hansen).

2.3 Application empirique : β -convergence des régions européennes

Dans un premier temps, nous estimons l'équation de convergence sans effets spatiaux. L'estimation en GMM-DIFF indique un effet positif et significatif du terme autorégressif (0.83) qui implique une vitesse de convergence autour de 4%. Comme attendu, le coefficient associé au terme autorégressif estimé à l'aide des GMM se situe bien entre les valeurs estimés par le « within » et l'OLS. Ce coefficient est proche de celui obtenu par d'autres études en panel dynamique sur régions européennes ([Esposti et Bussolletti, 2008](#)).

La vitesse de convergence est plus élevée que celle estimée par des analyses en coupe (environ 2%) ([Barro et Sala-i Martin, 1991](#)), mais plus faible que celle obtenue à l'aide d'un modèle à effets fixes ([Arbia et al., 2008](#)). L'investissement par tête affecte positivement le taux de croissance régional. Le taux de croissance démographique n'a pas d'effet significatif sur le développement économique pour la période considérée.

Le modèle à erreur spatialement autocorrélée (équation (2.3.5)) permet d'obtenir des résultats proches de ceux obtenus dans le cadre d'un panel dynamique standard. La vitesse de convergence (4.8%) est également similaire aux valeurs reportées par [Badinger et al. \(2004\)](#). L'augmentation de la vitesse calculée est toutefois modeste par rapport à celle calculée à partir de l'estimation de l'équation (2.3.2).

L'introduction du terme autorégressif spatial n'affecte pas l'effet de l'investissement par tête sur le développement régional. Le coefficient β_2 ($\ln\left(\frac{I_{i,t}}{pop_{i,t}}\right)$) reste significatif autour de 0.16. Sa valeur s'accroît jusqu'à 0.236 dans le cadre d'une modélisation de l'autorégression spatiale dans le terme d'erreur (équation (2.3.5)). Le taux de croissance démographique reste non significatif quelle que soit la spécification considérée.

Stratégie d'estimation d'un modèle dynamique spatial par les GMM

Dans le cadre d'un modèle dynamique spatial, nous montrons l'existence d'un processus de convergence conditionnel des régions européennes. Ce processus est fortement marqué par la dimension spatiale (table 2.4). De plus, les effets de débordements spatiaux attribués à un processus de rattrapage technologique affectent également la vitesse de convergence des régions européennes (table 2.5).

	POLS	LSDV	GMM-DIFF
$\ln\left(\frac{Y_{i,t-1}}{pop_{i,t-1}}\right)$	0.898*** (0.01)	0.479*** (0.05)	0.829*** (0.19)
$\ln\left(\frac{I_{i,t}}{pop_{i,t}}\right)$	0.089*** (0.01)	0.218*** (0.02)	0.193*** (0.03)
$\ln\left(\frac{pop_{i,t}}{pop_{i,t-1}}\right)$	0.006*** (0.00)	-0.000 (0.00)	-0.002 (0.00)
constant	0.335*** (0.07)	3.291*** (0.55)	
Implied convergence speed	2.15%	14.7%	4.0%
Observations nb.	764	764	573
Instruments nb.			5
r^2	0.983	0.926	
AR(2)			0.54
(AR(2) p.value)			(0.59)
Hansen J			20.77
(Hansen J p.value)			(0.00)
Hansen-Diff J			6.44
(Hansen-Diff J p.value)			(0.04)

*, **, *** indique la probabilité critique aux seuils de 10%, 5% et 1%.
Les écarts types sont reportés entre parenthèses.

TAB. 2.3: Résultats des estimations d'un modèle dynamique simple (2.3.2)

Les résultats du modèle dynamique spatial « spatio-temporel simultané » sont reportés dans la table 2.4. L'introduction du terme autorégressif spatial conduit à des résultats significativement différents. Le coefficient associé au terme autorégressif (0.45-0.47) de l'équation (2.3.3) diminue fortement par rapport aux résultats de l'équation (2.3.2), nous indiquant une convergence conditionnelle plus élevée dès lors que nous contrôlons des effets de débordements économiques sur le développement régional. Le

2.3 Application empirique : β -convergence des régions européennes

coefficient associé au terme autorégressif spatial (0.417) indique un impact significatif et très élevé (presque aussi élevé que la dépendance temporelle) des effets de débordement entre les régions à l'égard de leurs dynamiques de développement.

Une partie de la variation de $\ln\left(\frac{Y_{i,t}}{pop_{i,t}}\right)$ précédemment expliquée par la variabilité du terme autorégressif $\ln\left(\frac{Y_{i,t-1}}{pop_{i,t-1}}\right)$ dans l'équation (2.3.3) peut être attribué à la variabilité de l'interdépendance spatiale $\sum_{j \neq i} w_{ij} \cdot \ln\left(\frac{Y_{i,t}}{pop_{i,t}}\right)$ dans l'équation (2.3.2), ce qui explique la forte baisse du coefficient $(1 + \beta_1)$. De plus, nous pouvons noter que la somme de $(1 + \beta_1)$ et ρ dans l'équation (2.3.4) est proche de la valeur de $(1 + \beta_1)$ de l'équation (2.3.3) (*cf. supra*).

Le paramètre ρ représente l'intensité des interactions spatiales contemporaines, reflétant ainsi la manière dont le taux de croissance du PIB pour toutes les régions ayant un niveau de richesse initial est affecté par les effets de diffusion spatiale. Le développement des régions européennes est fortement influencé par ces effets spatiaux, suggérant ainsi que le processus de convergence n'est pas seulement temporel mais également spatial. Dans le cadre du modèle de Solow, nous pouvons supposer que la vitesse de convergence vers l'état régulier est affectée par les effets de débordements (noté « vitesse de convergence nette des effets spatiaux », Table 2.4). La vitesse à laquelle les régions convergent vers leur état d'équilibre repose sur l'hypothèse d'une baisse du rendement marginal du capital par tête. Les effets de débordement pourraient influencer cette baisse, de telle sorte que la dynamique vers l'état stationnaire dépende non seulement de l'écart entre $Y_{i,0}$ et cette valeur à l'état régulier, mais aussi de l'intensité des effets de diffusion spatiale. Ainsi, une concentration spatiale du PIB p.c. peut entraver le processus de convergence.

Les résultats de l'estimation de la spécification « spatio-temporelle dynamique » sont résumés dans la table 2.5, avec une décomposition des effets spatiaux contemporains (ρ) et d'un effet de rattrapage spatialement autorégressif (ϕ). Par rapport à la spécification « spatio-temporelle simultanée » l'introduction d'un terme à la fois autorégressif et autorégressif spatial accroît la vitesse de convergence calculée. Plus précisément, le coefficient associé au terme autorégressif diminue de 0.45-0.47 dans l'équation (2.3.3) à 0.34-0.43 dans l'équation (2.3.4) tandis que le coefficient associé au terme autorégressif s'accroît de 0.4 (Table 2.4) à 0.67-0.79 (Table 2.5). Ceci suggère que l'intensité des interactions est plus importante que le niveau initial de PIB p.c dans la détermination du PIB p.c. actuel. Ce résultat met l'accent sur la façon dont les effets de débordements affectent la décroissance du produit marginal.

Le coefficient associé au terme autorégressif spatial retardé d'une période est aussi significatif et négatif (entre -0.25 et -0.39), ce qui est cohérent avec les valeurs attendues à partir de la dynamique transitionnelle du « modèle de Solow spatial » présenté par Yu et Lee (2009).

La spécification « spatio-temporelle dynamique » apporte des explications plus détaillées que la précédente équation (2.3.3), en ce qui concerne l'impact des effets de diffusion spatiale. La vitesse de convergence est plus élevée que pour n'importe quelle autre estimation. Les coefficients de l'équation (2.3.4) impliquent une vitesse de convergence nette des effets spatiaux comprise entre 16.9 et 21.5% (Table 2.5).

Enfin, l'investissement par tête n'est plus significatif lorsque nous introduisons le terme autorégressif spatial retardé (Table 2.5). Ce résultat peut être interprété à la lumière des travaux sur la croissance endogène et plus particulièrement en se référant au modèle à frontière technologique (Aghion et Howitt, 2005). Nous soutenons donc que l'investis-

2.3 Application empirique : β -convergence des régions européennes

	Spatial Autoregressive Lag			Spatial Autoregressive Error	
	GMM-DIFF Full lag instruments	GMM-DIFF Second lag instruments only	GMM-DIFF Collapsed instruments		GMM-DIFF
$\ln(\frac{Y_{i,t}-1}{pop_{i,t-1}})$	0.45*** (0.09)	0.47*** (0.10)	0.47*** (0.10)		0.79*** (0.04)
$\sum_{j \neq i} w_{ij} \ln(\frac{Y_{j,t}}{pop_{j,t}})$	0.42*** (0.11)	0.40*** (0.11)	0.40*** (0.11)		
$\ln(\frac{I_{i,t}}{pop_{i,t}})$	0.16*** (0.03)	0.16*** (0.03)	0.16*** (0.03)		0.24*** (0.03)
$\ln(\frac{pop_{i,t}}{pop_{i,t-1}})$	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)		0.002 (0.001)
$\sum_{j \neq i} w_{ij} \epsilon_{i,t}$					0.8439
Implied convergence speed net of spatial spillover	15.7%	15.1%	15.1%		4.8%
Observations nb.	573	573	573		573
Instruments nb.	13	9	9		7
AR(2)	1.005	-0.01	-0.02		
(AR(2) p. value)	(0.315)	(0.98)	(0.99)		
Hansen J	15.58	11.41	13.12		
(Hansen J p. value)	(0.08)	(0.04)	(0.02)		17.77 (0.023)
Sargan	13.69	3.42	10.15		
(Sargan p. value)	(0.134)	(0.10)	(0.07)		
Hansen-Diff J	32.93	40.60	31.90		
(Hansen-Diff J p. value)	(0.000)	(0.001)	(0.001)		

*, **, *** indique la probabilité critique aux seuils de 10%, 5% et 1%.
Les écarts types sont reportés entre parenthèses.

TAB. 2.4: Résultats des estimations du modèle « spatio-temporel simultané » (2.3.3) et avec une erreur autorégressive spatiale (2.3.5)

sement par tête n'a pas d'incidence sur le développement régional au-delà de son propre effet sur le rattrapage technologique. Toutefois, cette interprétation nécessiterait d'être précisée par une analyse plus qualitative, par exemple en décomposant la variable d'in-

Stratégie d'estimation d'un modèle dynamique spatial par les GMM

	GMM-DIFF Full lag instruments	GMM-DIFF Second lag instruments only	GMM-DIFF Collapsed instruments
$\ln\left(\frac{Y_{i,t-1}}{pop_{i,t-1}}\right)$	0.38*** (0.12)	0.43*** (0.13)	0.34*** (0.13)
$\sum_{j \neq i} w_{ij} \ln\left(\frac{Y_{i,t}}{pop_{i,t}}\right)$	0.67*** (0.17)	0.71*** (0.18)	0.79*** (0.17)
$\sum_{j \neq i} w_{ij} \ln\left(\frac{Y_{i,t-1}}{pop_{i,t-1}}\right)$	-0.38*** (0.18)	-0.25 (0.16)	-0.39* (0.20)
$\ln\left(\frac{I_{i,t}}{pop_{i,t}}\right)$	0.08 (0.05)	0.07 (0.05)	0.05 (0.05)
$\ln\left(\frac{pop_{i,t}}{pop_{i,t-1}}\right)$	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)
Implied convergence speed net of spatial spillover	19.3%	16.9%	21.5%
net of spatial spillover at deviation from common initial gap	< 0	< 0	< 0
Observations nb.	573	573	573
Instruments nb.	26	16	16
AR(2)	0.36	0.29	0.62
(AR(2) p.value)	(0.72)	(0.77)	(0.53)
Hansen J	18.71	3.89	7.27
(Hansen J p.value)	(0.41)	(0.87)	(0.51)
Sargan	29.86	3.42	4.55
(Sargan p.value)	(0.04)	(0.91)	(0.80)
Hansen-Diff J	22.61	38.65	19.49
(Hansen-Diff J p.value)	(0.03)	(0.001)	(0.001)

*, **, *** indique la probabilité critique aux seuils de 10%, 5% et 1%.
Les écarts types sont reportés entre parenthèses.

TAB. 2.5: Résultat des estimations du modèle « spatio-temporel dynamique » (2.3.4)

vestissement ou en introduisant le niveau de capital humain. Il est alors important de se concentrer sur les sources du rattrapage technologique (capacité d'absorption). En raison de l'indisponibilité de ces données au niveau régional, nous n'avons pas été en mesure de considérer ces facteurs dans les spécifications estimées.

2.4 Conclusion

L'objectif de ce chapitre était de présenter une stratégie d'estimation pour les modèles dynamiques spatiaux en données de panel utilisant la méthode des moments généralisés. Nous montrons que notre stratégie d'estimation est aisément applicable à l'estimation de plusieurs spécifications dynamiques spatiales. L'application empirique porte sur la croissance régionale européenne sur une période de 25 ans. Nos résultats indiquent l'existence d'un processus de convergence conditionnelle au sein de l'UE-15, qui est fortement affecté par les disparités spatiales. Nous interprétons ce résultat comme une preuve que la concentration initiale des activités dans l'espace agit comme un frein à la convergence au sein de l'Union européenne. La prise en compte des interactions spatiales et des effets de rattrapage technologique indiquent que ce dernier mécanisme est un élément déterminant dans le processus de convergence des régions européennes. Ces résultats laissent penser qu'un moyen d'accélérer la convergence est d'allouer davantage de ressources aux régions les moins développées, mais également à celles qui sont entourées de régions pauvres.

L'économétrie spatiale est un champ de recherche en pleine évolution depuis quelques années et il existe un certain nombre de travaux récents sur l'estimation des modèles dynamiques spatiaux en données de panel. Dans ce chapitre, nous nous concentrons sur l'étude d'une stratégie basée sur les GMM. Cette approche nécessite néanmoins des développements futurs.

Les tests usuels de spécification de l'autocorrélation spatiale doivent être étendus à la dimension autorégressive de ce modèle. De plus, il existe encore de nombreuses possibilités de croiser les littératures sur les modèles dynamiques et l'économétrie spatiale.

2.4 Conclusion

Code	Included regions (190)	Name	Code	Name	Code	Name	Code	Name	Code	Name
AT11	Burgenland		ES13	Cantabria	IE02	Southern and Eastern	UKD5	Merseyside		
AT12	Niederösterreich		ES21	Pais Vasco	ITC1	Piemonte	UKE1	East Riding and North Lincolnshire		
AT13	Wien		ES22	Comunidad Foral de Navarra	ITC2	Valle d'Aosta	UKE2	North Lincolnshire		
AT21	Kärnten		ES23	La Rioja	ITC3	Liguria	UKE3	South Yorkshire		
AT22	Steiermark		ES24	Aragón	ITC4	Lombardia	UKE4	West Yorkshire		
AT31	Oberösterreich		ES30	Comunidad de Madrid	ITD1	Provincia Autonoma Bolzano-Bozen	UKF1	Derbyshire and Nottinghamshire		
AT32	Salzburg		ES41	Castilla y León	ITD2	Provincia Autonoma Trento	UKF2	Leicestershire, Rutland and Northants		
AT33	Tirol		ES42	Castilla-la Mancha	ITD3	Veneto	UKF3	Lincolnshire		
AT34	Vorarlberg		ES43	Extremadura	ITD4	Friuli-Venezia Giulia	UKG1	Herefordshire, Worcestershire and Warks		
BE10	Région de Bruxelles-Capitale		ES51	Cataluña	ITD5	Emilia-Romagna	UKG2	Shropshire and Staffordshire		
BE21	Prov. Antwerpen		ES52	Comunidad Valenciana	ITE1	Toscana	UKG3	West Midlands		
BE22	Prov. Limburg (B)		ES53	Illes Balears	ITE2	Umbria	UKH1	East Anglia		
BE23	Prov. Oost-Vlaanderen		ES61	Andalucía	ITE3	Marche	UKH2	Bedfordshire, Hertfordshire		
BE24	Prov. Vlaams Brabant		ES62	Región de Murcia	ITE4	Lazio	UKH3	Essex		
BE25	Prov. West-Vlaanderen		ES70	Canarias (ES)	ITF1	Abruzzo	UKI1	Inner London		
BE31	Prov. Brabant Wallon		FI13	Itä-Suomi	ITF2	Molise	UKI2	Outer London		
BE32	Prov. Hainaut		FI18	Etelä-Suomi	ITF3	Campania	UKJ1	Berkshire, Bucks and Oxfordshire		
BE33	Prov. Liège		FI19	Länsi-Suomi	ITF4	Puglia	UKJ2	Surrey, East and West Sussex		
BE34	Prov. Luxembourg (B)		FI1A	Pohjois-Suomi	ITF5	Basilicata	UKJ3	Hampshire and Isle of Wight		
BE35	Prov. Namur		FR10	Île de France	ITF6	Calabria	UKJ4	Kent		
DE11	Stuttgart		FR21	Champagne-Ardenne	ITG1	Sicilia	UKK1	Gloucestershire, Wiltshire and North Somerset		
DE12	Karlsruhe		FR22	Picardie	ITG2	Sardegna	UKK2	Dorset and Somerset		
DE13	Freiburg		FR23	Haute-Normandie	NL1	Groningen	UKK3	Cornwall and Isles of Scilly		
DE14	Tübingen		FR24	Centre	NL12	Friesland	UKK4	Devon		
DE21	Oberbayern		FR25	Basse-Normandie	NL13	Drenthe	UKL1	West Wales and The Valleys		
DE22	Niederbayern		FR26	Bourgogne	NL21	Overijssel	UKL2	East Wales		
DE23	Oberpfalz		FR30	Nord - Pas-de-Calais	NL22	Gelderland	UKM1	North Eastern Scotland		
DE24	Oberfranken		FR41	Lorraine	NL23	Flevoland	UKM2	Eastern Scotland		
DE25	Mittelfranken		FR42	Alsace	NL31	Utrecht	UKM3	South Western Scotland		
DE26	Unterfranken		FR43	Franche-Comté	NL32	Noord-Holland	UKM4	Highlands and Islands		
DE27	Schwaben		FR51	Pays de la Loire	NL33	Zuid-Holland	UKN0	Northern Ireland		
DE50	Bremen		FR52	Bretagne	NL34	Zeeland	DE30	Excluded regions (22)		
DE60	Hamburg		FR53	Poitou-Charentes	NL41	Noord-Brabant	DE41	Berlin		
DE71	Darmstadt		FR61	Aquitaine	NL42	Limborg (NL)	DE42	Brandenburg - Nordost		
DE72	GieSsen		FR62	Midi-Pyrénées	PT11	Norte	DE43	Brandenburg - Südwest		
DE73	Kassel		FR63	Limousin	PT15	Algarve	DE80	Mecklenburg-Vorpommern		
DE91	Braunschweig		FR71	Rhône-Alpes	PT16	Centro (PT)	DED1	Chemnitz		
DE92	Hannover		FR72	Auvergne	PT17	Lisboa	DED2	Dresden		
DE93	Lüneburg		FR81	Languedoc-Roussillon	PT18	Alentejo	DED3	Leipzig		
DE94	Weser-Ems		FR82	Provence-Alpes-Côte d'Azur	SE01	Stockholm	DEE1	Dessau		
DEA1	Düsseldorf		FR83	Corse	SE02	Östra Mellansverige	DEE2	Halle		
DEA2	Köln		GR11	Anatoliki Makedonia, Thraki	SE04	Sydsverige	DEE3	Magdeburg		
DEA3	Münster		GR12	Kentriki Makedonia	SE06	Norra Mellansverige	DEG0	Thüringen		
DEA4	Detmold		GR13	Dytiki Makedonia	SE07	Mellersta Norrland	ES63	Ciudad Autónoma de Ceuta (ES)		
DEA5	Arnsberg		GR14	Thessalia	SE08	Övre Norrland	ES64	Ciudad Autónoma de Melilla (ES)		
DEB1	Koblenz		GR21	Ipeiros	SE09	Småland med öarna	FT20	Åland		
DEB2	Trier		GR22	Ionia Nisia	SE0A	Västsvrige	FR91	Guadeloupe (FR)		
DEB3	Rheinhesen-Pfalz		GR23	Dytiki Ellada	UKC1	Tees Valley and Durham	FR92	Martinique (FR)		
DEC0	Saarland		GR24	Sτέρα Ellada	UKC2	Northumberland, Tyne and Wear	FR93	Guyane (FR)		
DEF0	Schleswig-Holstein		GR25	Peloponnisos	UKD1	Cumbria	FR94	Reunion (FR)		
DK00	denmark		GR30	Attiki	UKD2	Cheshire	GR41	Vereio Aigeio		
ES11	Galicia		GR43	Krati	UKD3	Greater Manchester	GR42	Notio Aigeio		
ES12	Principado de Asturias		IE01	Border, Midlands and Western	UKD4	Lancashire	PT20	Região Autónoma dos Açores (PT)		
							PT30	Região Autónoma da Madeira (PT)		

TAB. 2.6: Echantillon

Chapitre 3

Allocation des fonds structurels européens et interactions stratégiques : existe-t-il une concurrence par comparaison entre régions dans la demande d'aide au développement ?

« J'étais si heureux en contemplant ces beaux paysages et l'arc de triomphe d'Aoste que je n'avais qu'un vœu à former c'était que cette vie durât toujours. »

Stendhal

3.1 Introduction

L'objectif de ce chapitre est de déterminer les causes d'apparition d'interactions stratégiques dans l'allocation des fonds structurels européens. Parmi ces causes, existe-t-il un mécanisme de concurrence par comparaison entre régions dans la demande d'aide au développement ?

3.1 Introduction

Nous considérons un modèle d'agence politique dans lequel les décideurs locaux se lancent dans une activité de lobbying afin d'obtenir une aide au développement régional. Le contrôle de cette activité est effectué par les électeurs. Le vote est ici un moyen de sanctionner l'activité des élus locaux (Barro, 1986). Nous endogénéisons la structure d'information en introduisant une étape dans laquelle l'électeur décide d'acquérir l'information nécessaire à l'utilisation du mécanisme de « concurrence par comparaison ». Cette étape nous permet d'analyser la façon dont la gouvernance de la politique peut affecter l'apparition des interactions stratégiques. Lorsque le degré de décentralisation est élevé, la contribution du gouvernement local à l'utilité de l'électeur est également élevée. L'électeur a donc plus facilement intérêt à acquérir de l'information afin de contrôler plus précisément l'effort produit par son gouvernement local.

A l'inverse, l'incitation à acquérir de l'information est plus limitée lorsque le degré de décentralisation est faible, car le gain potentiel de cette acquisition est plus faible. La décision d'acquérir l'information (et utiliser le mécanisme de concurrence par comparaison) est positivement affectée par un accroissement du degré de décentralisation. Par conséquent, si les interactions spatiales dans l'allocation des fonds ont pour origine un mécanisme de concurrence par comparaison¹, alors l'intensité de ces interactions doit être plus élevée lorsque les gouvernements locaux sont directement chargés de la gestion de ces fonds (degré de décentralisation de la politique élevé).

Dans un second temps, nous testons ce résultat sur l'allocation des fonds structurels pour la période de programmation 2000-06. En utilisant les différents modes de gouvernance sélectionnés par les Etats Membres dans la gestion des fonds, nous disposons d'une variation dans le degré de décentralisation de la politique. A l'aide d'un modèle spatialement autorégressif à deux régimes (Allers et Elhorst, 2005), nous montrons que

¹ *i.e.* lorsque l'électeur décide d'acquérir l'information sur le choc survenu dans le voisinage.

les interactions spatiales sont plus intenses lorsque les élus locaux ont en charge la mise en oeuvre de la politique. L'impact du niveau d'aide reçu par les autres régions affecte positivement le niveau des fonds reçus par une région dans le cas où la mise en oeuvre est décentralisée, alors que les interactions ne sont pas significatives dans le cas d'une gestion centralisée (ou déconcentrée). Ces résultats restent valides pour différentes pondérations des interactions, mais également lorsque nous contrôlons des caractéristiques similaires entre régions voisines.

3.2 Processus institutionnel et allocation des fonds

La politique régionale européenne a pour principal objectif d'assurer la cohésion économique et sociale au sein de la Communauté. Les textes réglementaires européens mettent en avant la logique redistributive de la politique (art. 158 TCE, art. 174 TCUE). A partir de 2004, on peut toutefois noter une certaine réorientation des motivations vers une logique d'efficacité afin de financer les investissements nécessaires à la réussite des stratégies de Lisbonne et Göteborg.

Cette politique a été profondément réformée par l'Acte Unique Européen (1986) afin d'augmenter l'efficacité des trois fonds structurels et à les doter de moyens financiers accrus. Les principes mis en place par cette réforme sont encore valables aujourd'hui. En premier lieu, les fonds structurels n'ont pas vocation à se substituer aux investissements nationaux, qu'ils soient publics ou privés. Pour cela, aucun projet (programme régional) n'est intégralement financé par les fonds structurels. Le financement s'effectue en pratique sous la forme d'un cofinancement entre les investissements privés et ou publics locaux et les fonds structurels. L'allocation des fonds est déterminée sur les bases d'une programmation pluriannuelle (4 à 7 ans) afin d'assurer la continuité de l'inter-

3.2 Processus institutionnel et allocation des fonds

vention communautaire. Il existe un cadre réglementaire assez précis sur la définition des projets éligibles aux aides (« aides ciblées », [Boadway et Shah \(2009\)](#)) et encore des zones géographiques concernées². Pourtant, le montant des fonds versé à chaque Etat Membre et région reste en partie discrétionnaire. En effet, il n'est pas possible de prédire correctement les montants reçus par une région à partir des critères mis en avant dans les textes communautaires. De plus, l'évolution de ces allocations ne semblent pas non plus suivre totalement une logique redistributive ([Dotti, 2010](#)).

Ce constat est d'autant plus parlant si l'on compare le mécanisme d'allocation des fonds avec celui des aides intergouvernementales mis en place au sein d'états fédéraux « historiques » (Allemagne, Suisse, Suède...). Par exemple, le système fiscal suédois dispose d'une règle précise de redistribution qui fixe les transferts reçus par une commune. Cette règle fait intervenir la différence du potentiel fiscal d'une région avec le niveau moyen suédois ([Edmark et Ågren \(2008\)](#)). Le montant de la subvention versée par l'Etat central est uniquement déterminé par cette différence de potentiels fiscaux des régions avec le niveau moyen. Le caractère redistributif de la règle établie par le gouvernement suédois fait intervenir un multiplicateur sur le potentiel fiscal moyen des communes suédoises. Ce multiplicateur détermine en dessous de quel potentiel fiscal une commune devient bénéficiaire nette de la redistribution. Bien qu'il soit fixe entre les communes, ce multiplicateur peut être modifié au cours du temps par le gouvernement central ([Edmark et Ågren \(2008\)](#) utilisent une variation de ce taux afin de tester l'origine des interdépendances fiscales entre juridictions de mêmes rangs).

La suite de cette section propose quelques intuitions sur l'insuffisance des facteurs socio-économiques et politico-économiques pour expliquer convenablement l'allocation

²La Commission européenne a introduit la création d'un zonage pour la période 2000-06 afin de limiter la dilution des fonds.

des fonds structurels. Plus particulièrement, le résultat du processus d'allocation fait apparaître une interdépendance spatiale qui n'est cohérente avec aucune des explications apportées par les analyses antérieures.

3.2.1 Les déterminants socio-économiques de l'allocation des fonds structurels

Le cadre réglementaire de la politique de cohésion définit des critères économiques stricts quant à l'éligibilité à l'Objectif 1. En effet, les régions sont éligibles à l'Objectif 1 si leur niveau de richesse par habitant est inférieur à 75% de la moyenne européenne.

Cependant, en représentant l'allocation des fonds structurels (et non la simple éligibilité à un programme Objectif 1) en fonction des deux principaux déterminants socio-économiques (PIB par tête et taux de chômage), nous observons que des régions ayant des caractéristiques socio-économiques similaires ne bénéficient pas nécessairement des mêmes montants d'aides communautaires. Nous observons bien une relation négative entre niveau de PIB et les montants régionaux des fonds reçus (FIG. 3.1). Toutefois, dès lors que nous décomposons notre échantillon entre programme Objectif 1 et autres, cette relation ne semble pas être évidente pour le sous échantillon des régions Objectif 1 (les deux cadrans de gauche, FIG. 3.1). Le niveau de richesse régional n'apparaît comme un critère précis de l'allocation des fonds structurels entre les régions de l'Objectif 1. En effet, il existe de fortes disparités dans l'allocation des fonds pour des niveaux de richesses similaires (*e.g.* ITF5 et ITF3 ou encore ES43 et PT18). Ceci nous amène à penser qu'une fois le critère d'éligibilité adopté, l'allocation des fonds parmi les régions de l'Objectif 1 se détermine à partir d'autres considérations que leur niveau de richesse par habitant. L'allocation des fonds parmi les régions non éligibles à l'Objectif 1 semble toutefois plus sensible au niveau de richesse. On peut noter la « sous allocation » de

3.2 Processus institutionnel et allocation des fonds

certaines régions britanniques (UKJ et UKH) et belges (BE23 et BE25). Par ailleurs, le niveau de richesse apparaît être un déterminant convenable des montants alloués aux régions non Objectif 1.

Contrairement au système suédois, le niveau de richesse constitue uniquement un seuil permettant d'accéder à d'avantages de fonds et des taux de cofinancement par projet plus élevés, et ne garantit donc pas une égalité de « traitement » pour des régions de même niveaux de richesse.

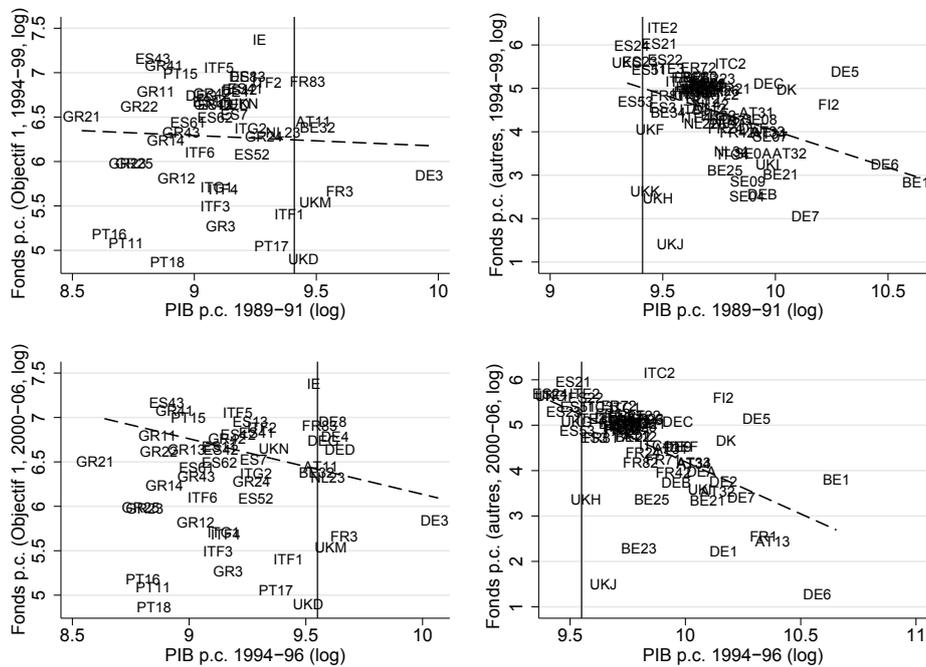


FIG. 3.1: Lien entre répartition régionale des fonds structurels et niveau de richesse. (régions Objectif 1 (à gauche), et autres programmes ; période 1994-99 (en haut), et 2000-06 (en bas))

Nous observons par ailleurs une relation positive entre les montants reçus et le taux de chômage des régions, quel que soit le programme auquel elles participent (FIG. 3.2). Cependant, les régions sont fortement dispersées autour de cette tendance, de telle sorte que pour des taux de chômage similaires, les montants des fonds reçus varient fortement (e.g. UKK et PT15; AT13 et ITC2). Ces intuitions sont confirmées par les résultats

d'une régression sur l'ensemble de ces facteurs (voir table 3.1, p. 84). Notons que le pouvoir explicatif de ces facteurs reste limité à 50% de la variation des montants des fonds.

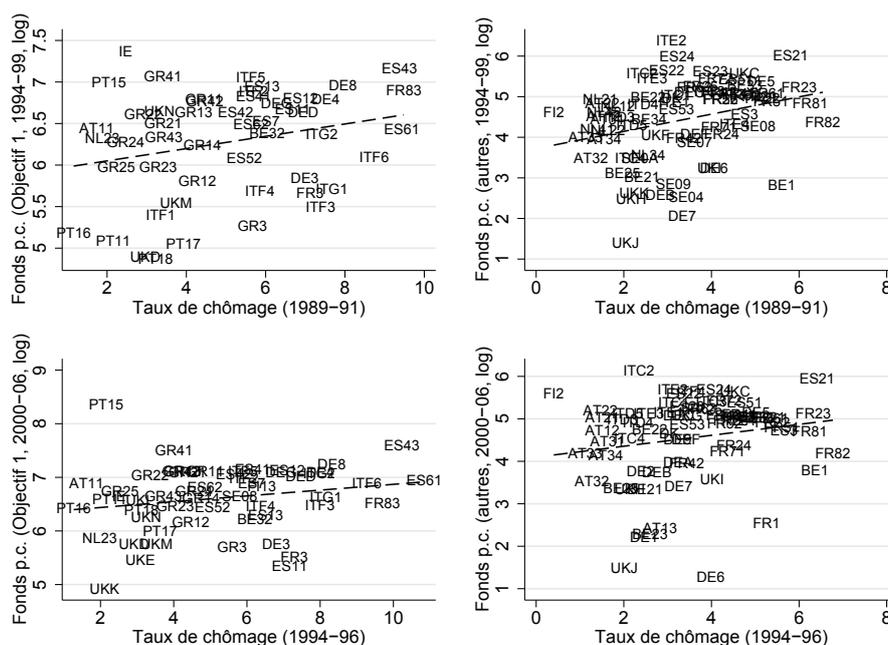


FIG. 3.2: Lien entre répartition régionale des fonds structurels et taux de chômage. (régions Objectif 1 (à gauche), et autres programmes (à droite) ; période 1994-99 (en haut), et 2000-06 (en bas))

3.2.2 Quelle est l'influence du processus de négociation ? Les déterminants politico-économiques de l'allocation des fonds.

La section 3.2.1 illustre le constat suivant : les critères traditionnels sont insuffisants pour décrire convenablement le processus d'allocation des fonds européens. Selon les travaux du « public choice », les procédures d'élaboration et de mise en oeuvre d'une

3.2 Processus institutionnel et allocation des fonds

telle politique publique pourrait expliquer une distorsion de l'allocation par rapport à ce qui aurait été produit par des critères « socio-économiques ».

[Kemmerling et Bodenstein \(2006\)](#) ont été les premiers à montrer que, même si les régions plus pauvres reçoivent plus de transferts régionaux, « être pauvre » n'est pas un « facteur prédictif suffisant » pour expliquer le montant des fonds reçu par une région. En examinant l'allocation des fonds structurels au sein de plusieurs Etats Membres, ils montrent que les partis régionaux de gauche font pression plus efficacement sur les gouvernements centraux et la Commission et obtiennent un financement supérieur à celui des partis régionaux de droite. Ce constat est corroboré par [Bodenstein et Kemmerling \(2008\)](#), ainsi que [Bouvet et Dall'erba \(2010\)](#), qui, en outre, constatent que les régions dont les marges électorales sont faibles reçoivent d'avantage de fonds européens. Les travaux de [Carrubba \(1997\)](#) permettent d'établir qu'une population relativement « euro-sceptique » au sein d'une région accroît le montant des fonds structurels reçu par cette région. La raison évoquée par l'auteur est que les fonds européens sont utilisés pour accroître le soutien de l'opinion publique en faveur de l'UE³, et éviter que le sentiment d'euro-scepticisme entrave la poursuite de l'intégration européenne.

[Bodenstein et Kemmerling \(2008\)](#) ont essayé d'analyser l'impact du clientélisme sur la répartition régionale des fonds structurels. Leur analyse empirique sur la période 2000-06 montre que l'allocation est affectée par l'intensité de la concurrence électorale dans les élections nationales pour les régions bénéficiant de programmes Objectif 2, alors que cette intensité ne semble pas être un facteur significatif de l'allocation des fonds Objectif 1.

³On retrouve ici l'idée que les fonds servent de contrepartie financière aux effets négatifs de l'intégration sur certaines régions et populations.

Bouvet et Dall’erba (2010) ont testé un ensemble de facteurs politico-économiques à l’aide d’un modèle sur données censurées (Tobit). Les auteurs différencient l’allocation des fonds reçus pour l’Objectif 1 des programmes Objectif 2 et 3. Alors que d’autres articles utilisaient les données politiques nationales (Carrubba, 1997) ou seulement régionales (Kemmerling et Bodenstein, 2006), Bouvet et Dall’erba (2010) distinguent également l’influence des facteurs politico-économiques au niveau national des facteurs spécifiques au niveau régional. Dans l’ensemble, leurs résultats suggèrent que l’allocation des fonds est influencée par des considérations politiques, mais que l’influence des caractéristiques politiques nationales et régionales varie selon l’appartenance d’une région au programme Objectif 1. Contrairement aux articles précédents, l’impact de l’euro-scepticisme est assez limité lorsqu’il est estimé à l’aide d’un Tobit. En outre, l’alignement politique entre le gouvernement d’une région et le gouvernement national auquel il appartient semble également influencer positivement la répartition des fonds Objectif 1. Ils constatent également que, parmi toutes les régions qui partagent le même alignement politique que le gouvernement national, celui-ci dépense plus de fonds dans les régions où les marges électorales de son parti sont plus faibles.

Bien que ces études aient fait progresser considérablement notre compréhension du processus d’allocation des fonds structurels, elles ont d’importantes limites. La plupart de ces analyses ne permettent pas d’expliquer l’interdépendance spatiale -phénomène pourtant important- dans la répartition régionale des fonds européens. En effet, en reportant l’allocation régionale des fonds sur une carte, nous observons clairement une interdépendance entre les montants reçus par une région et ceux obtenus par son voisinage (FIG. 3.3).

Cette observation implique deux commentaires. Soit le processus d’allocation n’est pas à l’origine de l’interdépendance spatiale observée, toutefois la présence d’interdépendances

3.2 Processus institutionnel et allocation des fonds

spatiales non prises en compte par les études précédentes remet en cause la validité de leurs résultats. Soit le processus d'allocation des fonds est affecté par un phénomène d'interaction stratégique entre les régions, et nous mettons en lumière un nouveau schéma explicatif du processus d'allocation qui intègre explicitement cette répartition spatiale. Bien entendu, une telle répartition n'est pas nécessairement la conséquence du processus d'allocation. Il peut être le simple reflet du schéma centre-périphérie des niveaux de richesses régionaux.

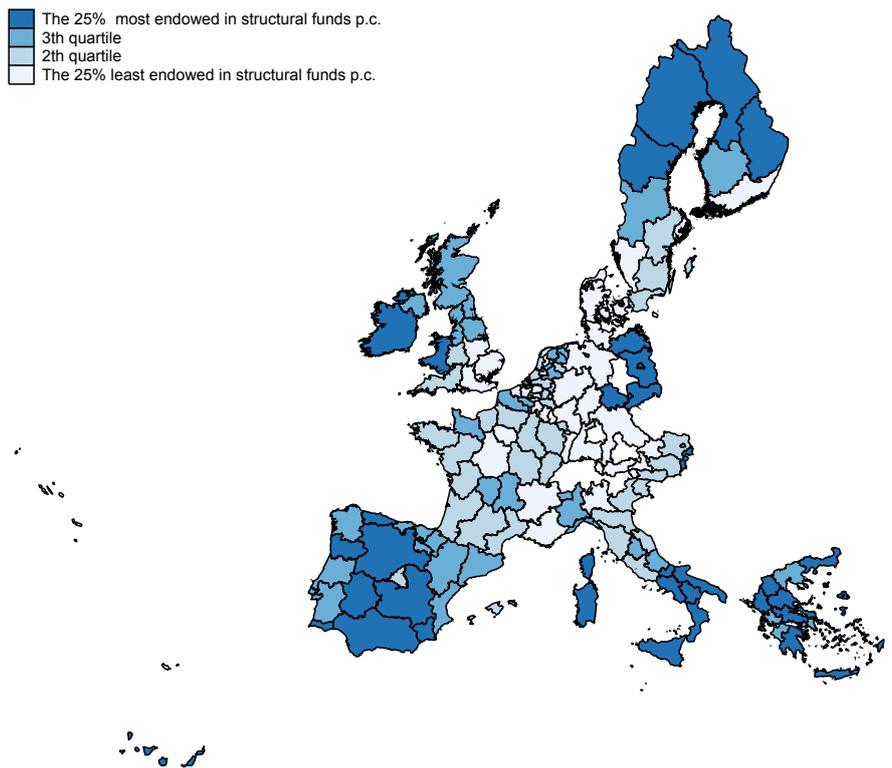


FIG. 3.3: Répartition régionale des fonds structurels par habitant (2000-06)

Aucun des travaux existants (Bodenstein et Kemmerling (2008), Bouvet et Dall'erba (2010) parmi d'autres) n'intègre la présence d'interactions spatiales dans son analyse du processus d'allocation des fonds européens. Toutefois, les résidus de l'estimation de l'allocation régionale des fonds structurels par les déterminants socio-économiques et politico-économiques mis en avant jusque ici, laissent apparaître une autocorrélation spatiale dans l'allocation des fonds (*cf.* I de Moran, table 3.1, p. 84) qui ne dépend ni des facteurs économiques (taux de chômage, niveau de PIB par habitant), ni des explications liées aux comportements stratégiques des gouvernements centraux (Union Européenne, Etats membres). Ces premières observations nous laissent présumer qu'un mécanisme d'interaction dans la répartition spatiale des fonds structurels affecte leur processus d'allocation. Dans la suite de ce chapitre, nous nous interrogeons sur la nature de ces interactions spatiales. Ces interactions dans l'allocation des fonds ne pourraient-elles pas provenir d'un mécanisme de concurrence par comparaison entre les régions dans leur demande d'aide au développement ?

3.3 Existe-t-il un mécanisme de concurrence par comparaison entre les régions européennes dans leur demande d'aide au développement ?

3.3.1 Description du modèle

Nous présentons ici la façon dont l'intensité de la « concurrence par comparaison » au sein d'un problème d'agence politique peut varier en fonction du degré de décentralisation de la politique. Pour cela, nous nous appuyons sur un modèle de type « principal-agent » dans lequel les électeurs (principal) souhaitent réguler l'effort dans l'activité de

3.3 Existe-t-il un mécanisme de concurrence par comparaison entre les régions européennes dans leur demande d'aide au développement ?

demande d'aide de leurs élus (agent).

Le niveau d'utilité de l'électeur est positivement lié au niveau d'effort produit par le gouvernement local. Au contraire, l'effort est une désutilité pour l'élu. L'utilité de l'électeur est affectée par un choc aléatoire, de telle sorte que l'électeur observe le résultat de l'effort du gouvernement local est aléatoire (l'électeur ne peut discerner l'effet de l'action du gouvernement sur le résultat de l'effet du choc).

Le résultat observé par l'électeur est donc un signal imparfait de l'activité de lobbying effectuée par le gouvernement local. Nous montrons que l'acquisition d'un signal plus précis, par exemple sur le choc survenu dans les régions voisines, permet à l'électeur de déterminer une règle de réélection plus contraignante, d'inciter le gouvernement à un effort plus grand et ainsi accroître son utilité espérée. Nous montrons enfin que la décision d'acquisition de ce signal est croissant avec le degré de décentralisation de la politique, au moins pour un environnement suffisamment stable pour que les incitations liées au vote soient efficaces, mais dans lequel la variance du choc est assez grande pour que le bénéfice marginal d'acquérir l'information soit positif.

Fonction objectif de l'électeur

L'utilité que l'électeur retire de l'obtention de l'aide, s'écrit :

$$y(l_i, \varepsilon_i) = \lambda l_i + \varepsilon_i \quad (3.3.1)$$

Elle est directement fonction du niveau d'effort de demande d'aide du gouvernement local (l_i). L'effet de l'effort du gouvernement local sur l'utilité de l'électeur est pondérée par le degré de décentralisation de la politique (λ). Nous avons introduit ce paramètre en plus de la structure classique des modèles principal-agent (par exemple le modèle proposé par [Sand-Zantman \(2003\)](#)) dans le but de comprendre plus précisément l'effet

d'une plus grande contribution des gouvernements locaux dans l'utilité des électeurs. Dans notre cas, l'utilité retirée par l'électeur est confondue avec le montant des fonds alloués à sa région de résidence.

Le paramètre λ représente le degré de décentralisation de la politique de cohésion. Comme sa valeur dépend d'une institution tierce (Etat Membre) nous le considérons exogène au comportement des acteurs, et non indicé. Ce paramètre signifie que l'impact sur l'utilité de l'électeur de l'effort du gouvernement local est croissant avec le degré de décentralisation. En quelque sorte, nous considérons que l'impact des actions des gouvernements locaux sur le bien être des électeurs est d'autant plus important que les compétences sont décentralisées. L'électeur connaît ce degré de décentralisation et en tient compte directement lorsqu'il détermine la règle de réélection.

Enfin ε_i est un choc aléatoire qui influe sur les fonds obtenus par la région i (environnement économique, déterminants non contrôlés par le gouvernement local). Nous supposons que ce choc suit une loi normale centrée et de variance σ^2 . Nous allons considérer que la réalisation du choc est parfaitement corrélée entre les régions ([Besley et Case, 1995](#)).

Fonction objectif du gouvernement local

Le décideur local retire un bénéfice (R) d'une réélection (prestige, ego *etc...*). Sa fonction de bien être (espéré) dépend de sa réélection de la manière suivante :

$$V_i = Rp(l_i) - l_i \quad (3.3.2)$$

où $p(l_i)$ est la probabilité de réélection en fonction du niveau d'effort du gouvernement local dans son activité de demande d'aide (l_i). De manière similaire à la plupart des modèles « principal-agent », nous considérons l_i comme une désutilité pour le décideur

3.3 Existe-t-il un mécanisme de concurrence par comparaison entre les régions européennes dans leur demande d'aide au développement ?

local (coût d'opportunité, par exemple).

Règle de réélection

L'électeur de la région i fixe un seuil de bien être minimum de fin de période au dessus duquel le gouvernement local est réélu (y_i). La variable de contrôle sur laquelle la règle de réélection doit produire une incitation reste toutefois l'effort du gouvernement : il est tout à fait équivalent de raisonner avec un niveau d'effort minimum (l_i). Le niveau d'effort du gouvernement n'est pas connu de l'électeur. Cependant, il peut être inféré (\hat{l}_i) en fonction de l'information dont dispose l'électeur. De manière générale, un gouvernement local sera reconduit si et seulement si :

$$\lambda \hat{l}_i + \varepsilon_i \geq \lambda l_i$$

L'électeur tient compte du degré de décentralisation de la politique en pondérant par λ le seuil qu'il fixe, afin de ne pas demander à l'équilibre d'avantage d'effort au gouvernement local lorsque le degré de décentralisation est faible, toutes choses égales par ailleurs. Dans le cas contraire, ce dernier serait contraint de fournir un effort d'autant plus élevé que sa contribution marginale (définition de λ) à l'utilité de l'électeur est faible.

Structure de l'information

Nous sommes dans une situation pour laquelle la structure d'information dépend directement du choix de l'électeur d'acquiescer ou non un signal sur la réalisation du choc dans la région voisine. Cette information lui assure au moment du scrutin (étape 5 du jeu), une estimation plus précise de l'effort produit par son propre gouvernement. A partir de la relation d'agence politique précédemment présentée, nous pouvons définir

la condition sous laquelle l'électeur de la région i décidera d'acquérir l'information sur la réalisation du choc dans la région voisine.

Nous représentons le résultat lié à la décision de l'électeur par une variable dichotomique I prenant la valeur 1 lorsque l'électeur acquiert le signal et 0 sinon. Afin de décider s'il acquiert l'information, l'électeur va comparer l'utilité espérée (y_i^1) qu'il obtiendra avec l'information au coût d'acquisition de l'information (C_I) à l'utilité obtenue sans information sur le choc aléatoire du voisinage (y_i^0). Nous résumons cette décision par la condition suivante ($I^* \geq 0$) :

$$I = 1 [I^* \geq 0]$$

Déroulement du jeu

Les différentes étapes du jeu sont les suivantes :

0. Choix d'acquérir l'information sur le choc de la région voisine (I)
1. Engagement sur la règle de réélection (seuil, \underline{l}_i)
2. Choix de l'effort par le gouvernement local (l_i)
3. Réalisations des chocs aléatoires ($\varepsilon_i \varepsilon_{-i}$)
4. Observation ex post des résultats ($y_i y_{-i}$)
5. Réélection ou pas du gouvernement de la région i .

3.3.2 Equilibre sans concurrence par comparaison (y_i^0)

Nous allons tout d'abord considérer le jeu en l'absence d'acquisition d'information, *i.e.* dans le cas où l'électeur implémente une règle de réélection sans prendre en considération « l'externalité informationnelle » que pourrait lui apporter l'acquisition d'un

3.3 Existe-t-il un mécanisme de concurrence par comparaison entre les régions européennes dans leur demande d'aide au développement ?

signal sur le choc réalisé dans la région voisine. Ce choix implique l'absence d'interaction résultant d'une « concurrence par comparaison » entre régions. Nous étudions séquentiellement le comportement du gouvernement local, conditionnellement à la règle d'élection fixée par l'électeur. Ensuite, nous analysons comment l'électeur détermine le seuil de réélection qui maximise l'effort du gouvernement local (meilleure réponse par rapport au comportement du gouvernement local). Nous concentrerons notre analyse sur l'impact des paramètres λ et σ dans la caractérisation de l'équilibre.

En l'absence d'interaction, le meilleur estimateur à disposition de l'électeur est le « montant des fonds reçu » (y_i) :

$$\hat{l}_i = E(l_i | y_i) = y_i$$

Dans ce cas, le gouvernement sera réélu si $E(l_i | y_i) \geq \lambda \underline{l}_i$ où \underline{l}_i est le niveau d'effort minimum à partir duquel le gouvernement est réélu.

Comportement du gouvernement local

Le gouvernement local maximise sa fonction objectif (V_i) en déterminant son niveau d'effort, avant d'observer la réalisation du choc, et prenant le comportement de l'électeur comme donnée. Cette section analyse donc son comportement pour un seuil \underline{l}_i donné.

Le gouvernement local est réélu si :

$$\begin{aligned} y_i \geq \lambda \underline{l}_i &\iff \lambda l_i + \varepsilon_i \geq \lambda \underline{l}_i \\ &\iff \varepsilon_i \geq \lambda (\underline{l}_i - l_i) \end{aligned}$$

En notant Φ la fonction de répartition de la loi normale centrée et de variance σ^2 , la

probabilité de réélection du gouvernement local en fonction de l'effort exercé est donnée par⁴ :

$$p(l_i) = 1 - \Phi \left(\frac{\lambda (l_i - l_i)}{\sigma} \right)$$

Le programme du gouvernement local s'écrit comme suit :

$$\max_{l_i} \left[R \left(1 - \Phi \left(\frac{\lambda (l_i - l_i)}{\sigma} \right) \right) - l_i \right]$$

Lemme 1. Définissons $A = 2\sigma^2 \ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}}\right)$, $\bar{\sigma} = \frac{\lambda R}{\sqrt{2\pi}}$ et la contrainte d'incitation $IC(A, \sigma)$ suivante :

$$-\Phi \left(\frac{-\sqrt{A}}{\sigma} \right) R - \frac{\sqrt{A}}{\lambda} \geq l_i - \Phi \left(\frac{\lambda l_i}{\sigma} \right) R$$

Le niveau d'effort produit par le gouvernement local est :

- $\forall \sigma \geq \bar{\sigma} \quad l_i^* = 0$,
- $\forall \sigma \leq \bar{\sigma} \quad l_i^* = l_i + \frac{1}{\lambda} \sqrt{A}$ lorsque la contrainte d'incitation est satisfaite, sinon $l_i^* = 0$.

Démonstration. c.f. annexe A (p. 91) □

Lorsque la variance du choc est très grande (supérieure à $\bar{\sigma}$), le gouvernement local sait que son effort a très peu de chances d'avoir un impact important sur le bien-être des électeurs. Au bout du compte, c'est la réalisation du choc qui va déterminer ce bien-être. Par conséquent, le gouvernement local considère qu'il est préférable de laisser agir le hasard plutôt que de fournir un effort qui ne sera pas « reconnu » en raison de son faible impact sur l'utilité des électeurs.

⁴La probabilité de réélection s'écrit $Pr(y \geq \underline{y}) = 1 - Pr(\varepsilon_i \leq \lambda (l_i - l_i))$, ε_i suivant une loi normale centrée de variance σ^2 .

3.3 Existe-t-il un mécanisme de concurrence par comparaison entre les régions européennes dans leur demande d'aide au développement ?

Pour un niveau de variance plus faible, le gouvernement local choisit entre un effort positif et laisser faire le hasard. Son choix est conditionné à la contrainte de réélection (l_i), dont le niveau est déterminé par l'électeur. Il est dès à présent important de noter que le gouvernement local ne fournit pas un effort équivalent au seuil de réélection, mais légèrement supérieur afin de se couvrir de la réalisation d'un choc particulièrement important ($\frac{1}{\lambda}\sqrt{A}$). Nous définissons à partir de maintenant ce terme comme l'effet d'assurance du gouvernement local.

Comportement de l'électeur

Maintenant que nous connaissons le comportement d'un gouvernement local en fonction de la règle de réélection, il nous est possible de déterminer la règle de réélection qui maximise les aides reçues par la région (par l'électeur). Comme cette fonction (y_i) est croissante avec l'effort (l_i), la règle de réélection est par conséquent déterminée de manière à ce que le gouvernement local soit contraint de produire un effort maximal ($l_i^* = \arg \max y(l_i^*)$). Ce niveau d'effort est celui qui laisse le gouvernement local indifférent entre produire un effort positif et laisser agir le hasard (pour lequel l'effort est nul).

Proposition 1. *La règle optimale de réélection est telle que :*

$\forall \sigma \geq \bar{\sigma}$ la règle de réélection n'influence pas le comportement du gouvernement local. Celui-ci ne produira aucun effort.

$\forall \sigma \leq \bar{\sigma}$ il existe une seule valeur positive (l_i^*) qui sature la contrainte d'incitation.

Démonstration. c.f. annexe B (p. 92) □

Lorsque la variance est supérieure à $\bar{\sigma}$, la règle de réélection n'a aucun effet incitatif sur l'effort produit par le gouvernement local quelque soit le seuil de réélection défini. Dans le cas où l'environnement est plus stable, alors il existe une valeur de ce seuil qui

sature la contrainte d'incitation et assure un optimum de second rang pour l'électeur. On peut noter que cette valeur d'équilibre (l_i^*) est supérieure à l'effet d'assurance du gouvernement local ($\frac{1}{\lambda}\sqrt{A}$).

Statique comparative

Nous allons maintenant évaluer la sensibilité des résultats aux variations de l'environnement (la dispersion du choc et le degré de décentralisation).

Proposition 2. *La variation de la dispersion du choc aléatoire (σ) a un effet négatif sur le niveau de la règle de réélection, et sur le niveau d'effort produit par le gouvernement local.*

Démonstration. c.f. annexe C (p. 94) □

Lorsque la variance est forte (mais reste inférieure à $\bar{\sigma}^5$), l'électeur infère difficilement l'effort du gouvernement local à partir de l'utilité observée en fin de période. Si la règle de réélection est trop dure (seuil élevé), le gouvernement local n'a pas intérêt à faire d'effort, puisqu'il y a peu de chances que l'électeur puisse distinguer correctement l'effet de cet effort de l'effet du hasard. Afin d'éviter cela, l'électeur a intérêt à fixer une règle de réélection relativement faible pour que celle-ci incite le gouvernement à fournir un effort positif. La règle de réélection est ainsi décroissante avec la variance du choc (proposition 2).

L'effet de la variation de σ sur l'effort du gouvernement local est plus complexe. En effet, cet effort est déterminé par la somme du seuil de réélection et de l'effet d'assurance, qui dépend également de σ . Si le seuil de réélection est décroissant avec la variance du

⁵Sinon la proposition 1 nous indique qu'il est optimal pour le gouvernement local de produire un effort nul.

3.3 Existe-t-il un mécanisme de concurrence par comparaison entre les régions européennes dans leur demande d'aide au développement ?

choc, l'effet d'assurance est d'abord croissant puis décroissant avec σ . Si la dispersion du choc est faible, alors l'effet d'assurance croît avec σ : le gouvernement local a intérêt à se couvrir contre un choc négatif. A partir d'un certain niveau de variance, le coût de l'assurance devient trop grand par rapport aux gains si bien que l'effet d'assurance décroît ensuite avec σ . Pour $\sigma \leq \bar{\sigma}$ ce second effet est toujours dominé par l'effet de σ sur le seuil de réélection. Par conséquent, l'effort du gouvernement local décroît avec la variance.

Proposition 3. *La variation du degré de décentralisation (λ) a un effet positif sur la règle de réélection ainsi que sur l'effort produit par le gouvernement local pour $R > 1$.*

Démonstration. c.f. annexe D (p. 95) □

Corollaire 1. *La variation du degré de décentralisation (λ) a un effet positif sur l'utilité de l'électeur (y_i). La variation de la dispersion du choc aléatoire a un effet négatif sur l'utilité de l'électeur.*

Démonstration. c.f. annexe D (p. 95) □

Pour une rente de réélection supérieure à l'unité ($R \geq 1$), le seuil de réélection est croissant avec le degré de décentralisation. Dès lors que le gain du gouvernement local lié à sa réélection est suffisamment grand, alors l'électeur a intérêt à mettre en place une règle de réélection d'autant plus contraignante que le degré de décentralisation s'accroît. Plus le poids de l'action du gouvernement local est important dans l'utilité de l'électeur, plus ce dernier a intérêt à définir un seuil élevé.

Analysons l'effet sur l'effort du gouvernement local. Nous montrons (annexe D, p. 95) que l'effet du degré de décentralisation par l'intermédiaire du seuil de réélection domine toujours celui issu de l'effet d'assurance ($\frac{1}{\lambda}\sqrt{A}$) pour $\sigma < \frac{\lambda R}{e^{\frac{1}{2}}\sqrt{2\pi}}$ ⁶. Lorsque la dispersion

⁶Il reste une incertitude pour $\frac{\lambda R}{e^{\frac{1}{2}}\sqrt{2\pi}} < \sigma < \bar{\sigma}$.

du choc est relativement faible, l'effort du gouvernement local est toujours croissant avec le degré de décentralisation (l'effet par l'intermédiaire du seuil de réélection domine). Pour un environnement assez stable, le gouvernement local a intérêt à accroître son effort car le gain lié à sa réélection reste supérieur au coût de l'assurance.

3.3.3 Equilibre sous concurrence par comparaison ($E_{\chi_i} [y_i^C] = y_i^1$)

Dans cette section, nous analysons l'équilibre du jeu entre le gouvernement local et l'électeur lorsque ce dernier décide d'acquérir de l'information (un signal) sur la réalisation du choc dans la région voisine. Le signal permet à l'électeur de connaître avec une précision accrue la réalisation du choc survenue dans sa propre région, et par là même l'effort de son propre gouvernement. Le signal obtenu par l'électeur est :

$$\chi_i = \varepsilon_{-i} + \mu_i$$

Où ε_{-i} suit une loi normale centrée et de variance σ^2 , μ_i est un bruit blanc gaussien ($\mu_i \sim \mathcal{N}(0, 1)$)

La distribution jointe $(\varepsilon_{-i}, \chi_i)$ est déterminée par les paramètres de distribution de chacune des deux variables aléatoires ainsi que de leur corrélation (ρ) :

$$(\varepsilon_{-i}, \chi_i) \sim \mathcal{N}(0, 0, \sigma^2, \sigma^2, \rho)$$

Et la distribution de ε_{-i} sachant χ_i s'écrit :

$$\varepsilon_{-i} | \chi_i \sim \mathcal{N}(\rho \frac{\sigma}{\sigma} \chi_i, \sigma^2(1 - \rho)^2)$$

De plus, de manière similaire à [Besley et Case \(1995\)](#), nous considérons le cas pour lequel la réalisation du choc entre les régions est parfaitement corrélée : $E[\varepsilon_i | \chi_i] = E[\varepsilon_{-i} | \chi_i] = \rho \chi_i$

3.3 Existe-t-il un mécanisme de concurrence par comparaison entre les régions européennes dans leur demande d'aide au développement ?

L'électeur estime le niveau d'effort de la façon suivante :

$$\hat{l}_i = y_i - E[\varepsilon_i | \chi_i]$$

ce qui est équivalent à :

$$\hat{l}_i = l_i + \varepsilon_i - \rho\chi_i$$

La règle de réélection est maintenant définie par :

$$\lambda l_i + \varepsilon_i - \rho\chi_i \geq \lambda \underline{l}_i$$

Le gouvernement local sait qu'il sera réélu si :

$$\varepsilon_i - \rho\chi_i \geq \lambda (\underline{l}_i - l_i)$$

Définissons $H_i = \varepsilon_i - \rho\chi_i$. La distribution d'une somme de variables aléatoires normales est elle-même normale, donc H suit une loi normale :

$$H_i \sim \mathcal{N}(0, \underbrace{\sigma^2(1 - \rho^2)}_{\nu^2})$$

Le programme de maximisation du gouvernement local s'écrit est similaire au précédent, où ν remplace σ :

$$\max_{l_i} \left[R \left(1 - \Phi \left(\frac{\lambda (\underline{l}_i - l_i)}{\nu} \right) \right) - l_i \right]$$

Lemme 2. Définissons $Z = 2\nu^2 \ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}}\right)$, $\bar{\sigma} = \frac{\lambda R}{\sqrt{2\pi}}$ et la contrainte d'incitation $IC(A, \sigma)$ suivante :

$$-\Phi\left(\frac{-\sqrt{Z}}{\nu}\right)R - \frac{\sqrt{Z}}{\lambda} \geq \underline{l}_i - \Phi\left(\frac{\lambda \underline{l}_i}{\nu}\right)R$$

Le niveau d'effort produit par le gouvernement local est :

- $\forall \nu \geq \bar{\sigma} \quad l_i^* = 0$,
- $\forall \nu \leq \bar{\sigma} \quad l_i^* = \underline{l}_i + \frac{1}{\lambda}\sqrt{Z}$ lorsque la contrainte d'incitation est satisfaite, sinon $l_i^* = 0$.

Démonstration. Identique à celle du lemme 1 (p. 91). □

L'électeur va déterminer la valeur du seuil de réélection qui induit l'effort maximum produit par le gouvernement local.

Proposition 4. La règle optimale de réélection est de façon identique à l'équilibre sans concurrence par comparaison telle que :

$\forall \nu \geq \bar{\sigma}$ la règle de réélection n'influence pas le comportement du gouvernement local. Celui-ci ne produira aucun effort.

$\forall \nu \leq \bar{\sigma}$ il existe une seule valeur positive (\underline{l}_i^*) qui sature la contrainte d'incitation.

Démonstration. Identique à la preuve de la proposition 1 (p. 92) □

L'acquisition du signal par l'électeur implique que ce dernier dispose d'une information plus précise sur le niveau d'effort du gouvernement local. Par conséquent, la variance ν^2 est plus faible dans le cas où le gouvernement local est en situation de concurrence par comparaison que dans le cas de référence (σ^2). L'effet de l'acquisition du signal agit comme si l'électeur acquerrait une réduction de la variance du choc aléatoire. Par ce mécanisme, nous pouvons considérer que la variance est une mesure inverse de la « vérifiabilité » de l'action du gouvernement local.

3.3 Existe-t-il un mécanisme de concurrence par comparaison entre les régions européennes dans leur demande d'aide au développement ?

Proposition 5. *La situation de concurrence par comparaison du gouvernement local, résultant de l'acquisition par l'électeur d'un signal, entraîne une augmentation du seuil minimum d'effort exigé par l'électeur, de l'effort produit par le gouvernement local et donc de l'utilité de l'électeur.*

Pour un niveau intermédiaire de σ ($\frac{R}{\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{(R-1)}{2}} \leq \sigma \leq \bar{\sigma}e^{-\frac{3}{2}}$), l'effet d'une variation du degré de décentralisation sur le seuil de réélection et sur l'effort du gouvernement local est plus élevé en situation de concurrence par comparaison.

Démonstration. c.f. annexe E (p. 98) □

La situation de concurrence par comparaison apporte une plus grande utilité aux électeurs. Ces derniers disposent, par l'acquisition du signal, d'une meilleure estimation de l'effort exercé par le gouvernement local. A partir de ce mécanisme, ils peuvent déterminer une règle de réélection plus stricte. De manière similaire, le gouvernement local sait qu'en fournissant un effort élevé, il aura plus de chances d'être réélu sous concurrence par comparaison car l'effet induit par son effort est plus facilement différencié de l'effet du choc.

L'effet marginal du degré de décentralisation sur le seuil de réélection et l'effort du gouvernement est lui aussi plus élevé sous concurrence par comparaison, au moins pour des valeurs proches du seuil $\bar{\sigma}$. La réduction de l'incertitude sur l'action du gouvernement local permet de mieux discerner l'effet de l'effort de l'effet du hasard. Or, par définition, cet effort est d'autant plus important pour l'utilité de l'électeur que le degré de décentralisation est élevé. En conséquence, le bénéfice marginal pour l'électeur d'inciter le gouvernement local à produire un effort est d'autant plus élevé que le mécanisme de concurrence par comparaison procure une meilleure lisibilité de l'action du gouvernement local (diminution de la variance). Nous montrons que ceci est vrai au moins lorsque l'on s'approche du seuil.

3.3.4 Décision d'acquisition de l'information avec un coût fixe exogène (I^*)

Le choix de l'électeur d'acquérir l'information lui permettant de contrôler plus précisément l'activité de son gouvernement local dépend de la condition suivante :

$$I = 1 \left[E_{x_i} [y_i^C] - C_I - y_i^0 \geq 0 \right]$$

Ceci signifie que le gain d'utilité espéré ($E_{x_i} [y_i^C] - y_i^0$) doit être supérieur au coût d'acquisition de cette information (C_I).

Proposition 6. *En supposant que le coût C_I soit fixe et exogène, l'électeur décide d'acquérir l'information pour un coût inférieur au seuil suivant :*

$$\overline{C_I} = E_{x_i} [y_i^C] - y_i^0$$

Démonstration. c.f. annexe F (p. 99) □

La décision de l'électeur d'acquérir le signal est donc liée au degré de décentralisation de la politique (par l'effet de λ sur y_i). Si le degré de décentralisation n'affecte pas directement le coût d'acquisition de l'information, sa valeur seuil qui fait basculer la décision de l'électeur est affectée par la valeur de λ . Le lien étroit entre la décision d'acquérir l'information et le degré de décentralisation a pour origine le gain d'utilité espéré que génère l'acquisition de l'information. Lorsque le degré de décentralisation est faible, le poids de l'activité du gouvernement local est le plus souvent faible : le gain que procurerait un meilleur contrôle de cette activité est par conséquent également faible. Au fur et à mesure que le degré de décentralisation s'accroît, le gain espéré de l'acquisition du signal s'accroît, et le coût seuil en dessous duquel l'électeur décide

3.4 Analyse empirique

d'acquérir le signal augmente également.

Enfin, il nous suffit de déterminer, à partir des résultats précédents, l'effet d'une variation du degré de décentralisation sur la décision de l'électeur d'acquérir l'information sur le choc survenu dans la région voisine. Cette décision dépend uniquement de l'effet de la variation de λ sur la condition d'acquisition de l'information (I^*) :

$$\frac{\partial I^*}{\partial \lambda} = \frac{\partial y_i^1}{\partial \lambda} - \frac{\partial y_i^0}{\partial \lambda}$$

Proposition 7. *Pour un niveau intermédiaire de σ ($\frac{R}{\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{(R-1)}{2}} \leq \sigma \leq \bar{\sigma}e^{-\frac{3}{2}}$), un accroissement du degré de décentralisation affecte toujours positivement la décision d'acquisition de l'information $\frac{\partial I^*}{\partial \lambda} > 0$.*

Démonstration. c.f. annexe G (p. 100) □

Cette proposition montre que la décision de l'électeur d'acquérir de l'information sur la réalisation des chocs dans les régions voisines (et implémenter un « contrat » sous concurrence par comparaison) est toujours croissante avec le degré de décentralisation de la politique, au moins lorsque la variance du choc est proche de la variance seuil au-delà de laquelle le gouvernement n'exerce plus d'effort. C'est exactement autour de ce seuil que le bénéfice marginal d'acquérir de l'information est le plus élevé. A proximité du seuil, ce bénéfice marginal est toujours croissant avec le degré de décentralisation, puisqu'il permet à l'électeur d'inciter son gouvernement local à passer d'un effort nul à un effort positif.

3.4 Analyse empirique

La principale difficulté liée à notre analyse empirique est de s'assurer que les interactions spatiales de l'allocation des fonds structurels ont bien pour origine un mécanisme

de concurrence par comparaison. De manière similaire à la recherche de l'origine des externalités fiscales, nous pouvons considérer que ces interdépendances spatiales peuvent être le résultat d'effets de débordements économiques ou bien encore d'un choc inobservé qui se propage par l'intermédiaire d'un processus spatial.

La proposition 7 (section 3.3) nous renseigne sur la façon dont les incitations peuvent évoluer en fonction de la structure de mise en oeuvre de la politique. Ces résultats nous permettent d'en déduire que si les interactions ont pour origine le mécanisme de concurrence par comparaison, alors leur intensité doit être plus élevée pour les régions dont la gestion est déléguée à des élus locaux (régime décentralisé). Le fait que le choix de la structure de gouvernance de la politique soit déterminé par chaque Etat Membre, va nous permettre d'identifier si l'origine de l'interaction est effectivement de type institutionnel (« concurrence par comparaison ») en nous fournissant une variation dans le type de structure mis en place (section 3.4.1). Plus précisément, nous allons utiliser l'hétérogénéité de chaque Etat Membre dans leur choix de déléguer la mise en oeuvre des fonds à des élus locaux (régime décentralisé) ou non (régime centralisé-déconcentré).

3.4.1 Incitations des décideurs et choix des Etats Membres dans la mise en oeuvre de la politique structurelle

Le choix de déléguer la gestion des fonds structurels à des élus locaux est déterminé par chaque Etat Membre. On peut ainsi distinguer trois types de choix au sein de l'UE 15 pour la période de programmation 2000-06 (Bachtler, 2008).

Une partie des Etats Membres a choisi de conserver la responsabilité de la politique de cohésion au niveau central. Dans la pratique, celui-ci s'appuie fortement sur des

3.4 Analyse empirique

services déconcentrés afin d'assurer une intervention plus proche des citoyens. Sous ce régime, nous faisons l'hypothèse que les gouvernements locaux ne sont pas incités à se lancer dans une activité de lobbying car les électeurs ne peuvent clairement contrôler l'activité du gouvernement local propre à cette politique. Ce choix est souvent lié aux traditions « centralisatrices » des Etats. Ainsi, ce régime a été mis en place par la France, la Grande Bretagne, l'Irlande, le Portugal et la Grèce.

Le deuxième régime correspond à une gestion décentralisée des fonds. Dans ce cas, la gestion de la politique est déléguée aux gouvernements locaux. La comparaison des résultats du processus d'allocation des fonds en fonction des efforts de lobbying est plus aisée. La section 3.3 nous apprend que l'électeur est plus enclin à utiliser le mécanisme de concurrence par comparaison lorsque le degré de décentralisation de la politique est élevé. Ceci provient du fait que la contribution marginale de l'effort du gouvernement local est par définition d'autant plus forte que le degré de décentralisation est élevé. Nous nous attendons donc à ce que l'incitation des gouvernements locaux soit plus élevée sous le régime décentralisée. Ce choix correspond principalement aux Etats Membres « fédéraux » comme l'Allemagne, l'Autriche, la Belgique, le Danemark, la Finlande, les Pays-Bas et la Suède. Au delà même des aspects informationnels illustrés par le modèle théorique, les électeurs associent clairement la mise en oeuvre de la politique de cohésion comme une activité propre au gouvernement local, ce qui renforce l'effet « disciplinant » de la procédure de réélection.

Enfin, L'Espagne et l'Italie ont choisi un régime intermédiaire. Ces deux Etats Membres ont décidé de laisser la responsabilité des programmes Objectif 1 au gouvernement central et de déléguer la gestion des autres programmes aux gouvernements régionaux (Objectif 2). Pour ces deux Etats Membres, nous considérons les programmes Objectif

1 selon le régime centralisé alors que les autres programmes seront considérés sous le régime décentralisé.

Nous sommes conscient que cette typologie sur les structures de gouvernance est très simplifiée. Le déterminant clé pour notre étude est de distinguer si le décideur local (chargé de la mise en oeuvre locale de la politique) est un représentant élu (régime décentralisé) ou non (régime centralisé).

3.4.2 Méthodes d'estimations

Les modèles d'interactions stratégiques entre gouvernements sont généralement estimés à l'aide des outils développés par l'économétrie spatiale. On distingue généralement deux types de spécifications : le modèle à erreur spatialement autocorrélée (SEM) et le modèle spatialement autorégressif (SAR). Selon les travaux de [Brueckner \(2003\)](#), la spécification spatialement autorégressive est la plus appropriée pour estimer une fonction de réaction issue d'un modèle d'interactions stratégiques, quelque soit l'origine de ces interactions. Sous forme matricielle, cela donne :

$$\left(\frac{SF}{pop}\right) = \alpha + (\mathbf{ECO})\beta + (\mathbf{POL})\gamma + \rho W \left(\frac{SF}{pop}\right) + \epsilon \quad (3.4.1)$$

Le montant des fonds reçus $\left(\frac{SF}{pop}\right)$ par une région est positivement lié ($\rho > 0$) avec le niveau reçu par les régions "voisines" ($W \left(\frac{SF}{pop}\right)$). Chaque gouvernement local (sachant que les électeurs peuvent évaluer indirectement son activité de lobbying) va être incité à se lancer dans une activité de recherche de subventions jusqu'à obtenir au moins autant que ces "voisins". W est la matrice de voisinage, (\mathbf{ECO}) et (\mathbf{POL}) sont respectivement les vecteurs des variables socio-économiques et politico-économiques.

3.4 Analyse empirique

L'existence d'une interaction spatiale peut néanmoins provenir de différentes sources autres que la concurrence par comparaison. Si l'on considère que les différentes régions sont en concurrence pour une ressource rare (les subventions d'un gouvernement central), alors le montant des fonds reçus par une région peut être affecté par les montants reçus par les autres. Nous pouvons supposer qu'il existe une interdépendance des choix politiques autres que le mécanisme de concurrence par comparaison. Elle peut provenir de caractéristiques similaires non prises en compte dans la spécification ou bien encore d'un choc commun dont le support de diffusion est spatial.

Deux méthodes d'estimations sont disponibles afin de nous permettre d'identifier si la concurrence par comparaison est bien à l'origine de l'interaction spatiale. La première approche utilise une spécification avec une variable autorégressive spatiale dans laquelle on introduit une variable d'interaction entre la variable de choix du régime de gestion des fonds et la variable autorégressive :

$$\left(\frac{SF}{pop}\right) = \alpha + (\mathbf{ECO})\beta + (\mathbf{POL})\gamma + \rho W \left(\frac{SF}{pop}\right) + \rho_{reg} W \left(\frac{SF}{pop}\right) + \epsilon \quad (3.4.2)$$

avec reg une variable muette égale 1 lorsque les fonds sont gérées par des décideurs locaux élus (régime décentralisé). Le coefficient associé à cette variable interactive est significativement positif lorsque le mécanisme de concurrence par comparaison est à l'oeuvre. Cette approche est similaire à [Case *et al.* \(1993\)](#) ou encore [Solé Ollé \(2003\)](#). L'équation (3.4.2) est estimée à l'aide d'une stratégie par variables instrumentales. Cette technique peut être intéressante lorsque l'on soupçonne certaines variables (en plus du terme autorégressif spatial) endogènes.

Toutefois, cet estimateur souffre d'importants défauts dans l'estimation d'un SAR. L'es-

timation de l'effet d'interaction prend des valeurs hors de son domaine de définition. De plus, son utilisation est limitée dans les situations où le niveau des fonds reçus par une région n'est pas affecté par les caractéristiques de son voisinage.

La seconde méthode consiste à estimer un modèle introduisant deux régimes dans la variable autorégressive spatiale :

$$\begin{aligned} \left(\frac{SF}{pop}\right) = & \alpha + (\mathbf{ECO})\beta + (\mathbf{POL})\gamma + \rho_{reg=1}MW \left(\frac{SF}{pop}\right) \\ & + \rho_{reg=0}(I_N - M)W \left(\frac{SF}{pop}\right) + W\mathbf{X}\delta + \epsilon \end{aligned} \quad (3.4.3)$$

dans laquelle on estime deux effets d'interaction spatiale en fonction du régime de gestion des fonds. L'équation précédente est estimée à l'aide du maximum de vraisemblance (Allers et Elhorst, 2005). Un avantage important de cette technique réside dans la possibilité de contrôler les résultats par les WX .

Il convient de s'assurer que d'autres sources d'autocorrélation spatiale ne viennent influencer nos résultats (termes d'erreurs spatialement autocorrélés, effet de pairs, Manski (1993)). La meilleure stratégie consisterait à estimer un modèle de Durbin spatial, incluant simultanément un terme autorégressif spatial, des variables additionnelles spatialement retardées et un terme d'erreur spatialement corrélé. Malheureusement, il n'est pas possible d'identifier simultanément l'ensemble de ces paramètres (Elhorst et Fréret, 2009). Dans ce cas, Le Sage et Pace (2009) expliquent que la moins mauvaise des solutions est d'exclure le terme d'erreur spatialement autocorrélée, cette solution étant la seule à permettre de produire des estimations non biaisées, même si le véritable processus générateur des données est un SAR, un SEM ou la combinaison des deux.

3.4 Analyse empirique

3.4.3 Données et variables

Notre base de données est composée de 152 régions NUTS I/ NUTS II regroupées au sein de 14 pays de l'UE-15 pour la période 2000-2006 : Autriche (9 régions), Belgique (11 régions), Allemagne (15 régions), Danemark (1 région), Espagne (17 régions), Finlande (5 régions), France (22 régions), Grèce (13 régions), Irlande (1 région), Italie (19 régions), Pays-Bas (12 régions), Portugal (6 régions), Suède (8 régions) et Royaume-Uni (12 régions).

Les données socio-économiques proviennent de la base de données « Cambridge Econometrics ». Les données sur la répartition régionale des fonds structurels proviennent du 11^{ème} rapport annuel sur les fonds structurels (1999). Nous avons utilisé les données de « European Election Database » pour la construction des variables politico-économiques afin de prendre en compte les hypothèses présentées dans la section précédente.

La typologie des structures de gestion des fonds structurels est issue des travaux de Bachtler (2008). Bien que cette typologie est sujette à débat, elle nous permet toutefois de tester les deux régimes extrêmes de notre modèle.

Les variables socio-économiques sont :

- le produit intérieur brut par habitant en 1995 euro (**PIB p.c.**). Selon la logique redistributive de la politique de cohésion, nous attendons un effet négatif sur le montant des fonds.
- le taux de chômage en pourcentage de la population active régionale (**tx chômage**). Une région caractérisée par un fort taux de chômage devrait recevoir une somme élevée de fonds. Nous nous attendons à obtenir un effet positif.

Allocation des fonds structurels européens et interactions stratégiques

- la part de la population active dans la population totale en pourcentage de la population totale (**pop. active**). Cette variable nous permet de contrôler la structure démographique de la population régionale.
- la part de l'emploi agricole dans l'emploi total en pourcentage (**emp. agricole**). Cette variable est un proxy des fonds versés à une région au titre de la PAC. Nous souhaitons contrôler l'idée selon laquelle les régions à emploi agricole élevé reçoivent moins de FS pc puisque nous supposons qu'elles auront reçu des aides au titre de la PAC.

Nous introduisons les variables politico-économiques suivantes afin de contrôler des éventuelles manipulations de l'allocation des fonds par les Etats Membres et les institutions européennes :

- nous utilisons l'intensité de la compétition électorale au niveau régional lors des élections parlementaires nationales (en pourcentage) afin de contrôler pour l'hypothèse de « l'électeur indécis ». Nous nous attendons à un effet positif de cette variable (plus l'intensité de la concurrence électorale est élevée dans une région, plus elle devrait recevoir une quantité élevée de FS pc). Cette variable est construite à partir de la différence en valeur absolue des votes reçus par les deux principaux partis (**cdiff**).
- Afin de contrôler des phénomènes liés à la surreprésentation au sein des parlements, nous introduisons une variable mesurant le nombre total de sièges régionaux par habitant au sein de la majorité parlementaire de chaque Etat Membre (**majreppc**). Nous nous attendons à un impact positif de cette variable.

Malheureusement, nous n'avons pas la possibilité de contrôler l'hypothèse partisane car nous ne disposons pas des données nécessaires sur les élections locales.

3.4 Analyse empirique

Nous considérons plusieurs définitions pour la construction de la matrice de pondération spatiale (W). La première est définie à partir de la notion de contiguïté :

$$\begin{cases} w_{ij} = 1 & \text{si } i \text{ et } j \text{ ont une frontière commune } \forall i \neq j \\ w = 0 & \begin{cases} \text{sinon} \\ \text{si } i = j \end{cases} \end{cases}$$

La définition précédente peut apparaître trop générale sur la façon dont l'information sur les montants des fonds reçus est disponible à l'égard des citoyens. En effet, la simple contiguïté ne rend pas compte de facteurs socioculturels pouvant limiter la diffusion de l'information nécessaire. La barrière linguistique, ou plus généralement les frontières des Etats Membres peuvent être un exemple de ces facteurs limitant la diffusion de l'information. De ce fait, nous définissons l'interaction spatiale à partir de l'appartenance au même Etat Membre :

$$\begin{cases} w_{ij} = 1 & \text{si } i \text{ et } j \text{ appartiennent au même EM } \forall i \neq j \\ w = 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

Cette définition reste toutefois très discutable car elle peut également capter des effets liés à un processus de concurrence entre régions au sein du même Etat Membre dans leurs demandes de fonds. Néanmoins, nous utiliserons cette matrice afin de contrôler des effets du niveau moyen par état membre des différentes variables de contrôle. Finalement, nous construisons une matrice combinant les deux matrices précédentes.

3.4.4 Résultats

Dans la table 3.1, nous présentons les estimations de l'équation (3.4.1), sans prendre en compte les interactions stratégiques. Comme attendu, le niveau de richesse par habitant (taux de chômage) affecte négativement (positivement) le montant des fonds reçus par une région. On peut également noter que la sur-représentation d'une région au sein de la majorité parlementaire de son Etat Membre est associée positivement avec le montant des fonds. Ces résultats sont consistants avec les logiques présentées par Kemmerling et Bodenstern (2006), ou encore Bouvet et Dall'erba (2010), puisque le processus d'allocation des fonds semble être affecté aussi bien par des déterminants socio-économiques que par des facteurs politico-économiques (sureprésentation de certaines régions au sein des majorités). Ces derniers facteurs relèvent de caractéristiques institutionnelles et politiques au sein de chaque Etat Membre qui viennent distordre l'allocation des montants reçus par rapport à la logique redistributive. Cependant, nous détectons la présence d'autocorrélation spatiale à partir d'un test de Moran sur les résidus (table 3.1). Ce résultat soutient notre hypothèse faite sur l'existence d'interactions entre régions dans l'allocation des fonds structurels.

Afin d'en savoir davantage sur la forme de cette autocorrélation, nous appliquons la stratégie proposée par Anselin (1995). Cette stratégie consiste à détecter la forme d'autocorrélation spatiale la plus appropriée à notre modèle. Le test SARMA confirme les résultats du test de Moran et l'omission à tort d'une forme inconnue d'autocorrélation spatiale (table 3.2, p. 84).

3.4 Analyse empirique

	MCO		
PIB p.c.	-0.28*	-2.46***	-2.46***
	(-1.61)	(-5.41)	(-5.41)
tx chômage	1.45***	0.83**	0.83**
	(6.01)	(2.90)	(2.90)
pop. active	8.76***	11.03**	11.03**
	(2.76)	(3.14)	(3.14)
emp. agricole	8.77	1.91	1.91
	(5.97)	(1.13)	(1.13)
cdiff		0.17	0.17
		(1.33)	(1.33)
majreppc		0.67***	0.67***
		(3.83)	(3.83)
constante	1.08	21.69***	21.69***
	(1.24)	(5.02)	(5.02)
R^2	0.41	0.59	0.59
I_{moran}	5.7126	2.3716	2.3716
$p.c.I_{moran}$	(<0.01)	(0.01)	(0.01)
N	152	152	152

*, **, *** indique la probabilité critique aux seuils de 10%, 5% et 1%.

Les t de student sont reportés entre parenthèses.

TAB. 3.1: Estimations sans interactions spatiales

W_{cont}	LM_e	RLM_e	LM_{lag}	RLM_{lag}	$SARMA$
Statistique du test	1.50	3.95	2.44	4.58	4.594
probabilité critique	0.22	0.05	0.11	0.03	0.03
H_0	$\lambda = 0$	$\lambda = 0$	$\rho = 0$	$\rho = 0$	$\rho = \lambda = 0$

TAB. 3.2: Tests de spécifications spatiales

Nous privilégions une forme avec une variable spatialement autorégressive (SAR) pour deux raisons. En nous appuyant sur la règle de décision proposée par [Anselin \(1995\)](#), nous rejetons la forme pour laquelle les probabilités critiques associées au LM et RLM sont les plus significatives. La comparaison de ces résultats sur un processus où les erreurs sont spatialement autorégressives (LM-e et RLM-e) avec ceux obtenus avec une variable spatialement autorégressive (LM-lag et RLM-lag) indique que cette dernière forme est la plus adéquate dans notre cas (table [3.2](#)). Le choix de la forme d'autocorrélation spatiale à partir de ces tests reste toutefois très fragile. Dans notre cas, nous suspectons la possibilité de plusieurs sources d'autocorrélation spatiale. Ces sources peuvent revêtir des formes différentes. Par exemple, nous ne pouvons négliger l'impact des caractéristiques du voisinage sur le montant des fonds reçus par une région donnée (WX).

Les résultats fournis par l'estimation de l'équation ([3.4.1](#)) sont plus surprenants (table [3.3](#)). En premier lieu pour une région donnée, le montant des fonds reçus par une région semble négativement lié (~ -0.1) avec ceux reçus par son voisinage (table [3.3](#), colonnes 1,2,4 et 5). Le signe d'une telle relation apparaît à première vue en contradiction avec l'hypothèse de concurrence par comparaison.

L'introduction des variables explicatives spatialement décalées modifie à la fois le signe de cette relation (qui devient significativement positive) et l'intensité de l'interdépendance, puisque les coefficients sont désormais compris entre 0.2 et 0.5. Nous interprétons cette instabilité du signe de l'interaction comme la possibilité que l'estimation de celle-ci résulte de la combinaison de plusieurs sources :

- un effet négatif lié à un mécanisme de compétition entre les régions pour une ressource rare (ici l'aide au développement),

3.4 Analyse empirique

- un effet positif lié au mécanisme de concurrence par comparaison entre décideurs locaux dans la demande d'aide au développement.

Afin déterminer si le second effet est effectivement à l'oeuvre, nous introduisons la stratégie décrite en section 3.4.1.

Avant toute chose, nous pouvons noter que l'interprétation des résultats reste similaire, quelle que soit la méthode d'estimation employée (produit croisé ou modèle à deux régimes spatiaux). Toutefois, les résultats du test de Sargan sur la méthode du produit croisé impliquent le rejet d'une bonne identification par les instruments utilisés (probabilité critique associée égale à 0.01). Par conséquent, nous nous concentrerons sur les résultats fournis à l'aide de la seconde méthode.

L'estimation de deux régimes pour la variable spatialement autorégressive (l'un pour les régions où la gestion est déléguée à un gouvernement local, l'autre non) apporte des résultats en faveur de l'existence d'un mécanisme de concurrence par comparaison entre régions dans la demande d'aide au développement. En effet, l'interaction n'est pas significative dans le cas où la gestion n'est pas déléguée à des gouvernements locaux alors que celle-ci est significativement positive dans le cas d'une gestion décentralisée (0.26). La différence entre les coefficients des deux régimes est toujours significative (table 3.4, « Diff »).

L'introduction des WX (table 3.4, colonnes 3 et 4) n'affecte ni le signe ni la significativité du coefficient associé au second régime. L'intensité de l'interaction est toutefois plus modeste, le coefficient varie entre 0.22 (lorsque les WX sont construites à partir de la matrice de contiguïté) et 0.13 (lorsque les WX sont construites en fonction de l'appartenance à un même Etat Membre).

Allocation des fonds structurels européens et interactions stratégiques

	SOCIO-ECO			POLITICO-ECO		
	VI	MV		VI	MV	
	sans contrôle	sans contrôle	contrôle $W_{cont}X$	sans contrôle	sans contrôle	contrôle $W_{cont}X$
PIB p.c.	-2.20*** (-6.67)	-0.30* (3.08)	0.07 (0.20)	-3.15*** (-5.17)	-1.88*** (14.59)	-1.94*** (14.18)
tx chômage	0.66*** (2.68)	1.44*** (33.13)	1.82*** (38.44)	0.54** (1.97)	0.99*** (12.91)	1.33*** (16.60)
pop. active	8.14*** (3.05)	8.70*** (7.69)	1.26 (0.20)	9.51** (2.95)	10.92*** (11.04)	6.01 (2.89)
emp. agricole	4.86*** (3.28)	8.43*** (30.33)	6.92*** (25.53)	3.38** (2.05)	3.39** (4.45)	3.09** (4.03)
cdiff				0.40*** (3.28)	0.15 (1.52)	-0.04 (0.09)
majreppc				0.16 (1.49)	0.96*** (25.18)	0.39** (4.14)
$W \left(\frac{SF}{pop} \right)$	-0.09* (-1.81)	0.07 (1.97)	0.49*** (29.71)	-0.27 (-1.26)	-0.10** (3.86)	0.2** (3.85)
constante	22.53***	1.01	0.44	31.63	15.30	18.98
W PIB p.c.			-0.52*** (5.73)			-0.11 (0.18)
W tx chômage			-1.45*** (12.66)			-1.10 (5.44)
R^2	0.44			0.44		
log-likelihood		-247.51	-215.38		-148.97	-141.81
Sargan	14.76 (0.002)			19.96 (0.001)		
N	135	152	152	135	104	104

*, **, *** indique la probabilité critique aux seuils de 10%, 5% et 1%. Les t de student sont reportés entre parenthèses.

TAB. 3.3: Estimations de l'équation (3.4.1)

L'utilisation d'une matrice « appartenance à un même Etat Membre » permet de déterminer dans quelle mesure les variables mesurées en moyenne nationale peuvent affecter les résultats (table 3.4, colonne 4). Nous observons que le niveau de PIB pc moyen d'un Etat Membre affecte négativement le montant des fonds reçus par ses régions (-0.57). Le taux de chômage moyen par Etat Membre semble affecter négativement le montant des fonds reçus par les régions (-0.83).

3.4 Analyse empirique

	Produit croisé		Deux régimes																																
	VI		MV																																
	sans contrôle	sans contrôle	contrôle $W_{cont}X$		contrôle CX																														
PIB p.c.	-2.26*** (-3.84)	-0.19 (-1.33)	-0.12 (-0.86)		0.19 (0.75)																														
tx chômage	0.78*** (2.94)	1.51*** (6.15)	1.26*** (5.05)		1.54*** (5.23)																														
pop. active	7.60*** (2.67)	10.23*** (3.37)	9.06*** (3.06)		0.26 (0.06)																														
emp. agricole	3.63** (2.42)	8.32*** (5.81)	6.48*** (4.20)		4.91*** (2.87)																														
cdiff	0.16 (1.62)		0.10 (1.10)		0.14 (1.11)																														
majreppc	0.14 (1.12)		0.29*** (2.70)		0.39 (1.52)																														
spatial lag GDP					-0.57* (-1.81)																														
W tx de chômage					-0.83* (-1.87)																														
$W\left(\frac{SF}{pop}\right) * reg$	0.78** (2.35)	<table border="1"> <thead> <tr> <th colspan="4">décentralisation</th> </tr> <tr> <th>non</th> <th>oui</th> <th>non</th> <th>oui</th> <th>non</th> <th>oui</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>-0.04 (-0.69)</td> <td>0.26*** (3.16)</td> <td>-0.05 (-0.81)</td> <td>0.22*** (2.71)</td> <td>-0.06 (-1.08)</td> <td>0.13* (1.71)</td> </tr> <tr> <td colspan="2">Diff</td> <td colspan="2">-0.30 (-2.89)</td> <td colspan="2">-0.27 (-2.63)</td> </tr> <tr> <td colspan="2">constante</td> <td colspan="2">-1.67***</td> <td colspan="2">-1.84***</td> </tr> </tbody> </table>						décentralisation				non	oui	non	oui	non	oui	-0.04 (-0.69)	0.26*** (3.16)	-0.05 (-0.81)	0.22*** (2.71)	-0.06 (-1.08)	0.13* (1.71)	Diff		-0.30 (-2.89)		-0.27 (-2.63)		constante		-1.67***		-1.84***	
décentralisation																																			
non	oui	non	oui	non	oui																														
-0.04 (-0.69)	0.26*** (3.16)	-0.05 (-0.81)	0.22*** (2.71)	-0.06 (-1.08)	0.13* (1.71)																														
Diff		-0.30 (-2.89)		-0.27 (-2.63)																															
constante		-1.67***		-1.84***																															
$W\left(\frac{SF}{pop}\right)$	-0.16 (-0.47)																																		
Diff																																			
constante	-3.78**																																		
R^2	0.57	0.45	0.49		0.54																														
log-likelihood		-243.33	-238.30		-228.52																														
Sargan	49.69 (0.01)																																		
N	135	72	80	72	80	72	80																												

*, **, *** indique la probabilité critique aux seuils de 10%, 5% et 1%. Les t de student sont reportés entre parenthèses.

TAB. 3.4: Estimations des équations (3.4.2) et (3.4.3)

Les WX construites à partir de la matrice de contiguïté n'affectent pas significativement le processus d'allocation des fonds structurels (table 3.4, colonne 2).

Allocation des fonds structurels européens et interactions stratégiques

	Pondération EM (C)		Pondération mixte (W_{mixed})					
	sans contrôle	contrôle CX	sans contrôle		contrôle $W_{mixed}X$			
PIB p.c.	0.06 (0.40)	0.18 (0.82)	-0.08 (-0.54)		0.23 (0.92)			
tx chômage	1.13*** (4.85)	1.68*** (6.43)	1.17*** (4.66)		1.48*** (4.96)			
pop. active	4.05 (1.48)	-1.44 (-0.40)	7.87*** (2.65)		-0.99 (-0.24)			
emp. agricole	5.89*** (4.07)	5.20*** (3.44)	6.58** (4.23)		4.93** (2.85)			
cdiff	0.05 (0.68)	0.19* (1.68)	0.12 (1.30)		0.19 (1.41)			
majreppc	0.28*** (2.75)	0.40** (1.79)	0.28*** (2.58)		0.36 (1.37)			
W PIB p.c.		-0.18 (-0.61)			-0.60* (-1.88)			
W tx chômage		-1.29*** (-3.19)			-0.83* (-1.84)			
	décentralisation							
	non	oui	non	oui	non	oui	non	oui
$W \left(\frac{SF}{pop} \right)$	0.05 (0.40)	0.57*** (6.49)	0.02 (0.07)	0.60*** (6.15)	-0.02 (-0.29)	0.15** (2.02)	-0.02 (-0.35)	0.07 (1.08)
Diff	-0.53 (-3.77)		-0.58 (-2.42)		-0.16 (-1.73)		-0.10 (-1.05)	
constante	-3.18***		-3.37***		-1.27***		-0.89**	
R^2	0.56		0.64		0.47		0.54	
log-likelihood	-229.72		-271.11		-239.90		-229.86	
N	72	80	72	80	72	80	72	80

*, **, *** indique la probabilité critique aux seuils de 10%, 5% et 1%. Les t de student sont reportés entre parenthèses.

TAB. 3.5: Sensibilité des résultats à la définition de la matrice de pondération spatiale (équation (3.4.3))

Afin de tester la sensibilité de l'interaction à la définition de la matrice de pondération spatiale, nous effectuons les estimations avec une variable spatialement autorégressive construite à l'aide des matrices « appartenance à un même Etat Membre (C) » et une combinaison de celle-ci avec matrice de contiguïté (W_{mixed}). L'interaction au sein d'un

3.5 Conclusion

même Etat Membre est plus intense pour les Etats Membres qui ont délégué la gestion des fonds à des gouvernements locaux (table 3.5).

3.5 Conclusion

Ce chapitre propose une explication institutionnelle de l'interaction spatiale de l'allocation des fonds structurels européens. Nous mettons en oeuvre une stratégie d'estimation permettant d'identifier la part des interactions causées par un mécanisme de concurrence par comparaison entre les régions dans leur demande d'aide au développement. Nous étayons notre identification empirique sur les résultats issus d'un modèle d'agence politique (Sand-Zantman, 2003), dans lequel nous endogénéisons la décision de l'électeur d'utiliser le mécanisme de concurrence par comparaison par l'acquisition d'une information sur la réalisation des chocs économiques du voisinage. Nous démontrons que cette décision est affectée positivement par le degré de décentralisation de la politique. Dans le cadre de la politique de cohésion, cette proposition permet d'identifier si l'interaction est due à un mécanisme de concurrence par comparaison en utilisant le choix des Etats Membres de décentraliser ou pas la mise en oeuvre de cette politique. A l'aide d'une spécification spatialement autorégressive à deux régimes, nous montrons que la différence entre les deux régimes (l'un pour les régions où la gestion est déléguée à un gouvernement local, l'autre non) est toujours significative et en faveur de l'existence d'un mécanisme de concurrence par comparaison entre régions dans la demande d'aide au développement.

Annexes : démonstrations

A. Lemme 1

Démonstration. La condition de premier ordre (CPO) donne :

$$\frac{\partial V_i}{\partial l_i} \stackrel{!}{=} 0 \Leftrightarrow -R \left(-\frac{\lambda}{\sigma} \right) \Phi' \left(\frac{\lambda(l_i - l_i)}{\sigma} \right) - 1 = \frac{\lambda R}{\sigma \sqrt{2\pi}} e^{-(\lambda(l_i - l_i))^2 / 2\sigma^2} - 1 = 0$$

La condition de second ordre (CSO) s'écrit :

$$\frac{\lambda R}{\sigma^3 \sqrt{2\pi}} \lambda (l_i - l_i) e^{-(\lambda(l_i - l_i))^2 / 2\sigma^2}$$

Le signe de la dérivée seconde dépend du signe du deuxième terme $((l_i - l_i))$.

Si $\underline{l}_i \geq l_i$ la CSO est positive, ce qui implique que la fonction est convexe

Le gouvernement local choisit donc entre un niveau d'effort nul et un niveau \underline{l}_i

Si la fonction est croissante alors $\underline{l}_i^0 = \underline{l}_i$.

Si la fonction est décroissante alors $\underline{l}_i^0 = 0$.

Pour un effort nul, la fonction objectif du gouvernement s'écrit :

$$\frac{\partial V_{i=0}}{\partial l_i} = \frac{\lambda R}{\sigma \sqrt{2\pi}} e^{-(\lambda(l_i))^2 / 2\sigma^2} - 1$$

$$\frac{\partial V_{i=0}}{\partial l_i} \leq 0 \Rightarrow \frac{\lambda R}{\sigma \sqrt{2\pi}} e^{-(\lambda(l_i))^2 / 2\sigma^2} \leq 1$$

$$\frac{-(\lambda(l_i))^2}{2\sigma^2} \leq \ln \left(\frac{\sigma \sqrt{2\pi}}{\lambda R} \right)$$

Si $\frac{\sigma \sqrt{2\pi}}{\lambda R} > 1$ i.e. $\sigma \geq \frac{\lambda R}{\sigma \sqrt{2\pi}}$ alors on a toujours $\frac{\partial V_{i=0}}{\partial l_i} < 0$ et $\underline{l}_i^0 = 0$.

Si $\sigma \leq \frac{\lambda R}{\sigma \sqrt{2\pi}}$ on a $\frac{-(\lambda(l_i))^2}{2\sigma^2} \geq \ln \left(\frac{\sigma \sqrt{2\pi}}{\lambda R} \right)$

On pose $L = \frac{\sigma}{\lambda} \sqrt{2 \ln \left(\frac{\sigma \sqrt{2\pi}}{\lambda R} \right)}$

Si \underline{l}_i est grand (supérieur à L) alors $\frac{\partial V_{i=0}}{\partial l_i} < 0$ et $\underline{l}_i^0 = 0$.

Si $\underline{l}_i \leq l_i$ la CSO est négative, la fonction est concave.

La CPO s'écrit :

$$\frac{\lambda R}{\sigma \sqrt{2\pi}} e^{-\lambda^2 (l_i - l_i)^2 / 2\sigma^2} - 1 = 0$$

3.5 Conclusion

$$\ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}}e^{-\lambda^2(\underline{l}_i - l_i)^2/2\sigma^2}\right) = 0$$

$$\ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}}\right) + \ln\left(e^{-\lambda^2(\underline{l}_i - l_i)^2/2\sigma^2}\right) = 0$$

$$\lambda^2(\underline{l}_i - l_i)^2 = 2\sigma^2 \ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}}\right)$$

$$\text{Posons } X = \lambda^2(\underline{l}_i - l_i)^2$$

$$\text{Nous obtenons 2 solutions } \lambda(\underline{l}_i - l_i) = +/- \sqrt{2\sigma^2 \ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}}\right)}$$

On a $\lambda > 0$ mais aucune information sur le signe de $(\underline{l}_i - l_i)$.

Si l'on pose une aversion au risque du gouvernement local, ceci implique $\lambda(\underline{l}_i - l_i) < 0$.

$$\lambda(\underline{l}_i - l_i) = -\sqrt{2\sigma^2 \ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}}\right)}$$

Comme $\lambda(\underline{l}_i - l_i) < 0$ on a une solution unique :

$$\Leftrightarrow l_i^0 = \underline{l}_i + \frac{1}{\lambda}\sqrt{A} \text{ en posant } A = 2\sigma^2 \ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}}\right)$$

On a $\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}} \leq 1$ pour $\sigma \geq \frac{\lambda R}{\sqrt{2\pi}}$ et donc on peut résumer le comportement du gouvernement local en fonction du seuil de réélection et conclure dans tous les cas :

$$l_i^0 = 0 \text{ pour } \sigma \geq \frac{\lambda R}{\sqrt{2\pi}}$$

$$l_i^0 = \underline{l}_i + \frac{1}{\lambda}\sqrt{A} \text{ pour } \sigma \leq \frac{\lambda R}{\sqrt{2\pi}} \quad \square$$

B. Proposition 1

Démonstration. Le niveau d'effort qui détermine la règle de décision est défini par :

$$V_{l_i=l_i^*} \geq V_{l_i=0} \text{ (IC}(A, \sigma))$$

ce qui revient à :

$$R\left(1 - \Phi\left(\frac{-\sqrt{A}}{\sigma}\right)\right) - \underline{l}_i - \frac{\sqrt{A}}{\lambda} \geq R\left(1 - \Phi\left(\frac{\lambda \underline{l}_i}{\sigma}\right)\right)$$

On obtient en réorganisant :

$$-\Phi\left(\frac{-\sqrt{A}}{\sigma}\right) R - \frac{\sqrt{A}}{\lambda} \geq \underline{l}_i - \Phi\left(\frac{\lambda \underline{l}_i}{\sigma}\right) R$$

On cherche \underline{l}_i qui incite le gouvernement local à produire un effort positif.

On pose :

$$F(\underline{l}_i) = -\underline{l}_i + \Phi\left(\frac{\lambda \underline{l}_i}{\sigma}\right) R - \Phi\left(\frac{-\sqrt{A}}{\sigma}\right) R - \frac{\sqrt{A}}{\lambda}$$

Notre objectif est d'analyser la fonction $F(\underline{l}_i)$ afin de déterminer une valeur de $\underline{l}_i > 0$ qui sature IC(A, σ).

On remarque que :

$$F(\underline{l}_i) = 0 \text{ pour } \underline{l}_i = \frac{-\sqrt{A}}{\lambda}$$

$$\frac{\partial F}{\partial \underline{l}_i} = -1 + \frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\lambda^2 \underline{l}_i^2 / 2\sigma^2} = 0$$

$$\lambda^2 \underline{l}_i^2 = 2\sigma^2 \ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}}\right)$$

$$\Leftrightarrow \underline{l}_i^* = \frac{-\sqrt{A}}{\lambda} \text{ ou } \frac{\sqrt{A}}{\lambda}$$

La CSO

$$\frac{d^2 F}{d^2 \underline{l}_i} = -\frac{\lambda R}{\sigma^3 \sqrt{2\pi}} \lambda \underline{l}_i e^{-\lambda^2 \underline{l}_i^2 / 2\sigma^2}$$

$$\begin{aligned} \frac{d^2 F}{d^2 \underline{l}_i} &= \underbrace{-\frac{\lambda R}{\sigma^3 \sqrt{2\pi}} \lambda \underline{l}_i}_{\geq 0} \underbrace{e^{-\lambda^2 \underline{l}_i^2 / 2\sigma^2}}_{\geq 0} \\ \forall \underline{l}_i \leq 0 &\quad \geq 0 \quad \geq 0 \\ \forall \underline{l}_i \geq 0 &\quad \leq 0 \quad \geq 0 \end{aligned}$$

$\forall \underline{l}_i \leq 0$ la fonction F est convexe, et atteint un minimum en $\frac{-\sqrt{A}}{\lambda}$. De plus, on sait que la valeur de ce minimum est nulle ($F(\underline{l}_i) = 0$). Par conséquent $F \geq 0$ pour $\underline{l}_i \leq 0$ et $F(0) > 0$. $\forall \underline{l}_i \geq 0$ F est strictement concave, il existe donc une seule solution à l'équation $F(\underline{l}_i) = 0$ pour $\underline{l}_i \geq 0$. Nous savons que cette valeur est supérieure à $\frac{\sqrt{A}}{\lambda}$ (puisque F atteint un maximum pour cette valeur).

Il existe une valeur $\underline{l}_i > 0$ solution de l'équation $F(\underline{l}_i) = 0$ i.e. qui sature la contrainte d'incitation. On sait que cette valeur est supérieure à $\frac{\sqrt{A}}{\lambda}$. □

C. Proposition 2

Démonstration. L'effet d'une variation de σ sur la variation de la règle de réélection, et du niveau d'effort du gouvernement central est donnée par (théorème des fonctions implicites) :

$$\frac{\partial l_i}{\partial \sigma} = -\frac{\partial F/\partial \sigma}{\partial F/\partial l_i}$$

De plus, on sait que $\partial F/\partial l_i < 0$ autour de l'équilibre.

$$\begin{aligned} \frac{\partial F}{\partial \sigma} &= -\frac{R}{\sigma^2\sqrt{2\pi}}\lambda l_i e^{-\lambda^2 l_i^2/2\sigma^2} - R \left[\frac{-\sqrt{A(\sigma,.)}}{\sigma} \right]' \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-A/2\sigma^2} - \frac{A'(\sigma,.)}{2\lambda\sqrt{A(\sigma,.)}} \\ \left[\frac{-\sqrt{A(\sigma,.)}}{\sigma} \right]' &= \frac{-2\sigma^2 \ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}}\right) + \frac{\sigma^2}{\sqrt{A}} + \sqrt{A}}{\sigma^2} \\ &= \frac{-\frac{A}{\sqrt{A}} + \frac{\sigma^2}{\sqrt{A}} + \sqrt{A}}{\sigma^2} \\ &= \frac{1}{\sqrt{A}} \\ \frac{\partial F}{\partial \sigma} &= -\frac{R}{\sigma^2\sqrt{2\pi}}\lambda l_i e^{-\lambda^2 l_i^2/2\sigma^2} - R \frac{1}{\sqrt{2\sigma^2 \ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}}\right)}} \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \underbrace{e^{-A/2\sigma^2}}_{\frac{\sigma\sqrt{2\pi}}{\lambda R}} - \frac{2\sigma(2\ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}}\right)-1)}{\lambda 2\sqrt{2\sigma^2 \ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}}\right)}} \\ \frac{\partial F}{\partial \sigma} &= -\frac{R}{\sigma^2\sqrt{2\pi}}\lambda l_i e^{-\lambda^2 l_i^2/2\sigma^2} - \frac{R\sigma\sqrt{2\pi}}{\lambda R\sigma\sqrt{2\pi}\sqrt{2\ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}}\right)}} - \frac{\sigma(2\ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}}\right)-1)}{\lambda\sqrt{2\sigma^2 \ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}}\right)}} \\ \frac{\partial F}{\partial \sigma} &= -\frac{R}{\sigma^2\sqrt{2\pi}}\lambda l_i e^{-\lambda^2 l_i^2/2\sigma^2} - \frac{1}{\lambda\sqrt{2\ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}}\right)}} - \frac{(2\ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}}\right)-1)}{\lambda\sqrt{2\ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}}\right)}} \\ \frac{\partial F}{\partial \sigma} &= -\frac{R}{\sigma^2\sqrt{2\pi}}\lambda l_i e^{-\lambda^2 l_i^2/2\sigma^2} - \frac{1-2\ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}}\right)+1}{\lambda\sqrt{2\ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}}\right)}} \\ \frac{\partial F}{\partial \sigma} &= -\frac{R}{\sigma^2\sqrt{2\pi}}\lambda l_i e^{-\lambda^2 l_i^2/2\sigma^2} - \frac{\sqrt{2\ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}}\right)}}{\lambda} \\ \frac{\partial F}{\partial \sigma} &< 0 \quad \frac{\partial l_i}{\partial \sigma} = -\frac{\partial F/\partial \sigma}{\partial F/\partial l_i} < 0 \end{aligned}$$

La variation de σ a un effet négatif sur l_i .

De plus, l'effet de la variation de la variance du choc sur le niveau d'effort s'écrit :

$$\frac{\partial l_i}{\partial \sigma} = \frac{\partial l_i}{\partial \sigma} + \frac{1}{\lambda} \left[\frac{A'(\sigma,.)}{2\sqrt{A(\sigma,.)}} \right]$$

Si $A'(\sigma,.) < 0$ alors $\frac{\partial l_i}{\partial \sigma} < 0$

Si $A'(\sigma,.) > 0$ quel effet domine l'autre ?

On multiplie le tout par $\frac{\partial F/\partial l_i}{\partial F/\partial l_i}$:

$$\frac{\partial l_i}{\partial \sigma} = -\frac{1}{\partial F/\partial l_i} \left(\frac{\partial F}{\partial \sigma} - \frac{\partial F}{\partial l_i} \frac{1}{\lambda} \left[\frac{A'(\sigma,.)}{2\sqrt{A(\sigma,.)}} \right] \right)$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial F}{\partial l_i} &= \frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\lambda l_i^2/2\sigma^2} - 1 \\ \frac{\partial l_i}{\partial \sigma} &= -\frac{1}{\partial F/\partial l_i} \left(-\frac{R}{\sigma^2\sqrt{2\pi}} \lambda l_i e^{-\frac{\lambda l_i^2}{2\sigma^2}} - \frac{1}{\lambda\sqrt{2\ln(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}})}} - \frac{A'(\sigma, \cdot)}{2\lambda\sqrt{A(\sigma, \cdot)}} - \left(\left(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\lambda l_i^2/2\sigma^2} - 1 \right) \frac{1}{\lambda} \left[\frac{A'(\sigma, \cdot)}{2\sqrt{A(\sigma, \cdot)}} \right] \right) \right) \\ \frac{\partial l_i}{\partial \sigma} &= -\frac{1}{\partial F/\partial l_i} \left(-\frac{R}{\sigma^2\sqrt{2\pi}} \lambda l_i e^{-\frac{\lambda l_i^2}{2\sigma^2}} - \frac{1}{\lambda\sqrt{2\ln(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}})}} - \frac{A'(\sigma, \cdot)}{2\lambda\sqrt{A(\sigma, \cdot)}} - \left(\frac{A'(\sigma, \cdot)}{2\lambda\sqrt{A(\sigma, \cdot)}} \left(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\lambda l_i^2/2\sigma^2} - 1 \right) \right) \right) \\ \frac{\partial l_i}{\partial \sigma} &= -\frac{1}{\partial F/\partial l_i} \left(-\frac{R}{\sigma^2\sqrt{2\pi}} \lambda l_i e^{-\frac{\lambda l_i^2}{2\sigma^2}} - \frac{1}{\lambda\sqrt{2\ln(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}})}} - \frac{A'(\sigma, \cdot)}{2\lambda\sqrt{A(\sigma, \cdot)}} - \frac{A'(\sigma, \cdot)}{2\lambda\sqrt{A(\sigma, \cdot)}} \frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\lambda l_i^2/2\sigma^2} + \frac{A'(\sigma, \cdot)}{2\lambda\sqrt{A(\sigma, \cdot)}} \right) \\ \frac{\partial l_i}{\partial \sigma} &= -\frac{1}{\underbrace{\frac{\partial F}{\partial l_i}}_{\substack{<0 \\ >0}}} \left(\underbrace{-\frac{R}{\sigma^2\sqrt{2\pi}} \lambda l_i e^{-\frac{\lambda l_i^2}{2\sigma^2}} - \frac{1}{\lambda\sqrt{2\ln(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}})}} - \frac{A'(\sigma, \cdot)}{2\lambda\sqrt{A(\sigma, \cdot)}} \frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\lambda l_i^2/2\sigma^2}}_{<0} \right) \\ \frac{\partial l_i}{\partial \sigma} &< 0 \quad \square \end{aligned}$$

D. Proposition 3

Démonstration. L'effet d'une variation de λ sur la variation de la règle de réélection, et du niveau d'effort du gouvernement central est donnée par (théorème des fonctions implicites) :

$$\frac{\partial l_i}{\partial \lambda} = -\frac{\partial F/\partial \lambda}{\partial F/\partial l_i}$$

De plus, on sait que $\partial F/\partial l_i < 0$ autour de l'équilibre.

$$\begin{aligned} \frac{\partial F}{\partial \lambda} &= \frac{R}{\sigma\sqrt{2\pi}} l_i e^{-\frac{\lambda^2 l_i^2}{2\sigma^2}} + \frac{A'(\lambda, \cdot)}{2\sigma\sqrt{A(\lambda, \cdot)}\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{A(\lambda, \cdot)}{2\sigma^2}} - \left[\frac{\left(\frac{A'(\lambda, \cdot)}{2\sqrt{A(\lambda, \cdot)}} \right) \lambda - \sqrt{A(\lambda, \cdot)}}{\lambda^2} \right] \\ &= \frac{R}{\sigma\sqrt{2\pi}} l_i e^{-\frac{\lambda^2 l_i^2}{2\sigma^2}} + \frac{\frac{2\sigma^2}{\lambda}}{2\sigma\sqrt{2\sigma^2 \ln(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}})}\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{2\sigma^2 \ln(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}})}{2\sigma^2}} - \left[\frac{\left(\frac{2\sigma^2}{2\lambda\sqrt{2\sigma^2 \ln(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}})}} \right) \lambda - \sqrt{2\sigma^2 \ln(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}})}}{\lambda^2} \right] \\ &= \frac{R}{\sigma\sqrt{2\pi}} l_i e^{-\frac{\lambda^2 l_i^2}{2\sigma^2}} + \frac{2\sigma^2}{2\sigma^2 \lambda \sqrt{2\ln(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}})}\sqrt{2\pi}} e^{-\ln(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}})} - \left[\frac{\frac{2\sigma^2 \lambda}{2\sigma \lambda \sqrt{2\ln(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}})}} - \sigma \sqrt{2\ln(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}})}}{\lambda^2} \right] \end{aligned}$$

3.5 Conclusion

$$\begin{aligned}
&= \frac{R}{\sigma\sqrt{2\pi}} l_i e^{-\frac{\lambda^2 l_i^2}{2\sigma^2}} + \frac{1}{\lambda\sqrt{2\ln(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}})}\sqrt{2\pi}} e^{\ln(\frac{\sigma\sqrt{2\pi}}{\lambda R})} - \left[\frac{\frac{\sigma}{\sqrt{2\ln(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}})}} - \sigma\sqrt{2\ln(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}})}}{\lambda^2} \right] \\
&= \frac{R}{\sigma\sqrt{2\pi}} l_i e^{-\frac{\lambda^2 l_i^2}{2\sigma^2}} + \frac{\sigma\sqrt{2\pi}}{\lambda^2 R\sqrt{2\ln(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}})}\sqrt{2\pi}} - \left[\frac{\sigma}{\lambda^2\sqrt{2\ln(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}})}} - \frac{\sigma\sqrt{2\ln(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}})}}{\lambda^2} \right] \\
&= \frac{R}{\sigma\sqrt{2\pi}} l_i e^{-\frac{\lambda^2 l_i^2}{2\sigma^2}} + \frac{\sigma}{\lambda^2 R\sqrt{2\ln(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}})}} - \left[\frac{\sigma - \sigma 2\ln(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}})}{\lambda^2\sqrt{2\ln(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}})}} \right] \\
&= \frac{R}{\sigma\sqrt{2\pi}} l_i e^{-\frac{\lambda^2 l_i^2}{2\sigma^2}} + \frac{\sigma}{\lambda^2 R\sqrt{2\ln(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}})}} - \left[\frac{\sigma(1 - 2\ln(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}}))}{\lambda^2\sqrt{2\ln(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}})}} \right]
\end{aligned}$$

Le signe dépend directement de $-(1 - 2\ln(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}}))$.

Nous étudions pour quelles valeurs des paramètres (σ puis R) l'effet est toujours positif.

L'effet est toujours positif pour :

$$1 - 2\ln(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}}) \leq 0$$

$$2\ln(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}}) \geq 1$$

$$\ln(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}}) \geq \frac{1}{2}$$

$$\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}} \geq e^{\frac{1}{2}}$$

$$\lambda R \geq \sigma\sqrt{2\pi}e^{\frac{1}{2}}$$

$$\sigma \leq \frac{\lambda R}{e^{\frac{1}{2}}\sqrt{2\pi}}$$

$$\frac{\partial F}{\partial \lambda} > 0 \forall \sigma \leq \frac{\lambda R}{e^{\frac{1}{2}}\sqrt{2\pi}}$$

Cette valeur de σ couvre une grande partie du domaine de définition de l'équilibre définie par le comportement du gouvernement local ($\bar{\sigma} \leq \frac{\lambda R}{\sqrt{2\pi}}$).

On peut également montrer que cet effet est positif pour :

$$\frac{\partial F}{\partial \lambda} = \frac{R}{\sigma\sqrt{2\pi}} l_i e^{-\frac{\lambda^2 l_i^2}{2\sigma^2}} + \frac{\sigma}{\lambda^2 R\sqrt{2\ln(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}})}} - \left[\frac{\sigma - \sigma 2\ln(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}})}{\lambda^2\sqrt{2\ln(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}})}} \right]$$

$$= \frac{R}{\sigma\sqrt{2\pi}} l_i e^{-\frac{\lambda^2 l_i^2}{2\sigma^2}} + \frac{\sigma - \sigma R}{\lambda^2 R\sqrt{2\ln(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}})}} + \frac{2\sigma\ln(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}})}{\lambda^2\sqrt{2\ln(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}})}}$$

$$= \frac{R}{\sigma\sqrt{2\pi}} l_i e^{-\frac{\lambda^2 l_i^2}{2\sigma^2}} + \frac{\sigma(1-R)}{\lambda^2 R\sqrt{2\ln(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}})}} + \frac{2\sigma\ln(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}})}{\lambda^2\sqrt{2\ln(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}})}}$$

$$1 - R \geq 0$$

$$\frac{\partial F}{\partial \lambda} > 0 \quad \forall R \geq 1$$

Par conséquent, $\frac{\partial l_i}{\partial \lambda} > 0$

On obtient l'effet sur le niveau d'effort à partir de :

$$\begin{aligned} \frac{\partial l_i}{\partial \lambda} &= \frac{\partial l_i}{\partial \lambda} + \left[\frac{1}{\lambda} \sqrt{A(\lambda, \cdot)} \right]' \\ \frac{\partial l_i}{\partial \lambda} &= \frac{\partial l_i}{\partial \lambda} + \left[\frac{\left(\frac{A'(\lambda, \cdot)}{2\sqrt{A(\lambda, \cdot)}} \right) \lambda - \sqrt{A(\lambda, \cdot)}}{\lambda^2} \right] \end{aligned}$$

on sait que : $\frac{\partial l_i}{\partial \lambda} = -\frac{\partial F / \partial \lambda}{\partial F / \partial l_i}$

Ce qui donne :

$$\begin{aligned} \frac{\partial l_i}{\partial \lambda} &= \frac{\partial F / \partial \lambda}{\partial F / \partial l_i} + \left[\frac{\left(\frac{A'(\lambda, \cdot)}{2\sqrt{A(\lambda, \cdot)}} \right) \lambda - \sqrt{A(\lambda, \cdot)}}{\lambda^2} \right] \\ &= -\frac{1}{\partial F / \partial l_i} \left(\partial F / \partial \lambda - \partial F / \partial l_i \left[\frac{\left(\frac{A'(\lambda, \cdot)}{2\sqrt{A(\lambda, \cdot)}} \right) \lambda - \sqrt{A(\lambda, \cdot)}}{\lambda^2} \right] \right) \\ &= -\frac{1}{\partial F / \partial l_i} \left(\frac{R}{\sigma\sqrt{2\pi}} l_i e^{-\frac{\lambda l_i^2}{2\sigma^2}} + \frac{\sigma}{\lambda^2 R \sqrt{2 \ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}}\right)}} - \left[\frac{\left(\frac{A'(\lambda, \cdot)}{2\sqrt{A(\lambda, \cdot)}} \right) \lambda - \sqrt{A(\lambda, \cdot)}}{\lambda^2} \right] - \partial F / \partial l_i \left[\frac{\left(\frac{A'(\lambda, \cdot)}{2\sqrt{A(\lambda, \cdot)}} \right) \lambda - \sqrt{A(\lambda, \cdot)}}{\lambda^2} \right] \right) \end{aligned}$$

Nous savons également que : $\frac{\partial F}{\partial l_i} = \frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\lambda l_i^2 / 2\sigma^2} - 1$

En remplaçant, nous obtenons :

$$\begin{aligned} &= -\frac{1}{\partial F / \partial l_i} \left(\frac{R}{\sigma\sqrt{2\pi}} l_i e^{-\frac{\lambda l_i^2}{2\sigma^2}} + \frac{\sigma}{\lambda^2 R \sqrt{2 \ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}}\right)}} - \left[\frac{\left(\frac{A'(\lambda, \cdot)}{2\sqrt{A(\lambda, \cdot)}} \right) \lambda - \sqrt{A(\lambda, \cdot)}}{\lambda^2} \right] - \left[\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\lambda l_i^2 / 2\sigma^2} - 1 \right] \left[\frac{\left(\frac{A'(\lambda, \cdot)}{2\sqrt{A(\lambda, \cdot)}} \right) \lambda - \sqrt{A(\lambda, \cdot)}}{\lambda^2} \right] \right) \\ &= -\frac{1}{\partial F / \partial l_i} \left(\frac{R}{\sigma\sqrt{2\pi}} l_i e^{-\frac{\lambda l_i^2}{2\sigma^2}} + \frac{\sigma}{\lambda^2 R \sqrt{2 \ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}}\right)}} - \left[\frac{\left(\frac{A'(\lambda, \cdot)}{2\sqrt{A(\lambda, \cdot)}} \right) \lambda - \sqrt{A(\lambda, \cdot)}}{\lambda^2} \right] \right. \\ &\quad \left. + \left[\frac{\left(\frac{A'(\lambda, \cdot)}{2\sqrt{A(\lambda, \cdot)}} \right) \lambda - \sqrt{A(\lambda, \cdot)}}{\lambda^2} \right] - \left[\frac{\left(\frac{A'(\lambda, \cdot)}{2\sqrt{A(\lambda, \cdot)}} \right) \lambda - \sqrt{A(\lambda, \cdot)}}{\lambda^2} \right] \left[\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\lambda l_i^2 / 2\sigma^2} \right] \right) \end{aligned}$$

Ce qui donne finalement :

$$\begin{aligned} &= -\frac{1}{\partial F / \partial l_i} \left(\frac{R}{\sigma\sqrt{2\pi}} l_i e^{-\frac{\lambda l_i^2}{2\sigma^2}} + \frac{\sigma}{\lambda^2 R \sqrt{2 \ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}}\right)}} - \left[\frac{\left(\frac{A'(\lambda, \cdot)}{2\sqrt{A(\lambda, \cdot)}} \right) \lambda - \sqrt{A(\lambda, \cdot)}}{\lambda^2} \right] \left[\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\lambda l_i^2 / 2\sigma^2} \right] \right) \\ \frac{\partial l_i}{\partial \lambda} &> 0 \quad \forall \sigma \leq \frac{\lambda R}{e^{\frac{1}{2}} \sqrt{2\pi}} \end{aligned}$$

Corrolaire : La fonction d'utilité de l'électeur est strictement croissante avec l'effort produit par le gouvernement local.

$$\frac{\partial y_i}{\partial \lambda} = l_i(\lambda, \cdot) + \lambda \frac{\partial l_i}{\partial \lambda} \quad \square$$

3.5 Conclusion

E. Proposition 5

Démonstration. Afin de prouver la première partie de cette proposition, il nous suffit de déterminer si $\sigma \geq \nu$, puisque cette inégalité implique une hausse du niveau d'effort produit par le gouvernement et déterminé par l'électeur dans la règle de réélection ($\frac{\partial l_i}{\partial \sigma} < 0$).

$$\begin{aligned} \sigma^2 - \nu^2 &= 0 \\ &= \sigma^2 - \sigma^2(1 - \rho^2) \\ &= \sigma^2 - \sigma^2 + \sigma^2\rho^2 \\ &= \underbrace{\sigma^2\rho^2}_{>0} \end{aligned}$$

La seconde partie de cette proposition nécessite de montrer que la dérivée de la contrainte d'incitation par rapport au degré de décentralisation est décroissante avec la variation de σ :

$$\begin{aligned} \frac{\partial^2 F}{\partial \lambda \partial \sigma} &= \left(\frac{\lambda l_i^3 R}{2\sigma^4 \sqrt{2\pi}} - \frac{l_i R}{\sigma \sqrt{2\pi}} \right) e^{-\frac{\lambda^2 l_i^2}{2\sigma^2}} + \frac{1}{\lambda^2 R \sqrt{2\ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma \sqrt{2\pi}}\right)}} + \frac{1}{\lambda^2 R (2\ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma \sqrt{2\pi}}\right))^{\frac{3}{2}}} - \frac{3}{\lambda^2 \sqrt{2\ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma \sqrt{2\pi}}\right)}} + \frac{\sqrt{2\ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma \sqrt{2\pi}}\right)}}{\lambda^2} - \\ &\frac{R}{\lambda^2 (2\ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma \sqrt{2\pi}}\right))^{\frac{3}{2}}} + \frac{2}{\lambda^3 \sqrt{2\ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma \sqrt{2\pi}}\right)}} \\ &= \left(\frac{\lambda l_i^3 R}{2\sigma^4 \sqrt{2\pi}} - \frac{l_i R}{\sigma \sqrt{2\pi}} \right) e^{-\frac{\lambda^2 l_i^2}{2\sigma^2}} + \frac{1}{\lambda^2 R \sqrt{2\ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma \sqrt{2\pi}}\right)}} + \frac{1-R}{\lambda^2 R (2\ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma \sqrt{2\pi}}\right))^{\frac{3}{2}}} + \frac{2-3\lambda}{\lambda^3 \sqrt{2\ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma \sqrt{2\pi}}\right)}} + \frac{\sqrt{2\ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma \sqrt{2\pi}}\right)}}{\lambda^2} \\ &= \left(\frac{l_i R (\lambda^2 l_i^2 - 2\sigma^3)}{2\sigma^4 \sqrt{2\pi}} \right) e^{-\frac{\lambda^2 l_i^2}{2\sigma^2}} + \frac{2\ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma \sqrt{2\pi}}\right) + 1 - R}{\lambda^2 R (2\ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma \sqrt{2\pi}}\right))^{\frac{3}{2}}} + \frac{2-3\lambda + \lambda 2\ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma \sqrt{2\pi}}\right)}{\lambda^3 \sqrt{2\ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma \sqrt{2\pi}}\right)}} \end{aligned}$$

Le premier terme est négatif pour $\lambda^2 l_i^2 - 2\sigma^3 \leq 0$ i.e. $\lambda \leq \frac{2\sigma^3}{l_i^2}$.

Le second terme est négatif pour $\lambda \geq \frac{2}{2\ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma \sqrt{2\pi}}\right) + 3}$.

Enfin le dernier terme est également négatif pour $\lambda \leq \frac{\sigma \sqrt{2\pi}}{R} e^{\frac{R-1}{2}}$.

Par définition, $0 < \lambda < 1$: nous pouvons donc rechercher un intervalle de σ (fonction des autres paramètres) pour lequel $\frac{\partial^2 F}{\partial \lambda \partial \sigma}$ est toujours négative. Par conséquent,

$$\frac{\partial^2 F}{\partial \lambda \partial \sigma} < 0 \quad \forall \underbrace{\frac{2}{2 \ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma \sqrt{2\pi}}\right) + 3}}_{\leq 0 \quad \forall \sigma \leq \frac{\lambda R}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{3}{2}}} \leq \lambda \leq \begin{cases} \frac{\sigma \sqrt{2\pi}}{R} e^{\frac{R-1}{2}} \\ \frac{2\sigma^3}{l_i^2} \end{cases}$$

$$\lambda \leq 1 \quad \forall \sigma \geq \frac{R}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(R-1)}{2}}$$

Nous cherchons à montrer que cet intervalle n'est pas vide.

Nous savons par la proposition 1 que $l_i > \frac{\sqrt{A}}{\lambda}$ donc $\frac{1}{l_i^2} < \frac{\lambda^2}{A}$.

$$\lambda \leq \frac{2\sigma^3}{A} \lambda^2 \Leftrightarrow 1 \leq \frac{2\sigma^3}{A} \lambda$$

$$1 \leq \frac{\sigma}{\ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma \sqrt{2\pi}}\right)} \lambda \Leftrightarrow \lambda \sigma - \ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma \sqrt{2\pi}}\right) \geq 0$$

$$\Leftrightarrow \lambda^2 \ln\left(\frac{\sigma}{\bar{\sigma}}\right) \leq \sigma \Leftrightarrow \lambda^2 \ln(\bar{\sigma}) \leq \sigma + \lambda^2 \ln(\sigma)$$

$$\frac{2}{2 \ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma \sqrt{2\pi}}\right) + 3} \leq 0$$

$$\frac{1}{\ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma \sqrt{2\pi}}\right)} + \frac{2}{3} \leq 0 \Leftrightarrow 1 \leq \frac{2}{3} \left(\ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma \sqrt{2\pi}}\right) \right)$$

$$\frac{3}{2} \leq \ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma \sqrt{2\pi}}\right) \Leftrightarrow e^{\ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma \sqrt{2\pi}}\right)} \geq e^{\frac{3}{2}}$$

$$\text{Enfin } \lambda \leq \frac{\sigma \sqrt{2\pi}}{R} e^{\frac{R-1}{2}} \geq 1 \text{ pour } \sigma \geq \frac{R}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(R-1)}{2}}$$

$$\lambda R \geq \sigma \sqrt{2\pi} e^{\frac{3}{2}} \Leftrightarrow \sigma \leq \frac{\lambda R}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{3}{2}} \text{ où } \bar{\sigma} = \frac{\lambda R}{\sqrt{2\pi}}$$

$$e^{-\frac{(R-1)}{2}} \leq \frac{\sigma}{\bar{\sigma}} \leq e^{-\frac{3}{2}}$$

Cet intervalle n'est pas vide pour $R \geq 4$. □

F. Proposition 6

Démonstration. La condition d'acquisition du signal (I) est saturée pour un coût d'ac-

$$\text{quisition du signal : } E_{\chi_i} [y_i^C] - C_I - y_i^0 = 0$$

ce qui donne :

$$\bar{C}_I = E_{\chi_i} [y_i^C] - y_i^0 \quad \square$$

G. Proposition 7

Démonstration. Nous cherchons à connaître l'effet de la variation du degré de décentralisation de la politique sur la décision de l'électeur d'acquérir de l'information (I^*) :

$$\begin{aligned}
 \frac{\partial I^*}{\partial \lambda} &= \underbrace{\frac{\partial y_i^1}{\partial \lambda}}_{l_i^1 + \lambda \left(\frac{\partial l_i^1}{\partial \lambda} \right)} - \underbrace{\frac{\partial y_i^0}{\partial \lambda}}_{l_i^0 + \lambda \left(\frac{\partial l_i^0}{\partial \lambda} \right)} \\
 &= l_i^1 + \lambda \left(\frac{\partial l_i^1}{\partial \lambda} \right) - l_i^0 - \lambda \left(\frac{\partial l_i^0}{\partial \lambda} \right) \\
 &= \underbrace{l_i^1 - l_i^0}_{>0} + \lambda \left(\frac{\partial l_i^1}{\partial \lambda} - \frac{\partial l_i^0}{\partial \lambda} \right) \\
 &= \underbrace{l_i^1 - l_i^0}_{>0} + \lambda \left(\frac{\partial l_i^1}{\partial \lambda} - \frac{\partial l_i^0}{\partial \lambda} + \frac{\nu \left(1 - 2 \ln \left(\frac{\lambda R}{\sigma \sqrt{2\pi}} \right) \right) - \sigma \left(1 - 2 \ln \left(\frac{\lambda R}{\sigma \sqrt{2\pi}} \right) \right)}{\lambda^2 \sqrt{2 \ln \left(\frac{\lambda R}{\sigma \sqrt{2\pi}} \right)}} \right) \\
 &= \underbrace{l_i^1 - l_i^0}_{>0} + \underbrace{\lambda}_{>0} \left(\underbrace{\frac{\partial l_i^1}{\partial \lambda} - \frac{\partial l_i^0}{\partial \lambda}}_{\substack{>0 \\ \text{si } \frac{\partial^2 F}{\partial \lambda \partial \sigma} \leq 0}} + \underbrace{\frac{\sigma(1-\rho) \left(1 - 2 \ln \left(\frac{\lambda R}{\sigma \sqrt{2\pi}} \right) \right)}{\lambda^2 \sqrt{2 \ln \left(\frac{\lambda R}{\sigma \sqrt{2\pi}} \right)}}}_{\substack{>0 \\ \forall \sigma \leq \frac{\lambda R}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}}}} \right)
 \end{aligned}$$

Nous savons à partir de la précédente proposition que $\frac{\partial^2 F}{\partial \lambda \partial \sigma} \leq 0$ pour un niveau intermédiaire de $\sigma \forall \frac{R}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(R-1)}{2}} \leq \sigma \leq \frac{\lambda R}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{3}{2}}$.

Pour ce même intervalle, la décision d'acquisition de l'information est monotone croissante avec le degré de décentralisation. \square

Renforcer le potentiel de développement des régions européennes : Quels effets de la politique de cohésion sur la convergence des régions ? ¹

« Il est impossible de se tenir debout en ce monde sans jamais se courber. »

Proverbe japonais

4.1 Introduction

Les investissements subventionnés par la politique de cohésion européenne visent à améliorer la position concurrentielle des régions en les encourageant à fournir des biens et services publics. Les investissements destinés à accroître le potentiel de développe-

¹Ce chapitre est issu d'un working paper (en collaboration avec Salima Bouayad-Agha et Nadine Turpin) en révision. Je remercie les participants de « International Conference of the Regional Studies Association » (Pécs, mai 2010), du « 9^{eme} Workshop of Spatial Econometrics » (Orléans, Juin 2010) ainsi que les deux relecteurs anonymes pour leurs commentaires.

4.1 Introduction

ment d'une région, tels que les réseaux de transports et d'énergie, l'environnement, la recherche et développement, l'éducation et la formation professionnelle sont prioritairement ciblés par cette politique. En d'autres termes, la politique de cohésion favorise le développement régional par divers moyens, comme l'amélioration de la compétitivité des entreprises et des infrastructures publiques, l'accès au marché du travail, le soutien à l'innovation ou bien encore le développement durable. Cette politique trouve son origine dans l'accroissement des disparités de développement consécutif aux différentes vagues d'élargissements de l'Union européenne. La politique est utilisée comme un moyen de réduire ces disparités. De ce fait, elle oriente ces fonds sur un nombre limité « d'interventions » et privilégie une concentration des investissements vers les régions les moins développées. En effet, le budget qui est alloué aux régions les moins développées (régions de l'Objectif 1) représente 79% des fonds totaux alors que ces régions ne représentent qu'environ 25% de la population européenne (période 2000-06). La politique de cohésion ne finance que partiellement les biens publics fournis, la contrepartie devant être financée par des investissements publics nationaux ou privés. Par ce schéma d'intervention, la politique ne cherche pas à se substituer aux investissements nationaux, mais à permettre le financement de projets qui n'auraient pas pu être financés par ailleurs. Au delà d'une simple aide à l'investissement, elle vise à impliquer fortement les acteurs locaux publics et privés dans la conception et l'exécution de la politique de développement régional. Ce modèle de gouvernance permet aux régions de sélectionner les « projets » ou « investissements » qu'elles jugent les plus appropriés pour favoriser leur développement économique (« place-based » policy).

La politique a été renouvelée pour 7 ans en 2007. Un débat a été lancé en vue de l'amélioration de sa mise en oeuvre, basée sur une consultation publique, sur le réexamen du budget et de la stratégie territoriale de la politique de cohésion (Commission

européenne, 2008). Elle a en effet fait l'objet de nombreuses critiques en raison de son coût budgétaire important comparé à son efficacité apparente. Ce chapitre évalue l'impact de la politique de cohésion sur le processus de convergence des régions européennes sur la période 1980-2005.

En dépit d'une littérature croissante traitant de l'efficacité de la politique de cohésion sur le développement économique, on observe des résultats divergents. Cette divergence peut être expliquée par les données utilisées, la spécification empirique du modèle ainsi que par la stratégie d'estimation (Arbia *et al.* (2008) ; Esposti et Bussoletti (2008)). Dans certains cas, les résultats sont conditionnés par des déterminants du développement économique autres que l'investissement ou le taux de croissance démographique : par exemple la qualité des institutions des états membres (Ederveen *et al.*, 2006) ou le choix dans le type d'investissement subventionné (Rodriguez-Pose et Fratesi, 2004).

En outre, les résultats sont sensibles à la stratégie d'estimation. Dans l'ensemble, les études en coupes ont tendance à surestimer l'impact de la politique de cohésion. Dans ces études, l'omission de la dépendance spatiale conduit à des résultats peu fiables (Abreu *et al.*, 2005). De plus, cette approche en coupe ne tient pas compte de l'hétérogénéité non observée entre les régions. La première lacune est traitée par les analyses spatiales en coupes, tandis que l'hétérogénéité non observée peut être contrôlée par l'utilisation de données de panel. Si les études empiriques utilisant les modèles dynamique en données de panel (Esposti et Bussoletti, 2008) semblent prendre convenablement en compte ce problème d'hétérogénéité non observée, elles ignorent le plus souvent la question de l'autocorrélation spatiale entre régions européennes. D'autre part, une partie de la littérature s'est intéressée au problème de la concentration spatiale des activités économiques sur l'efficacité de la politique de cohésion en se concentrant sur l'analyse

4.1 Introduction

des effets spatiaux en coupe transversale, mais en ignorant les propriétés dynamiques du processus de convergence. Nous analysons successivement l'effet de l'omission de la dynamique spatiale et temporelle sur la mesure de l'effet de la politique de cohésion (section 4.3.1, p. 115).

En effet, observer un accroissement de la vitesse de convergence n'est pas suffisant pour conclure que la politique de cohésion favorise la croissance économique des régions les moins développées. Nous devons concevoir une approche empirique appropriée afin de déterminer l'impact réel de cette politique. Il n'est pas aisé d'identifier l'impact d'une politique publique : il faudrait pouvoir comparer le résultat d'une région bénéficiaire de la politique au résultat que cette même région aurait connu si elle n'avait pas bénéficié de cette même politique. Dans notre étude, le critère d'éligibilité à l'Objectif 1, et dans une moindre mesure l'attribution des fonds structurels, sont fortement corrélés avec le revenu régional par habitant (Commission européenne, 2004). De plus, la non prise en compte des effets de débordements économiques entre les régions de notre échantillon peut conduire à une erreur de spécification : si la politique de cohésion affecte le processus de croissance d'une région particulière, ce changement peut également affecter la croissance des régions voisines par l'intermédiaire d'un mécanisme de diffusion spatiale. L'omission de cette dynamique peut produire des résultats biaisés de l'impact de la politique. Enfin, la multiplicité des leviers par lesquels l'effet des fonds pourrait contribuer à un accroissement de l'activité économique complique l'étude de ces effets sur le long terme.

La principale contribution de ce chapitre est de combiner l'étude des dynamiques spatiales et temporelles liées au processus de convergence à la mesure de l'efficacité de la politique de cohésion sur le développement régional. Dans ce contexte, nous utilisons une approche économétrique basée sur l'étude d'un modèle dynamique spatial en données

de panel (SDPD). Bien que son développement soit à un stade précoce, nous pouvons estimer cette spécification à l'aide d'une stratégie d'estimation utilisant la méthode des moments généralisés (GMM).

Nos résultats indiquent que la politique de cohésion affecte le développement des régions bénéficiant du programme Objectif 1. Nous interprétons ce résultat comme une réelle valeur ajoutée des programmes Objectif 1, par rapport aux effets des fonds attribués aux autres programmes. Les résultats de notre approche suggère que la prise en compte des effets spatiaux réduit l'effet mesuré de la politique pour ce programme.

Le reste du chapitre est organisé comme suit. La section 4.2 propose une revue de la littérature sur l'impact des fonds structurels sur la convergence et introduit quelques considérations sur l'analyse de l'efficacité de la politique de cohésion. La section 4.3 décrit les problèmes économétriques propres aux spécifications dynamiques spatiales ainsi que les moyens que nous mettons en oeuvre pour les « résoudre ». La section 4.4 présente les données utilisées. La section 4.5 est réservée aux commentaires de nos résultats empiriques et la section 4.6 conclut.

4.2 Quelques points de littérature sur l'analyse de l'impact des fonds structurels sur la convergence

4.2.1 Impact de la politique de cohésion et évolutions des disparités économiques : une présentation de la littérature

Trois cadres théoriques apportent des éclaircissements sur les effets de la politique de cohésion sur la croissance économique. Le modèle de croissance néoclassique est le plus

4.2 Quelques points de littérature sur l'analyse de l'impact des fonds structurels sur la convergence

régulièrement cité dans ce contexte. Toutefois, le modèle de croissance endogène semble également pertinent, car il précise les mécanismes par lesquels les politiques publiques influencent la croissance de long terme. Enfin, la nouvelle économie géographique nous éclaire sur l'importance de la localisation des activités (phénomènes de concentration) et des effets d'interdépendance spatiale dans l'explication du développement économique.

Le cadre de référence des théories de la croissance est le modèle néoclassique qui décrit le processus d'accumulation du capital par tête. [Solow \(1956\)](#) et [Swan \(1956\)](#) décrivent de quelle façon une politique économique peut favoriser la croissance par l'intermédiaire de l'accroissement du taux d'épargne et/ou de l'investissement. La principale prédiction de ce modèle est la convergence de la production entre régions ayant une économie similaire. Une économie converge vers un état stable en raison de la décroissance de la productivité marginale du capital par tête. Lorsque le capital est rare, il est très productif, de sorte qu'il bénéficie d'un rendement élevé, incitant les agents économiques à épargner davantage. En raison de cette décroissance de la productivité marginale, le taux de croissance du stock de capital dépend de la distance entre son niveau initial et sa valeur à l'état régulier. A cet état régulier, le revenu régional continue de croître, mais cette croissance est déterminée par des facteurs exogènes (changement technologique, taux de croissance démographique...) que nous définirons comme les caractéristiques structurelles de l'économie. Des régions avec les mêmes caractéristiques structurelles vont nécessairement converger vers des états stationnaires similaires.

Dans cet environnement, la politique de cohésion, qui finance un accroissement du stock de capital physique, devrait avoir deux effets : elle affecte la convergence de l'économie vers son état régulier et elle induit un changement des caractéristiques structurelles modifiant à terme le niveau de développement à l'état régulier des régions les plus

pauvres. Cependant, la manière dont la politique de cohésion peut induire un changement structurel n'est pas endogène au modèle de Solow, qui explique le sentier de croissance d'une économie pour une technologie donnée. Malgré les nombreuses extensions de ce modèle, notamment celle proposée par [Bajo-Rubio \(2000\)](#), l'intervention publique ne joue aucun rôle dans la dynamique décrite par le modèle. [Romer \(1986\)](#), [Barro \(1990\)](#) et [Lucas \(1988\)](#) entre autres, ont proposé un nouveau cadre pour saisir le rôle primordial de la productivité globale des facteurs et la manière dont les politiques publiques peuvent influencer sur ce sentier de développement. La politique de cohésion peut influencer les taux de croissance régionaux à long terme par l'amélioration de la formation de la main d'oeuvre (modèle basé sur le développement du capital humain, [Lucas \(1988\)](#)), le soutien à la recherche et le développement ([Romer, 1986](#)) ou, plus généralement, les investissements en infrastructures publiques ([Barro, 1990](#)). De ce fait, les politiques publiques peuvent être directement considérées comme des intrants du processus de production ou en tant que déterminant améliorant la productivité des autres facteurs de production (de manière similaire au changement technologique ou au capital humain).

Les deux précédentes approches sont *a-spatiales* : le développement économique d'une région donnée est considéré séparément des autres régions. La nouvelle économie géographique (NEG) et les modèles « centres-périphéries » introduisent une pièce essentielle dans la compréhension du développement économique en expliquant la concentration des activités et les avantages productifs de la proximité. Dans ce cadre, deux forces opposées régissent le processus spatial de localisation des activités. D'une part, les forces centripètes (comme les économies d'échelle, processus locaux d'innovation, coûts de transport ou la présence d'une forte demande de biens, entre autres) ont tendance à favoriser la concentration géographique des activités. D'autre part, les coûts de conges-

4.2 Quelques points de littérature sur l'analyse de l'impact des fonds structurels sur la convergence

tion (entre autres, coûts immobiliers, salaires et coûts liés au marché du travail, coûts de transport) ont tendance à compenser la concentration des activités économiques. On peut noter le rôle important des coûts de transport qui affectent ces deux forces. À la lumière des théories de la NEG, la politique de cohésion a un impact ambigu sur la convergence du produit par tête. Comme décrit par [Martin \(1999\)](#), les investissements en infrastructures de transport (entre régions) peuvent conduire à une augmentation de la concentration spatiale par la réduction des coûts de transport. D'un autre côté, les politiques publiques qui facilitent la diffusion des technologies peuvent bénéficier aux régions les moins développées. En outre, [Fuest et Huber \(2006\)](#) montrent à l'aide d'un modèle à deux régions, qu'une subvention à l'investissement dans la région la plus pauvre augmente le bien-être global sans ambiguïté, si les marchés du travail sont concurrentiels dans les deux régions. S'il y a du chômage dans les deux régions, l'effet des subventions régionales est plus faible.

Chacune de ces approches théoriques développe certains aspects pertinents pour analyser l'efficacité de la politique de cohésion sur la croissance des régions européennes. Cependant, elles sont difficilement comparables directement. La majorité des études empiriques sur l'impact de la politique de cohésion se fondent sur les modèles de croissance néoclassique. Dans la suite de ce chapitre, nous utilisons le cadre néoclassique dans lequel nous prenons explicitement en compte les interdépendances spatiales entre régions européennes ([Lopez-Bazo et al., 2004](#)).

4.2.2 Modéliser les effets de la politique de cohésion : une approche par la convergence

4.2.2.1 β -convergence à l'aide d'une spécification dynamique spatiale en données de panel

Utilisons le cadre néoclassique comme point de départ. Nous reprenons les équations de convergence présentées dans le chapitre 2 :

$$\ln y_{i,t} - \ln y_{i,t-1} = -\ln y_{i,t-1}(1 - e^{-\lambda t}) + \ln y_i^*(1 - e^{-\lambda t}) \quad (4.2.1)$$

où $\ln y_{i,t-1}$ est le niveau de PIB par tête initial de la région i , $\ln y_i^*$ est le niveau d'état régulier et λ représente la vitesse de convergence. Ce modèle implique une convergence conditionnelle : pour un état régulier donné, le taux de croissance d'une région est d'autant plus élevé que son niveau initial de développement ($\ln y_{i,t-1}$) est faible. De manière similaire à la littérature empirique de la croissance (Durlauf *et al.*, 2006), nous pouvons estimer l'équation suivante :

$$\ln \left(\frac{Y_{i,t}}{\text{pop}_{i,t}} \right) = (1 + \beta_1) \ln \left(\frac{Y_{i,t-1}}{\text{pop}_{i,t-1}} \right) + \beta_2 \ln \left(\frac{I_{i,t}}{\text{pop}_{i,t}} \right) + \beta_3 \ln \left(\frac{\text{pop}_{i,t}}{\text{pop}_{i,t-1}} \right) + \alpha_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4.2.2)$$

où $\left(\frac{Y_{i,t}}{\text{pop}_{i,t}} \right)$, $\left(\frac{I_{i,t}}{\text{pop}_{i,t}} \right)$ sont respectivement le PIB et l'investissement par habitant et $\ln \left(\frac{\text{pop}_{i,t}}{\text{pop}_{i,t-1}} \right)$ est le taux de croissance démographique. Nous introduisons ces deux dernières variables, car elles déterminent en partie le taux de croissance d'une région lorsque celle-ci atteint l'état régulier.

Dans le modèle néoclassique standard, les économies régionales sont supposés être indépendantes les unes des autres. Plusieurs études récentes soulignent qu'il s'agit

4.2 Quelques points de littérature sur l'analyse de l'impact des fonds structurels sur la convergence

d'une hypothèse contraignante et proposent des méthodes qui permettent de prendre en compte l'interdépendance probable entre les régions. Celle-ci peut s'expliquer par des externalités économiques spatiales. Dans ces spécifications, la variable autorégressive spatiale est une façon "synthétique" de prendre en compte les phénomènes économiques qui utilisent l'espace comme support de diffusion (ex. diffusion des connaissances technologiques). Quelques articles récents ont développé un modèle de Solow spatialement-augmenté qui prend explicitement en compte l'interdépendance technologique entre les pays utilisant des externalités spatiales sur la productivité totale (Ertur et Koch, 2007; Lopez-Bazo *et al.*, 2004) et l'accumulation de capital physique (Ertur et Koch, 2007). Ces auteurs soutiennent que la vitesse de convergence d'une région dépend de sa localisation, ce qui implique une hétérogénéité dans l'espace des vitesses estimées. Notre objectif étant de mesurer des estimations de l'effet moyen (et non un effet hétérogène du traitement) des fonds sur le développement des régions bénéficiaires, nous préférons privilégier l'approche proposée par Lopez-Bazo *et al.* (2004) et Elhorst *et al.* (2010) en considérant une vitesse de convergence identique pour l'ensemble de notre échantillon :

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{Y_{i,t}}{\text{pop}_{i,t}}\right) &= (1 + \beta_1)\ln\left(\frac{Y_{i,t-1}}{\text{pop}_{i,t-1}}\right) + \rho \sum_{j \neq i} w_{ij} \cdot \ln\left(\frac{Y_{j,t}}{\text{pop}_{j,t}}\right) + \beta_2 \ln\left(\frac{I_{i,t}}{\text{pop}_{i,t}}\right) \\ &\quad + \beta_3 \ln\left(\frac{\text{pop}_{i,t}}{\text{pop}_{i,t-1}}\right) + \alpha_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (4.2.3)$$

où $\sum_{j \neq i} w_{ij} \cdot \ln\left(\frac{Y_{j,t}}{\text{pop}_{j,t}}\right)$ est la moyenne pondérée du niveau de PIB p.c. des régions voisines de la région i . ρ mesure l'intensité des interdépendances spatiales entre les régions.

4.2.2.2 Les effets de la politique de cohésion sur la convergence

Nous avons présenté ci-dessus une spécification empirique sans faire intervenir les effets de la politique (cas sans intervention). Cette spécification mérite maintenant d'être

étendue afin de déterminer l'effet des fonds structurels sur la convergence conditionnelle des régions européennes.

Effets directs sur le développement régional La littérature empirique sur l'impact de la politique de cohésion est le plus souvent basée sur le modèle de croissance néoclassique. Plus généralement, les travaux respectifs d'Aschauer (1989) et Gramlich (1994) tendent à fournir des preuves empiriques de l'efficacité des investissements publics en faveur de l'amélioration des infrastructures comme un facteur à part entière au sein du processus de production. Nous retiendrons l'approche par la convergence privilégiée par Shioji (2001), dans laquelle nous considérons les fonds structurels comme un flux d'investissement public. A partir d'un modèle de croissance néoclassique en économie ouverte, dans lequel il introduit le capital public, Shioji (2001) dérive le produit par tête pour l'état régulier suivant² :

$$\ln(y^*) = \frac{a}{1-a} \ln(a) - \frac{a}{1-a} \ln(MPK^*) + \frac{1}{1-a} \ln(B) + \frac{c}{1-a} \ln(g) \quad (4.2.4)$$

Où MPK^* est le produit marginal du capital privé à l'état régulier, B le niveau de productivité global des facteurs propre à l'économie d'une région donnée, et g l'investissement public. a et c sont les élasticités respectives du capital privé et de l'investissement public. Les deux premiers termes sont proches de ceux obtenus dans le modèle de Solow pour définir l'état régulier. Par conséquent, nous utilisons l'investissement par tête et le taux de croissance démographique comme présentée dans les équations 4.2.2 et suivantes. L'investissement public est ici représenté par le montant des fonds par habitant par une région afin de déterminer l'élasticité de ces fonds par rapport au taux de croissance des régions bénéficiaires. Le niveau de produit à l'état régulier peut alors être

²Avec une fonction de production de type Cobb-Douglas et la restriction $1 - a > c$.

4.2 Quelques points de littérature sur l'analyse de l'impact des fonds structurels sur la convergence

estimé de la manière suivante :

$$\ln(y_{i,t}^*) = \phi_1 \ln\left(\frac{I_{i,t}}{\text{pop}_{i,t}}\right) - \phi_1 \ln\left(\frac{\text{pop}_{i,t}}{\text{pop}_{i,t-1}}\right) + \phi_2 \ln\left(\frac{SF_{i,t}}{\text{pop}_{i,t}}\right) + \tilde{y}_i \quad (4.2.5)$$

avec $\phi_1 = \frac{a}{1-a}$ et $\phi_2 = \frac{c}{1-a}$, et $\ln\left(\frac{SF_{i,t}}{\text{pop}_{i,t}}\right)$ sont les dépenses en fonds structurels dans la région i à la période t . \tilde{y}_i reprend l'ensemble des facteurs spécifiques à la région et fixes dans le temps présent dans la détermination de l'état régulier.

Par conséquent, nous pouvons nous attendre à ce que les fonds structurels affectent directement les taux de croissance comme dans les travaux de [Rodriguez-Pose et Fratesi \(2004\)](#) en combinant les équations 4.2.2 et 4.2.5³ :

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{Y_{i,t}}{\text{pop}_{i,t}}\right) &= (1 + \beta_1) \ln\left(\frac{Y_{i,t-1}}{\text{pop}_{i,t-1}}\right) + \beta_2 \ln\left(\frac{I_{i,t}}{\text{pop}_{i,t}}\right) \\ &+ \beta_3 \ln\left(\frac{\text{pop}_{i,t}}{\text{pop}_{i,t-1}}\right) + \beta_4 \ln\left(\frac{SF_{i,t}}{\text{pop}_{i,t}}\right) + \alpha_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (4.2.6)$$

A partir des équations (4.2.1, p. 109) et (4.2.4, p. 111), nous obtenons $(1 + \beta_1) = e^{\lambda t}$, β_2 et $\beta_3 = (1 - e^{\lambda t}) \frac{a}{1-a}$ $\beta_4 = (1 - e^{\lambda t}) \frac{c}{1-a}$.

En combinant l'équation 4.2.6 avec l'équation 4.2.3 présentée dans la section 4.2.2.1 (p. 109), nous obtenons une spécification dynamique spatiale de la forme :

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{Y_{i,t}}{\text{pop}_{i,t}}\right) &= (1 + \beta_1) \ln\left(\frac{Y_{i,t-1}}{\text{pop}_{i,t-1}}\right) + \rho \sum_{j \neq i} w_{ij} \ln\left(\frac{Y_{j,t}}{\text{pop}_{j,t}}\right) + \beta_2 \ln\left(\frac{I_{i,t}}{\text{pop}_{i,t}}\right) \\ &+ \beta_3 \ln\left(\frac{\text{pop}_{i,t}}{\text{pop}_{i,t-1}}\right) + \beta_4 \ln\left(\frac{SF_{i,t}}{\text{pop}_{i,t}}\right) + \alpha_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (4.2.7)$$

³Notons que le calcul des paramètres à partir des coefficients estimés aurait été identique à ceux obtenus si nous avions choisi de nous appuyer sur l'extension du modèle de Solow proposée par [Bajo-Rubio \(2000\)](#).

La prise en compte des effets de débordements implique notamment un effet de multiplicateur spatial des variables explicatives qui va modifier l'interprétation des coefficients estimés.

L'équation 4.2.7 se réécrit sous forme matricielle :

$$\ln\left(\frac{Y}{pop}\right) = (I - \rho W)^{-1} \left((1 + \beta_1) \ln\left(\frac{Y}{pop}\right) + \beta_2 \ln(I) + \beta_3 \ln(\Delta pop) + \beta_4 \ln\left(\frac{SF}{pop}\right) + \alpha_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \right) \quad (4.2.8)$$

avec $\frac{(1+\beta_1)}{(1-\rho)} = e^{\lambda t}$, $\frac{\beta_2}{(1-\rho)}$ et $\frac{\beta_3}{(1-\rho)} = (1 - e^{\lambda t}) \frac{a}{1-a}$ $\frac{\beta_4}{(1-\rho)} = (1 - e^{\lambda t}) \frac{c}{1-a}$ afin d'ajuster le calcul des paramètres à l'effet total moyen de l'effet de multiplicateur spatial (Le Sage et Pace, 2009).

Par ailleurs, les fonds structurels peuvent également induire un changement structurel des régions bénéficiaires par l'intermédiaire d'un accroissement de l'investissement privé. En fait, la mise en place de la politique peut augmenter le rendement des investissements publics dans les régions bénéficiaires. Les infrastructures réalisées avec le soutien des fonds structurels peuvent aussi influencer la localisation industrielle et renforcer l'attractivité des territoires bénéficiaires. Les fonds structurels peuvent générer des retombées positives dans une région en augmentant les investissements publics et privés par habitant ($\ln\left(\frac{I_{i,t}}{pop_{i,t}}\right)$) et en conduisant à une valeur de revenu à l'état régulier plus élevé.

Existe-t-il une valeur ajoutée des programmes Objectif 1 ? De plus, nous distinguons l'impact des programmes Objectif 1 des autres dépenses. Nous avons choisi de nous intéresser particulièrement à ce programme car il concentre la majeure partie des fonds sur un nombre restreint de régions. Comme récemment démontré par Be-

4.3 Stratégie d'estimation

cker *et al.* (2010) en utilisant une approche de régression par discontinuités (méthode quasi-expérimentale), l'Objectif 1 a un effet positif sur le taux de croissance des régions bénéficiant de ce programme. Ici, nous souhaitons tester la valeur ajoutée des fonds alloués aux programmes Objectif 1. Nous commençons par introduire une variable muette (*OBJ1*) dans les équations précédentes, qui précise l'éligibilité au programme Objectif 1. L'équation (4.2.7, p. 112) peut être réécrite comme suit :

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{Y_{i,t}}{pop_{i,t}}\right) &= (1 + \beta_1)\ln\left(\frac{Y_{i,t-1}}{pop_{i,t-1}}\right) + \rho \sum_{j \neq i} w_{ij} \ln\left(\frac{Y_{j,t}}{pop_{j,t}}\right) + \beta_2 \ln\left(\frac{I_{i,t}}{pop_{i,t}}\right) \\ &+ \beta_3 \ln\left(\frac{pop_{i,t}}{pop_{i,t-1}}\right) + \beta_4 \ln\left(\frac{SF_{i,t}}{pop_{i,t}}\right) + \beta_5 OBJ1 \\ &+ \beta_6 OBJ1 \cdot \ln\left(\frac{SF_{i,t}}{pop_{i,t}}\right) + \alpha_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (4.2.9)$$

Les coefficients β_5 et β_6 représentent l'effet additionnel pour les régions bénéficiaires d'un programme Objectif 1 (l'effet direct d'un programme Objectif 1 est donné par $\beta_5 + \beta_6$).

4.3 Stratégie d'estimation

Nous souhaitons avoir une mesure de l'impact des fonds européens sur le développement économique des régions bénéficiaires. Nous nous intéresserons plus précisément à l'effet de recevoir des fonds dans le cadre d'un programme Objectif 1.

La réforme de la politique de cohésion survenue en 1988 (critères d'éligibilités, allocation des fonds en fonction des caractéristiques nationales et régionales tels que le chômage, PIB p.c., la densité de population) induit une corrélation entre le montant des fonds alloués ($\frac{SF_{i,t}}{pop_{i,t}}$) et le niveau de richesse initial par habitant de la région ($\frac{Y_{i,t-1}}{pop_{i,t-1}}$). Cette situation implique l'endogénéité des montants d'aides alloués aux régions.

Le chapitre 3 met en avant le fait qu'au delà de ces facteurs liés à l'éligibilité et aux critères socio-économiques d'allocation des fonds, d'autres facteurs sont à prendre en compte dans l'analyse du processus d'allocation des fonds, en particulier le niveau de richesse des régions voisines ainsi que les montants que celles-ci reçoivent. L'ensemble de ces facteurs peut créer une confusion dans la mesure de l'impact de la politique de cohésion dès lors qu'ils influencent la dynamique de développement des régions indépendamment de l'effet même de la politique.

Nous écrivons la fonction d'allocation des fonds comme suit :

$$\ln \left(\frac{SF_{i,t}}{pop_{i,t}} \right) = \pi_0 + \pi_1 \sum_{j \neq i} w_{ij} \cdot \ln \left(\frac{Y_{j,t}}{pop_{j,t}} \right) + \pi_2 \sum_{j \neq i} w_{ij} \cdot \ln \left(\frac{SF_{j,t}}{pop_{j,t}} \right) + \pi_3 \left(\frac{Y_{i,t-1}}{pop_{i,t-1}} \right) + e_{i,t} \quad (4.3.1)$$

Cette caractéristique du processus d'allocation justifie la prise en compte des dynamiques spatiales et temporelles dans l'évaluation de l'impact des fonds structurels. Les sections 4.3.1 et 4.3.2 examinent les conséquences sur la mesure de l'effet de la politique de cohésion d'une omission de la dynamique spatiale et temporelle. Puis la section 4.3.3 propose une stratégie d'estimation.

4.3.1 Biais d'omission de la variable autorégressive spatiale

L'équation d'intérêt est donnée par :

$$\begin{aligned} \ln \left(\frac{Y_{i,t}}{pop_{i,t}} \right) &= (1 + \beta_1) \ln \left(\frac{Y_{i,t-1}}{pop_{i,t-1}} \right) + \rho \sum_{j \neq i} w_{ij} \cdot \ln \left(\frac{Y_{j,t}}{pop_{j,t}} \right) + \beta_2 \ln \left(\frac{I_{i,t}}{pop_{i,t}} \right) \\ &+ \beta_3 \ln \left(\frac{pop_{i,t}}{pop_{i,t-1}} \right) + \beta_4 \ln \left(\frac{SF_{i,t}}{pop_{i,t}} \right) + \alpha_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (4.3.2)$$

Il est évident que le niveau de richesse des régions voisines affecte simultanément le montant des fonds reçus par une région (π_1) et son développement (ρ).

4.3 Stratégie d'estimation

Imaginons que l'on reprenne l'équation précédente en omettant les effets de débordements spatiaux :

$$\begin{aligned}
 \ln \left(\frac{Y_{i,t}}{\text{pop}_{i,t}} \right) &= (1 + \beta_1) \ln \left(\frac{Y_{i,t-1}}{\text{pop}_{i,t-1}} \right) + \beta_2 \ln \left(\frac{I_{i,t}}{\text{pop}_{i,t}} \right) \\
 &+ \beta_3 \ln \left(\frac{\text{pop}_{i,t}}{\text{pop}_{i,t-1}} \right) + \delta \ln \left(\frac{SF_{i,t}}{\text{pop}_{i,t}} \right) + \alpha_i + \mu_t \\
 &+ \underbrace{\left[\rho \sum_{j \neq i} w_{ij} \ln \left(\frac{Y_{j,t}}{\text{pop}_{j,t}} \right) + u_{i,t} \right]}_{\varepsilon_{i,t}}
 \end{aligned} \tag{4.3.3}$$

En nous concentrant sur l'influence de cette omission dans la mesure de l'effet des fonds structurels, nous pouvons écrire :

$$\delta_1 = \left(E \left(\ln \left(\frac{SF_{i,t}}{\text{pop}_{i,t}} \right) \ln \left(\frac{SF_{i,t}}{\text{pop}_{i,t}} \right)' \right) \right)^{-1} E \left(\left(\ln \left(\frac{SF_{i,t}}{\text{pop}_{i,t}} \right) \ln \left(\frac{Y_{i,t}}{\text{pop}_{i,t}} \right) \right) \right)$$

$$\begin{aligned}
 \delta_1 &= \left(E \left(\ln \left(\frac{SF_{i,t}}{\text{pop}_{i,t}} \right) \left(\ln \left(\frac{SF_{i,t}}{\text{pop}_{i,t}} \right) \right)' \right) \right)^{-1} \\
 &E \left(\ln \left(\frac{SF_{i,t}}{\text{pop}_{i,t}} \right) \left(\ln \left(\frac{SF_{i,t}}{\text{pop}_{i,t}} \right)' \beta_4 + \sum_{j \neq i} w_{ij} \ln \left(\frac{Y_{j,t}}{\text{pop}_{j,t}} \right) \rho + u_{i,t} \right) \right)
 \end{aligned}$$

$$\delta_1 = \beta_4 + \left(E \left(\ln \left(\frac{SF_{i,t}}{\text{pop}_{i,t}} \right) \ln \left(\frac{SF_{i,t}}{\text{pop}_{i,t}} \right)' \right) \right)^{-1} E \left(\ln \left(\frac{SF_{i,t}}{\text{pop}_{i,t}} \right) \sum_{j \neq i} w_{ij} \ln \left(\frac{Y_{j,t}}{\text{pop}_{j,t}} \right) \right) \rho$$

$$\delta_1 = \beta_4 + \Gamma\rho$$

où $\Gamma = \left(E \left(\ln \left(\frac{SF_{i,t}}{pop_{i,t}} \right) \ln \left(\frac{SF_{i,t}}{pop_{i,t}} \right)' \right) \right)^{-1} E \left(\ln \left(\frac{SF_{i,t}}{pop_{i,t}} \right) \sum_{j \neq i} w_{ij} \cdot \ln \left(\frac{Y_{j,t}}{pop_{j,t}} \right) \right)$. Γ est le paramètre de projection linéaire de $\sum_{j \neq i} w_{ij} \cdot \ln \left(\frac{Y_{j,t}}{pop_{j,t}} \right)$ sur $\left(\ln \left(\frac{SF_{i,t}}{pop_{i,t}} \right) \right)$.

L'ampleur de ce biais sera d'autant plus important que la corrélation entre $\left(\frac{SF_{i,t}}{pop_{i,t}} \right)$ et $\sum_{j \neq i} w_{ij} \cdot \ln \left(\frac{Y_{j,t}}{pop_{j,t}} \right)$ et la corrélation entre $\sum_{j \neq i} w_{ij} \cdot \ln \left(\frac{Y_{j,t}}{pop_{j,t}} \right)$ et $\left(\ln \left(\frac{Y_{j,t}}{pop_{j,t}} \right) \right)$ est forte. Le sens du biais va à la fois dépendre de la corrélation entre le montant des fonds reçus par une région et le niveau de richesse de son voisinage et de celle entre le niveau de développement d'une région avec celui de son voisinage. Le chapitre 2 nous indique que le niveau de développement d'une région est influencé positivement par le niveau de richesse de son voisinage ($\rho > 0$). Si la corrélation entre le montant des fonds reçus par une région et le niveau de richesse de son voisinage est positive, alors le biais d'omission du terme autorégressif spatial devrait entraîner une surestimation de l'effet des fonds structurels. Dans le cas où cette covariance est négative, le sens du biais est inversé. Le chapitre 3 nous renseigne en partie sur ce point (pour la période 2000-06) puisque nos résultats indiquent une corrélation positive entre le montant des fonds reçus par une région et le niveau de richesse de son Etat Membre d'appartenance (qui est une définition particulière du voisinage).

La section 4.5 (p. 127) présente quelques éléments supplémentaires sur la corrélation entre le montant des fonds reçus par une région et le niveau de richesse de son voisinage pour la période de temps qui nous intéresse ici (1980-2005).

4.3.2 Biais d'omission de la variable autorégressive

Les niveaux passés de développement sont également importants à prendre en compte car ils affectent à la fois l'éligibilité et le montant des fonds reçus par une région. Les études en coupes ainsi que les panels statiques basés sur une période de temps relativement importante (au moins deux périodes de programmation) négligent cet aspect du processus d'allocation des fonds. De manière similaire à la section précédente, nous allons définir le sens attendu du biais sur l'impact des fonds structurels dès lors que l'on ne prend pas en compte la dynamique temporelle de l'évolution du niveau de richesse des régions dans l'équation de résultat. En reprenant les notations de la section précédente, nous pouvons dès à présent écrire :

$$\begin{aligned}
 \ln\left(\frac{Y_{i,t}}{pop_{i,t}}\right) &= \rho \sum_{j \neq i} w_{ij} \ln\left(\frac{Y_{j,t}}{pop_{j,t}}\right) + \beta_2 \ln\left(\frac{I_{i,t}}{pop_{i,t}}\right) \\
 &+ \beta_3 \ln\left(\frac{pop_{i,t}}{pop_{i,t-1}}\right) + \delta_2 \ln\left(\frac{SF_{i,t}}{pop_{i,t}}\right) + \alpha_i + \mu_t \\
 &+ \underbrace{\left[(1 + \beta_1) \ln\left(\frac{Y_{i,t-1}}{pop_{i,t-1}}\right) + u_{i,t} \right]}_{\varepsilon_{i,t}}
 \end{aligned} \tag{4.3.4}$$

Le biais attendu sur la mesure de l'effet des fonds s'écrit :

$$\delta_2 = \beta_4 + \Gamma(1 + \beta_1)$$

où $\Gamma = \left(E \left(\ln\left(\frac{SF_{i,t}}{pop_{i,t}}\right) \ln\left(\frac{SF_{i,t}}{pop_{i,t}}\right)' \right) \right)^{-1} E \left(\ln\left(\frac{SF_{i,t}}{pop_{i,t}}\right) \ln\left(\frac{Y_{i,t-1}}{pop_{i,t-1}}\right) \right)$ Nous savons que $0 < (1 + \beta_1) < 1$ ainsi que le niveau de richesse d'une région est négativement corrélée avec le montant des fonds qui lui est alloué $\pi_3 < 0$. Par conséquent, l'omission du terme autorégressif devrait conduire à la sous-estimation de l'impact des fonds (biais vers le bas).

4.3.3 L'estimation d'un panel dynamique spatial

Nous reprenons la stratégie d'estimation présentée dans le chapitre 2. Nous considérons que l'utilisation de la méthode des moments généralisés présente un avantage important dans notre cas : l'utilisation des GMM permet de prendre en compte l'endogénéité des variables explicatives, autres que les termes autorégressifs. Nous avons vu que c'est une caractéristique de l'allocation des fonds structurels.

L'idée centrale de notre stratégie est d'estimer les équations (4.2.2) (p. 109) à (4.2.9) (p. 114) en différences premières (afin de supprimer les effets fixes individuels) en utilisant un ensemble d'instruments composé des niveaux retardés des variables explicatives. Pour les variables considérées comme endogènes, le principe est d'utiliser l'ensemble des niveaux retardés au-delà de deux périodes. Ces variables sont le terme autorégressif ($\ln\left(\frac{Y_{i,t-1}}{pop_{i,t-1}}\right)$), le montant des fonds ($\ln\left(\frac{SF_{i,t}}{pop_{i,t}}\right)$) ainsi que le terme autorégressif spatial ($\sum_{j \neq i} w_{ij} \cdot \ln\left(\frac{Y_{j,t}}{pop_{j,t}}\right)$).

Nous considérons les restrictions sur les moments n'impliquant pas de corrélation entre le terme d'erreur en différence première et les valeurs retardées du terme autorégressif $y_{i,t-1}$:

$$(i) E\left(\ln\left(\frac{Y_{i,s}}{pop_{i,s}}\right) \Delta \varepsilon_{i,t}\right) = 0 \text{ pour } s = 1, \dots, T-2 \text{ et } t = 3, \dots, T.$$

Pour les fonds structurels nous utilisons la même méthode :

$$(ii) E\left(\left(\frac{SF_{i,s}}{pop_{i,s}}\right) \Delta \varepsilon_{i,t}\right) = 0 \text{ pour } s = 1, \dots, T-2 \text{ et } t = 3, \dots, T.$$

Et pour le terme autorégressif spatial :

$$(iii) E\left(\sum_{j \neq i} w_{ij} \cdot y_{j,s} \Delta \varepsilon_{i,t}\right) = 0 \text{ pour } s = 1, \dots, T-2 \text{ et } t = 3, \dots, T.$$

Nous pouvons également utiliser l'ensemble des variables du modèle, spatialement retardées, pour instrumenter cette dernière variable. La validité de cette procédure

4.4 Fonds structurels et régions Objectif 1

nécessite toutefois la restriction sur les moments suivante :

$$(iv) E(\sum_{j \neq i} w_{ij} \cdot x_{j,t} \Delta \varepsilon_{i,t}) = 0 \text{ pour } t = 3, \dots, T.$$

Le choix des restrictions sur les moments adéquates est moins immédiat sur les autres variables explicatives (investissement par tête et taux de croissance démographique). Aussi, notre choix sera plus pragmatique (*cf.* section 4.5, p. 127). Comme suggéré par Bond (2002), nous utilisons un test des différences de la statistique de Hansen dans le but de discriminer entre les différentes restrictions.

4.4 Fonds structurels et régions Objectif 1

4.4.1 Description des données

Nous utilisons une base de données comprenant 143 régions réparties dans 14 des 15 Etats membres de l'UE-15 (*cf.* annexe, p. 142, qui précise les régions considérées et celles écartées de notre échantillon). Du fait de l'indisponibilité de certaines données, un petit nombre de régions n'ont pu être considérées, dont certaines éligibles au programme Objectif 1 (les nouveaux länder allemands, la France d'outre mer *etc.*). Nous utilisons des données recueillies à l'échelle NUTS2⁴ pour la majorité de notre échantillon, à l'exception de l'Allemagne et du Royaume-Uni pour lesquels les dotations en fonds structurels ne sont disponibles qu'au niveau NUTS1.

Notre échantillon peut être considéré comme représentatif dans la mesure où les données recouvrent approximativement 90% de l'ensemble des régions de l'UE-15 et environ 80% des régions Objectif 1. Enfin, les 143 régions sont observées sur une période de 25

⁴La définition des unités territoriales repose sur les unités administratives existant dans les États membres. Une unité administrative désigne une zone géographique pour laquelle une autorité administrative est habilitée à prendre des décisions administratives ou stratégiques, conformément au cadre juridique et institutionnel de l'État membre.

ans (1980-2005). Les données utilisées pour les équations (4.2.2) (p. 109) à (4.2.3) (p. 110) proviennent de la base de données « Cambridge Econometrics »⁵. Le produit intérieur brut (PIB) et l'investissement (fournis par Cambridge Econometrics en euros constant avec 1995 comme année de référence) ont été transformés en logarithme par tête ($\ln\left(\frac{Y_{i,t}}{pop_{i,t}}\right)$, $\ln\left(\frac{I_{i,t}}{pop_{i,t}}\right)$ afin de tenir compte des effets d'échelles. Le taux de croissance démographique est pris en compte en considérant le taux de croissance de la population totale ($\ln\left(\frac{pop_{i,t}}{pop_{i,t-1}}\right)$).

Les différentes équations sont estimées à partir de données transformées en considérant des moyennes quinquennales (1980-84, 1985-89, 1990-94, 1995-99 et 2000-2005) afin d'éviter les nuisances liées aux variations de court terme des taux de croissance économique due au cycle des affaires. Le nombre d'années approprié sur lequel nous devrions construire les moyennes afin de lisser ces variations de court terme fait toujours l'objet de discussions dans la littérature (*cf.* Temple (1999), pour une analyse plus détaillée). Temple (1999) recommande d'utiliser des moyennes basées sur 5 ou 10 ans : nous avons privilégié des moyennes quinquennales pour disposer d'observations pour au moins deux périodes avant la réforme de 1988. Ce choix rejoint celui préalablement fait par Badinger *et al.* (2004) sur un échantillon assez similaire au notre.

L'ensemble de la période 1980-2005 a été divisée en 5 périodes (1980-84, 1985-89, 1990-94, 1995-99 et 2000-2005) incluant 3 périodes de programmation (1989-93, 1994-99 et 2000-06). De ce fait, nous obtenons un panel de 143 régions sur 5 périodes, soit 572 observations. Bien sûr, la spécification dynamique du modèle restreint le panel étudié à 4 périodes en raison de la présence du terme autorégressif ($\ln\left(\frac{Y_{i,t-1}}{pop_{i,t-1}}\right)$). Les dotations en fonds structurels sont issues du 11^{ème} rapport annuel sur les fonds structurels (1999). Enfin, toutes les variables sont exprimées en euros constants de 1995.

⁵The Cambridge Econometrics Database est disponible sur <http://www.camecon.com>.

4.4.2 Définition de la matrice de pondération spatiale

L'information sur la relation de voisinage est introduite à l'aide d'une matrice de pondération spatiale. S'il existe différentes approches pour définir la matrice de pondération spatiale (W), la littérature empirique sur les dynamiques économiques des régions considère généralement une pondération basée sur la distance ou la contiguité (Abreu *et al.*, 2005). Nous avons retenu une définition géographique du voisinage basée sur la distance entre les régions. Plus précisément, notre choix s'est porté sur une matrice des k -plus proches voisins, $w_{ij}(k)$ représentant la relation de voisinage entre les régions i et j (élément de la matrice à la ligne i et colonne j) :

$$\begin{cases} w_{ij}^*(k) = 0 & \text{si } i = j \\ w_{ij}^*(k) = 1 & \text{si } d_{ij} \leq d_i(k) \\ w_{ij}^*(k) = 0 & \text{si } d_{ij} \geq d_i(k) \end{cases}$$

d_{ij} est la distance entre les centroides des régions i et j . $d_i(k)$ est un seuil de distance défini comme la distance entre la région i et son « k -ième » plus proche voisin. Nous considérons que les interactions sont négligeables au-delà de cette distance. Dans ce qui suit, les résultats présentés sont obtenus à l'aide d'une matrice W construite avec $k=10$, les résultats restent proches pour $k=5, 15$ et 20 . Enfin, la matrice est standardisée en ligne $w_{ij}(k) = \frac{w_{ij}^*(k)}{\sum_j w_{ij}^*(k)}$ afin de faciliter l'interprétation et la comparaison des résultats (chaque poids peut être considéré comme le poids de la région dans l'effet spatial total de notre échantillon).

La spécification de cette matrice par les k -plus proches voisins nous apparaît la mieux adaptée à notre étude car elle permet de définir le même nombre de régions pour chaque région (k), y compris pour les îles, et réduit les problèmes liés à l'hétérogénéité dans les superficies régionales (Anselin, 2002).

4.4.3 Dynamique de développement des régions européennes

La table 4.1 (p. 124) présente l'évolution par période du PIB p.c., de l'investissement, du taux de croissance démographique et du niveau de PIB moyen spatialement retardé. Cette évolution est également présentée sur deux sous-échantillons : pour l'ensemble des régions de l'Objectif 1 (O1), et pour les régions bénéficiant d'un programme autre que l'Objectif 1. Comme nous pouvions l'attendre pour chaque période, le niveau moyen de PIB par tête est moins élevé pour les régions de l'Objectif 1 que pour les autres régions européennes. Cet écart qui s'accroît entre les deux premières périodes (1980-84 à 1985-89), se réduit progressivement ensuite.

Afin de présenter quelques intuitions sur l'effet de bénéficier d'un programme Objectif 1, nous mettons en évidence les différences en terme de PIB p.c. et de taux de croissance entre les deux sous échantillons (Objectif 1, non O1), pour les périodes autour de la réforme de la politique de cohésion (approche en double différences, FIG. 4.1, p. 125). Sur le cadran de gauche, nous ne pouvons observer de différence, des écarts entre régions O1 et les autres, avant et après la réforme (1988) probante. Toutefois, le cadran de droite représentant l'évolution des taux de croissance annuels des deux groupes nous informe sur le fait que la différence des écarts de croissance moyen autour de la réforme s'accroît en faveur des régions O1. On peut noter également que les taux de croissance annuels des bénéficiaires sont en moyenne plus volatiles que ceux enregistrés dans le reste de l'Union.

Enfin, nous présentons la répartition spatiale des niveaux de produit par tête (FIG. 4.2, p. 126). La figure 4.2 représente l'évolution des PIB par tête régionaux en % de la moyenne européenne pour les 5 périodes de notre échantillon. Les régions sont réparties en 6 classes, à partir d'une classe comprenant les régions avec un PIB de moins de 50%

4.4 Fonds structurels et régions Objectif 1

Variable	1980-84	1985-89	1990-94	1995-99	2000-05
$\ln\left(\frac{Y_{i,t}}{pop_{i,t}}\right)$					
moyenne sur l'ensemble de l'échantillon (écart type)	9.44(0.40)	9.54(0.39)	9.63(0.39)	9.71(0.38)	9.81(0.37)
moyenne pour les régions O1 (écart type)	9.01(0.32)	9.09(0.31)	9.18(0.28)	9.27(0.29)	9.41(0.29)
moyenne pour le reste de l'échantillon (écart type)	9.60(0.29)	9.71(0.27)	9.80(0.27)	9.87(0.26)	9.96(0.26)
$\ln\left(\frac{I_{i,t}}{pop_{i,t}}\right)$					
moyenne sur l'ensemble de l'échantillon (écart type)	7.82(0.47)	7.95(0.44)	7.99(0.41)	8.08(0.37)	8.21(0.34)
moyenne pour les régions O1 (écart type)	7.44(0.36)	7.54(0.33)	7.62(0.30)	7.73(0.27)	7.93(0.28)
moyenne pour le reste de l'échantillon (écart type)	7.96(0.43)	8.11(0.36)	8.14(0.36)	8.21(0.30)	8.32(0.30)
$\sum_{i \neq j} w_{ij} \cdot \ln\left(\frac{Y_{j,t}}{pop_{j,t}}\right)$					
moyenne sur l'ensemble de l'échantillon (écart type)	9.46(0.34)	9.55(0.34)	9.64(0.34)	9.72(0.34)	9.84(0.32)
moyenne pour les régions O1 (écart type)	9.10(0.33)	9.18(0.33)	9.26(0.31)	9.35(0.32)	9.48(0.30)
moyenne pour le reste de l'échantillon (écart type)	9.60(0.24)	9.70(0.22)	9.78(0.23)	9.86(0.21)	9.96(0.21)
$\ln\left(\frac{pop_{i,t}}{pop_{i,t-1}}\right)$					
moyenne sur l'ensemble de l'échantillon (écart type)		2.84(1.39)	3.37(1.19)	3.28(1.24)	3.29(1.30)
moyenne pour les régions O1 (écart type)		3.01(1.45)	2.73(1.26)	3.12(1.37)	3.42(1.34)
moyenne pour le reste de l'échantillon (écart type)		2.78(1.36)	3.55(1.11)	3.33(1.20)	3.26(1.29)
$\ln\left(\frac{SF_{i,t}}{pop_{i,t}}\right)$					
moyenne sur l'ensemble de l'échantillon (écart type)	3.34(1.59)	3.43(1.53)	4.87(1.05)	5.05(1.19)	5.29(1.35)
moyenne pour les régions O1 (écart type)	5.07(0.87)	4.79(0.82)	6.16(0.64)	6.33(0.64)	6.83(0.49)
moyenne pour le reste de l'échantillon (écart type)	2.74(1.32)	2.69(1.29)	4.26(0.50)	4.55(0.95)	4.68(1.06)

TAB. 4.1: Statistiques descriptives

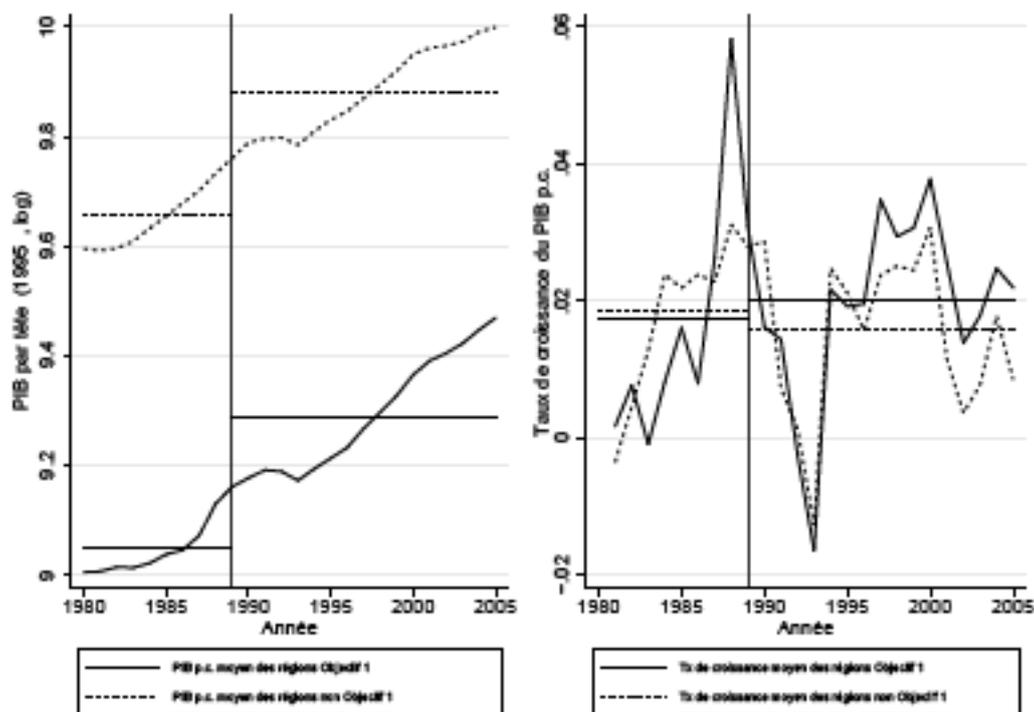


FIG. 4.1: Evolution des niveaux de richesses et taux de croissance en fonction de l'éligibilité à l'Objectif 1

4.4 Fonds structurels et régions Objectif 1

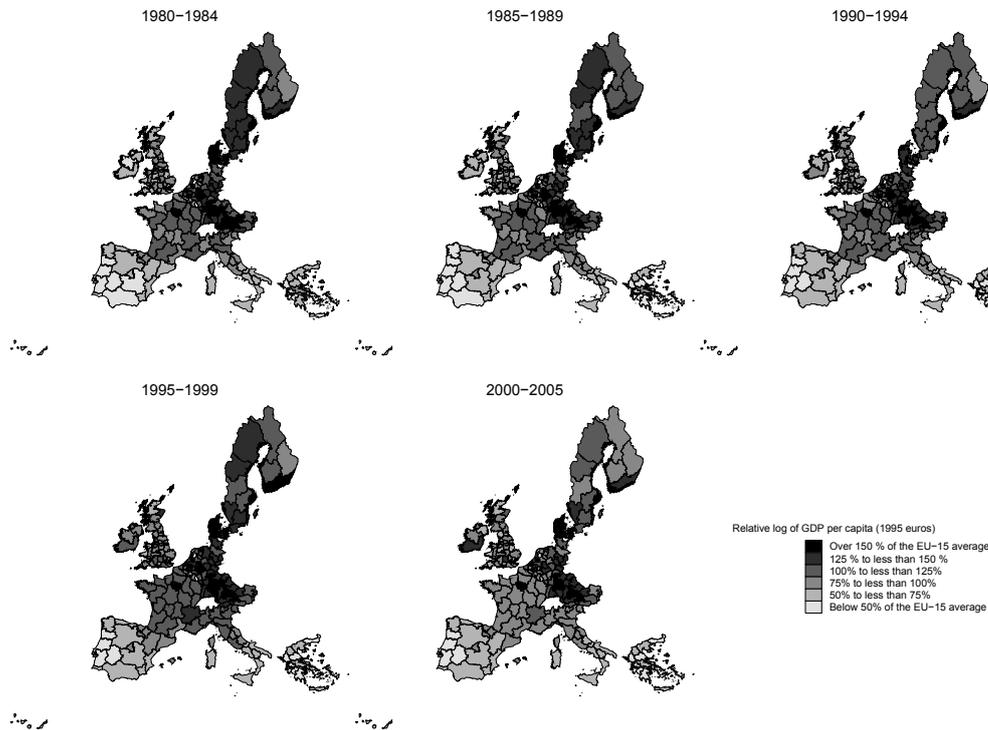


FIG. 4.2: Evolution de la répartition spatiale des niveaux de PIB par habitant

de la moyenne européenne à celle des régions ayant un PIB supérieur à 150% de cette moyenne. Pour la première période, les régions ayant un revenu inférieur à 50% de la moyenne de l'UE sont principalement situées dans la périphérie « sud » de l'UE et la plupart d'entre elles se trouvent en Grèce ou au Portugal. Seulement un petit nombre (7) de ces régions accusent un retard supérieur à 50% du PIB p.c. moyen de l'UE pour toutes les périodes. Ces régions se situent en Espagne (1), Grèce (3) et au Portugal (3). En dehors de ces régions, la dynamique d'évolution de l'activité économique semble plus élevée en périphérie, entre les périodes 1980-84 et 2000-05. La plupart des régions des pays de la cohésion⁶ ont connu une croissance à un taux supérieur à la moyenne européenne, les résultats les plus spectaculaires étant enregistrés en Irlande.

⁶i.e. les états avec un niveau de PIB inférieur à 90% de la moyenne communautaire et bénéficiant à ce titre du fonds de cohésion (Espagne, Grèce, Portugal et Irlande).

4.5 Résultats

Les résultats de nos estimations sont présentés dans les tables 4.3 (p. 131) à 4.9 (p. 143), en introduisant pas à pas les dépenses des fonds européens et le terme autorégressif spatial. Nous utilisons comme référence l'estimation d'une équation de croissance proche du modèle néo-classique (table 4.3, p. 131). Ensuite, nous introduisons le terme autorégressif spatial (table 4.3) puis les dépenses en fonds structurels directement dans nos équations (table 4.4, p. 133). Lorsque les externalités spatiales ne sont pas prises en compte, on observe que les résultats sont assez proches des études précédentes (voir la table 4.9, en annexe p. 143, dans laquelle les résultats obtenus à l'aide d'un panel dynamique simple sont présentés à des fins de comparaison).

Test de spécification de l'autocorrélation spatiale (LM test)

Ignorer l'autocorrélation spatiale des résidus conduit à des estimations fallacieuses et une inférence statistique incorrecte. Pour mettre en évidence la nécessité de prendre en compte les effets spatiaux, nous étudions l'autocorrélation spatiale éventuelle des résidus avant de présenter les résultats des estimations et d'autres tests de validité. Toutefois, nous pouvons également utiliser les tests développés pour les panel statiques qui tiennent compte d'un processus autorégressif dans les erreurs⁷. Nous testons la présence d'autocorrélation spatiale à l'aide des tests LM développés par Baltagi *et al.* (2003), Baltagi *et al.* (2007) et Baltagi et Liu (2008). Leurs résultats sont présentés dans la table 4.2 (p. 128). Le résultat du test joint d'absence d'autocorrélation spatiale et d'effets aléatoires confirme qu'au moins l'une des deux composantes est présente dans le terme d'erreur (1369.03) avec une probabilité critique de 1%. La présence d'autocorrélation spatiale est détectée à l'aide d'un test conditionnel, robuste à la présence d'effets aléatoires (15.50

⁷Cette spécification étant la plus semblable à la notre.

4.5 Résultats

LM test description	Statistic	p.value
Baltagi et al. (2003)		
test joint (H_0 : absence d'autocorrélation spatiale et/ou d'effets aléatoires)	1369.03	0.01
test conditionnel d'autocorrélation spatiale (H_0 : absence d'autocorrélation spatiale, robuste à la présence d'effets aléatoires)	15.50	<0.01
test marginal d'autocorrélation spatiale (H_0 : absence d'autocorrélation spatiale)	14.28	<0.01
test marginal d'effets aléatoires (H_0 : absence d'effets aléatoires)	0.001	0.50
Baltagi et al. (2007)		
test avec corrélation sérielle (H_0 : absence d'autocorrélation spatiale et de corrélation sérielle)	563.90	<0.01
Baltagi and Liu (2008)		
test d'une spécification autorégressive spatiale (H_0 : absence de spatial lag)	47.38	<0.01

TAB. 4.2: Tests d'autocorrélation spatiale, effets aléatoires et corrélation sérielle

avec une probabilité critique associée inférieure à 1%). Un test simple d'omission d'un terme autorégressif spatial est significatif (47.38) et conforte dans un premier temps l'utilisation d'une spécification spatialement autorégressive.

Test de validité des restrictions sur les moments

La consistance de l'estimateur GMM repose sur la validité des restrictions présentées dans la section 4.3 (p. 114). Utilisant une condition d'orthogonalité entre les termes d'erreurs en différence première et les valeurs retardées de la variable dépendante, nous

devons nous assurer à l'aide des tests de spécification proposés par [Arellano et Bond \(1991\)](#) et de sur identification de [Hansen \(1982\)](#) que ces hypothèses sont respectées. Tout d'abord, le test AR(2) examine l'hypothèse d'absence de corrélation sérielle d'ordre 2 des résidus en niveau (hypothèse nulle). Le défaut de rejet de cette hypothèse pourrait fournir des preuves sur la validité des restrictions sur les moments que nous avons définis entre le terme autorégressif et les erreurs. Pour l'ensemble de nos estimations, la probabilité critique associée à la statistique de ce test (reportée à la fin de chaque tableau de régression) ne nous permet pas de rejeter l'absence de corrélation, ce qui implique qu'une première condition à la validité de nos estimations est bien respectée. La validité globale de l'ensemble des restrictions sur les moments est testée à l'aide de la méthodologie proposée par Hansen. Cependant, un nombre trop élevé de restrictions a tendance à biaiser les résultats de ce test en conduisant à une estimation inexacte de la matrice de poids optimale ([Roodman, 2009](#)).

Afin de vérifier la sensibilité de nos résultats au nombre de restrictions, nous présentons plusieurs ensembles d'instruments. Le premier utilise l'ensemble des restrictions disponibles pour le terme autorégressif et le terme autorégressif spatial (« Full lag instruments »). Le deuxième limite les restrictions au retard « valide » le plus proche (« Second lag instrument »). Enfin, nous utilisons la solution proposée par [Roodman \(2009\)](#) consistant à utiliser chacune des restrictions une seule fois pour l'ensemble de l'échantillon (« Collapsed instrument »). Les dotations en fonds structurels sont toujours considérées comme endogènes, quel que soit l'ensemble des restrictions considérées. Afin de disposer d'un nombre suffisant de périodes sur les fonds, nous introduisons la répartition régionale du FEDER pour la période 1980-89. Les résultats des tests de suridentification n'indiquent pas de problèmes particuliers sur la validité des restrictions utilisées dans les estimations pour les tables 4.4 et 4.9 (*i.e.* les estimations qui font in-

4.5 Résultats

tervenir l'effet des fonds sur le développement économique). Les résultats de ces mêmes tests pour les estimations présentées en table 4.3 (p. 131) nous laissent supposer des problèmes d'identification (instruments faibles) tant pour les équations de convergence du modèle néoclassique que pour sa version spatialement autorégressive. Par conséquent, les résultats de ces estimations doivent être interprétés avec prudence. Nous n'utilisons pas le GMM en système parce que les restrictions supplémentaires nécessaires à l'estimation de l'équation en niveau ne sont pas valides (test des différences des statistiques de Hansen).

Analyse des résultats des estimations

Les résultats de l'estimation de l'équation de convergence issue du modèle néoclassique (table 4.3) sont compatibles avec les résultats obtenus par les études précédentes (Caselli *et al.*, 1996; Esposti et Bussoletti, 2008). Pour cette équation, le coefficient associé au terme autorégressif varie entre 0.71 (LSDV) et 0.88 (OLS) en fonction de l'estimateur utilisé. Comme prévu, le coefficient obtenu à l'aide des GMM se situe entre ces deux bornes (0.85) établies par les LSDV et OLS (Caselli *et al.*, 1996). L'investissement par tête (taux de croissance démographique) a un effet significativement positif (négatif) sur le développement régional. Ces résultats sont compatibles avec les prédictions du modèle de Solow (signe attendu des coefficients). L'introduction du terme autorégressif spatial $\sum_{j \neq i} w_{ij} \cdot \ln \left(\frac{Y_{j,t}}{pop_{j,t}} \right)$ entraîne la baisse du coefficient associé au terme autorégressif $(1 + \beta_1)$ (de 0.8 vers 0.5), alors que les coefficients associés à l'investissement et au taux de croissance démographique ne sont que faiblement affectés (les 5 dernières colonnes de la table 4.3). Les résultats obtenus à l'aide de la spécification dynamique spatiale confirme l'existence d'un processus de convergence conditionnelle des régions européennes. La convergence (nette des externalités spatiales) est plus rapide

	POLs		LSDV		GMM-DIFF		POLs		LSDV		S-GMM-DIFF	
			Full lag instruments	Second lag instruments only	Collapsed instruments			Full lag instruments	Second lag instruments only	Collapsed instruments		
$\ln\left(\frac{Y_{i,t}-1}{pop_{i,t}-1}\right)$	0.881*** (0.01)	0.707*** (0.02)	0.842*** (0.07)	0.867*** (0.08)	0.866*** (0.08)	0.854*** (0.01)	0.409*** (0.03)	0.482*** (0.13)	0.495*** (0.13)	0.503*** (0.13)		
$\sum_{i \neq j} w_{ij} \cdot \ln\left(\frac{Y_{j,t}}{pop_{j,t}}\right)$						0.041*** (0.01)	0.454*** (0.03)	0.408*** (0.14)	0.400*** (0.14)	0.393*** (0.14)		
$\ln\left(\frac{I_{i,t}}{pop_{i,t}}\right)$	0.112*** (0.01)	0.247*** (0.02)	0.178*** (0.04)	0.165*** (0.04)	0.166*** (0.04)	0.107*** (0.01)	0.148*** (0.01)	0.136*** (0.03)	0.134*** (0.03)	0.134*** (0.03)		
$\ln\left(\frac{pop_{i,t}}{pop_{i,t}-1}\right)$	-0.002 (0.00)	-0.006* (0.00)	-0.007* (0.00)	-0.007* (0.00)	-0.007* (0.00)	-0.001 (0.00)	-0.004 (0.00)	-0.004* (0.00)	-0.005* (0.00)	-0.005* (0.00)		
constant	0.325*** (0.05)	0.908*** (0.15)				0.234*** (0.06)	0.160 (0.13)					
Observations nb.	572	572	429	429	429	572	572	429	429	429		429
r ²	0.985	0.908				0.985	0.937					
AR(2)			-0.612 (0.542)	-0.644 (0.520)	-0.642 (0.521)			-1.174 (0.240)	-1.174 (0.241)	-1.176 (0.240)		
Hansen J			29.900 (0.000)	26.147 (0.000)	26.375 (0.000)			14.519 (0.105)	9.579 (0.088)	10.911 (0.053)		
(Hansen J p.value)			45.44 (0.00)	36.93 (0.00)	34.62 (0.00)			36.33 (0.000)	37.25 (0.000)	16.10 (0.007)		
Instruments nb.			5	4	4			13	9	9		9

POLs : moindres carrés ordinaires ; LSDV : effets fixes ; S-GMM-DIFF : méthode des moments généralisés.

*, **, *** indique la probabilité critique aux seuils de 10%, 5% et 1%. Les écarts types sont reportés entre parenthèses.

TAB. 4.3: Estimation du modèle de croissance néoclassique et de sa version autorégressive spatiale (eq (4.2.2) et (4.2.3))

4.5 Résultats

lorsque l'on considère l'impact sur une région donnée de l'activité économique de son voisinage. En fait, le coefficient associé au terme autorégressif spatial (0.4) suggère un fort impact des effets de débordement spatiaux sur le développement économique des régions européennes. La spécification en panel dynamique sans interdépendance spatiale mais introduisant l'effet des fonds sur la convergence régionale (table 4.9, p. 143) nous permet de comparer nos résultats aux études antérieures. Les fonds structurels semblent affecter directement et de manière significative le développement régional, mais avec un effet négatif (ce qui est contraire au signe attendu). Cependant, l'effet devient positif lorsque l'on considère les fonds structurels alloués aux régions de l'Objectif 1. L'ampleur de l'effet est relativement important (0.05). Cet impact est assez proche des résultats antérieurs obtenus à l'aide d'un modèle dynamique classique (Mohl et Hagen, 2010; Esposti et Bussoletti, 2008).

L'effet direct des fonds structurels sur le développement régional est présenté dans la table 4.4. Avant toute chose, l'effet des fonds, sans distinction entre programmes, n'apparaît pas affecter significativement les dynamiques régionales des régions bénéficiaires. De plus, cette variable n'affecte ni la valeur du coefficient associé au terme autorégressif (celui-ci restant constant autour de 0.5 et à l'intérieur du même intervalle de confiance) ni celle du terme autorégressif spatial (autour de 0.37) ou des autres variables additionnelles. La variable muette Objectif 1 qui capture l'appartenance au programme Objectif 1 est elle significative⁸. L'effet des fonds structurels alloués à cet Objectif est significativement positif (les trois dernières colonnes de la table 4.4). Ces résultats recourent ceux fournis par Mohl et Hagen (2010) sur une évaluation des effets de court termes à l'aide de données annuelles (1995-2006). L'ampleur de ce coefficient est plus petite

⁸Cet effet reste important même en l'absence de la variable mesurant les fonds alloués aux programmes Objectif 1.

	S-GMM-DIFF			S-GMM-DIFF		
	Full lag instruments	Second lag instruments only	Collapsed instruments	Full lag instruments	Second lag instruments only	Collapsed instruments
$\ln\left(\frac{Y_{i,t-1}}{pop_{i,t-1}}\right)$	0.473*** (0.14)	0.516*** (0.13)	0.530*** (0.14)	0.477*** (0.13)	0.512*** (0.13)	0.529*** (0.14)
$\sum_{i \neq j} w_{ij} \ln\left(\frac{Y_{j,t}}{pop_{j,t}}\right)$	0.411**	0.394**	0.384**	0.393**	0.373**	0.361**
$\ln\left(\frac{I_{i,t}}{pop_{i,t}}\right)$	(0.15)	(0.14)	(0.14)	(0.14)	(0.14)	(0.14)
$\ln\left(\frac{pop_{i,t}}{pop_{i,t-1}}\right)$	0.135***	0.129***	0.129***	0.129***	0.124***	0.122***
	(0.03)	(0.03)	(0.03)	(0.03)	(0.03)	(0.03)
	-0.004**	-0.004**	-0.004**	-0.004**	-0.005**	-0.005**
	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
$\ln\left(\frac{SF_{i,t}}{pop_{i,t}}\right)$	-0.0001	-0.002	-0.002	0.0001	-0.001	-0.001
	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
<i>OBJ1</i>	0.013	0.017*	0.018*	-0.080	-0.065	-0.087
	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.05)	(0.06)	(0.06)
$OBJ1 \cdot \ln\left(\frac{SF_{i,t}}{pop_{i,t}}\right)$				0.016*	0.019**	0.021**
				(0.01)	(0.01)	(0.01)
Observations nb.	429	429	429	429	429	429
AR(2)	-1.297	-1.303	-1.308	-0.727	-0.630	-0.584
(AR(2) p.value)	(0.195)	(0.193)	(0.191)	(0.467)	(0.528)	(0.560)
Hansen J	15.013	9.572	11.067	12.504	7.244	7.013
(Hansen J p.value)	(0.091)	(0.088)	(0.050)	(0.186)	(0.203)	(0.220)
Hansen-Diff J	25.51	24.13	8.18	31.13	38.38	28.85
(Hansen-Diff J p.value)	(0.001)	(0.001)	(0.043)	(0.000)	(0.000)	(0.001)
Instruments nb.	15	11	11	16	12	12

S-GMM-DIFF : Méthode des moments généralisés.

*, **, *** indique la probabilité critique aux seuils de 10%, 5% et 1%. Les écarts types sont reportés entre parenthèses.

TAB. 4.4: Estimation du modèle dynamique spatial avec effets directs des fonds structurels (eq (4.2.7) et (4.2.9))

4.5 Résultats

lorsque nous ne prenons pas en compte les effets spatiaux (0.02 au lieu de 0.05).

Quels sont les effets des fonds structurels sur la convergence des régions européennes ?

Calcul des impacts cumulés et directs de la politique de cohésion

L'analyse des coefficients des estimations nous a renseigné sur la significativité et le signe des effets de la politique de cohésion. A partir de ces coefficients, nous calculons les effets cumulés (élasticité de long terme) et directs (élasticité de court terme) des fonds structurels sur le développement économique des régions bénéficiaires avec (table 4.4, p. 133) et sans prise en compte des effets spatiaux (table 4.9, p. 143). Les vitesses de convergence calculées pour la période 1980-2005 sont proches de 4% quelle que soit la spécification (3.99% pour le modèle sans effets spatiaux, et 3.77% pour le modèle avec effets spatiaux, lorsque l'on calcule cette vitesse en l'ajustant de l'effet de multiplicateur spatial). Notons toutefois que la vitesse de convergence nette des effets spatiaux, approchent les 13%, ce qui nous laisse supposer que des sous-ensembles de régions avec des niveaux de développement similaires convergent plus rapidement vers leur niveau de long terme.

L'impact cumulé des fonds Objectif 1 apparaît relativement élevé dans le modèle sans effets spatiaux (0.30). Une augmentation de 10% des fonds alloués à cet objectif permettrait à terme une hausse moyenne de 3% du niveau de produit par tête de long terme des régions bénéficiaires. Il est proche de l'élasticité estimée par [Aschauer \(1989\)](#) (sur données américaines, mais pour l'ensemble des investissements publics) et dans l'intervalle des élasticités calculées par [Esposti et Bussoletti \(2008\)](#).

Impact de la politique de cohésion et convergence au sein de l'UE-15

Paramètre	Note	Sans effets spatiaux		Avec effets spatiaux
λ	vitesse de convergence	0.0399		0.0377
λ_{net}	vitesse de convergence nette du terme autorégressif spatial			0.1273
Bénéficiaire		Obj1	Non Obj1	Obj1
φ	Impact cumulé des fonds (élasticité de long terme)	0.30	-0.09	0.07
c	Impact direct (élasticité de court terme)			
$a = 0.3$		0.21	-0.06	0.05
$a = 0.4$		0.18	-0.05	0.04

TAB. 4.5: Calcul des paramètres du modèle de croissance néoclassique avec investissement public à partir des résultats des estimations tables (4.4) et (4.9)

L'impact cumulé calculé à partir des résultats de la table 4.9 est négatif, mais reste toutefois faible. De plus, l'effet de ces fonds n'est plus significativement différent de 0 dans le cadre du modèle avec effets spatiaux. L'impact cumulé des fonds Objectif 1 calculé à partir du modèle dynamique spatial n'est pas négligeable : une augmentation de 10% des fonds O1 engendrerait un accroissement moyen de 0.7% du niveau de produit par tête de long terme des régions bénéficiaires. Toutefois, lorsque l'on prend en compte les effets spatiaux, cette élasticité reste significative mais son amplitude est moins importante par rapport aux résultats du modèle dynamique classique. Nous pouvons également noter que l'impact des fonds sur le développement des régions Objectif 1 est pour les deux tiers de court terme ($0.05 > c > 0.04$ ce qui correspond environ à 65% de l'impact cumulé).

Sens du biais d'omission de la variable autorégressive spatiale et éligibilité au programme Objectif 1

La comparaison des résultats entre l'estimation d'un modèle dynamique simple et d'un modèle dynamique spatial fait ressortir un résultat surprenant : la mesure de l'effet des fonds alloués au programme Objectif 1 est affectée positivement par l'omission du

4.5 Résultats

	FD-IV	FD-IV
$\sum_{i \neq j} w_{ij} \cdot \ln\left(\frac{SF_{j,t}}{pop_{j,t}}\right)$	0.632***	0.556***
	(0.14)	(0.15)
$\ln\left(\frac{pop_{i,t}}{pop_{i,t-1}}\right)$	0.012	0.022
	(0.06)	(0.05)
$\ln\left(\frac{I_{i,t}}{pop_{i,t}}\right)$	-1.063**	0.480
	(0.53)	(0.57)
$OBJ1 * \sum_{i \neq j} w_{ij} \cdot \ln\left(\frac{Y_{j,t}}{pop_{j,t}}\right)$	4.509***	4.554***
	(1.00)	(1.01)
$OBJ1$	-42.319***	-42.745***
	(9.68)	(9.81)
$\sum_{i \neq j} w_{ij} \cdot \ln\left(\frac{Y_{j,t}}{pop_{j,t}}\right)$	-4.724**	-1.926
	(2.32)	(2.74)
$\ln\left(\frac{Y_{i,t-1}}{pop_{i,t-1}}\right)$	-2.782**	-3.805*
	(1.34)	(1.45)
$\sum_{i \neq j} w_{ij} \cdot \ln\left(\frac{pop_{j,t}}{pop_{j,t-1}}\right)$		-0.070
$\sum_{i \neq j} w_{ij} \cdot \ln\left(\frac{I_{j,t}}{pop_{j,t}}\right)$		(0.12)
		-2.026**
		(1.04)
Observations	286	286
Sargan	3.923	
Sargan p.c.	0.141	

*, **, *** indique la probabilité critique aux seuils de 10%, 5% et 1%.

Les écarts types sont reportés entre parenthèses.

TAB. 4.6: Estimations de l'équation de sélection en différenciant programme Objectif 1 des autres programmes

terme autorégressif spatial (l'effet est deux fois moins élevé lorsque l'on prend en compte des effets d'interaction spatiale) alors que l'effet des autres programmes est affecté négativement (l'effet est négatif lorsque l'on estime un modèle dynamique simple et devient non significativement différent de 0 lorsque le modèle estimé prend en compte le terme autorégressif spatial). Nous observons une corrélation négative (respectivement positive) entre le montant des fonds reçus par les régions bénéficiaires d'un programme Objectif 1 (d'un autre programme) et le niveau de richesse moyen de son voisinage (4.3.1, p. 115). Ce résultat explique pourquoi le sens du biais est différent en fonction de l'éligibilité à un programme Objectif 1. Le sens de ces biais est donc comme attendu dans la section 4.3.1 (p. 115) et dépend du sens de la relation liant la variable d'intérêt et variable omise.

Sensibilité des résultats à l'omission de l'investissement total par tête

Les fonds structurels peuvent augmenter l'investissement par habitant conduisant à une valeur de revenu à l'état d'équilibre plus élevé. Nous étudions la robustesse des résultats estimés en omettant la variable d'investissement dans l'équation (4.2.9, p. 114) qui intègre les aides reçues, et nous vérifions si l'effet de cette variable est plus marqué (table 4.7).

Comme mentionné en section 4.2.2.2 (p. 110), les fonds structurels peuvent générer un effet positif en affectant à la fois l'investissement public et privé des régions bénéficiaires, conduisant à un niveau de PIB plus élevé à l'état régulier. Nous testons donc la robustesse de nos résultats en estimant l'équation (4.2.9, p. 114) sans la variable investissement par tête afin de détecter si un effet indirect passe effectivement par ce canal (table 4.7). Cette omission affecte de manière significative la valeur du coefficient associé au terme autorégressif qui chute à environ 0.25 et la valeur associée au terme autorégressif spatial qui augmente, passant de 0.37 à 0.8 (table 4.4, p. 133).

4.5 Résultats

	S-GMM-DIFF		
	Full lag instruments	Second lag instruments only	Collapsed instruments
$\ln\left(\frac{Y_{i,t-1}}{pop_{i,t-1}}\right)$	0.156 (0.11)	0.249** (0.13)	0.265* (0.15)
$\sum_{i \neq j} w_{ij} \ln\left(\frac{Y_{j,t}}{pop_{j,t}}\right)$	0.840*** (0.10)	0.759*** (0.10)	0.739*** (0.12)
$\ln\left(\frac{pop_{i,t}}{pop_{i,t-1}}\right)$	-0.002 (0.00)	-0.003 (0.00)	-0.003 (0.00)
$\ln\left(\frac{SF_{i,t}}{pop_{i,t}}\right)$	-0.001 (0.00)	-0.001 (0.00)	-0.001 (0.00)
<i>OBJ1</i>	-0.145* (0.01)	-0.153* (0.01)	-0.168** (0.01)
<i>OBJ1</i> . $\ln\left(\frac{SF_{i,t}}{pop_{i,t}}\right)$	0.027* (0.01)	0.029** (0.01)	0.032** (0.01)
Observations nb.	429	429	429
AR(2)	0.444	0.244	0.206
(AR(2) p.value)	(0.657)	(0.808)	(0.837)
Hansen J	7.015	4.330	3.385
(Hansen J p.value)	(0.535)	(0.363)	(0.496)
Hansen-Diff J	12.05	14.15	5.65
(Hansen-Diff J p.value)	(0.210)	(0.117)	(0.227)
Instruments nb.	14	10	10

S-GMM-DIFF : Méthode des moments généralisés.

*, **, *** indique la probabilité critique aux seuils de 10%, 5% et 1%.

Les écarts types sont reportés entre parenthèses.

TAB. 4.7: Estimation de l'équation (4.2.9) sans investissement par tête

Cependant, au delà de la variation de ces coefficients (probablement en raison de l'omission d'une variable clé de la dynamique de croissance régionale), les principaux résultats concernant l'impact des fonds structurels ne sont pas affectés. Les fonds structurels totaux n'ont pas d'incidence significative sur la croissance des régions européennes, contrairement aux fonds alloués aux programmes Objectif 1. Nous pouvons également mentionner que le coefficient associé aux fonds alloués aux régions Objectif 1 augmente légèrement avec l'omission de l'investissement, ce qui peut se traduire comme un possible effet des fonds alloués à ce programme sur le développement par l'intermédiaire d'un accroissement de l'investissement.

4.6 Conclusion

L'objectif de ce chapitre était d'évaluer empiriquement l'effet de la politique de cohésion sur le développement des régions européennes à travers une équation de convergence prenant en compte les dynamiques spatiales et temporelles de ce processus. À l'aide d'un panel de 143 régions sur la période 1980-2005, nous étendons la littérature existante en considérant les effets spatiaux et l'analyse d'impact au sein d'une spécification en panel dynamique spatial.

Dans le cadre d'une spécification de panel dynamique spatial, nous apportons des preuves empiriques d'un effet de la politique de cohésion sur le développement des régions Objectif 1 en Europe. En outre, nos résultats confirment que la politique de cohésion, qui vise à contrebalancer les effets de concentration spatiale de l'activité économique en faveur des régions les plus riches, atteint donc partiellement cet objectif. Nos résultats suggèrent que les programmes de l'Objectif 1 ont un effet direct sur le taux de croissance de l'activité des bénéficiaires, contrairement au reste des fonds alloués. Nous interprétons

4.6 Conclusion

ce résultat comme la valeur ajoutée des programmes Objectif 1, par rapport au total des fonds structurels. Cependant, ces résultats ne signifient pas que les fonds structurels hors Objectif 1 n'ont pas d'impact sur la croissance globale de l'UE (par exemple par un effet de diffusion des technologies que ces fonds auraient permis de subventionner) mais ils ne permettent pas une croissance supplémentaire au sein de ces régions, dès lors que nous considérons les effets d'interdépendance spatiale. Ce cadre d'analyse nécessite d'être étendu afin de prendre en compte les effets de diffusion potentiels causés par un changement structurel induit par les dépenses des fonds structurels au sein des régions plus avancées.

En analysant la dimension spatiale au sein d'un panel dynamique, nous constatons que les effets de débordement ont un impact sur le développement régional. La politique de cohésion contrebalance partiellement l'effet de concentration des richesses vers les régions les plus développées. En dernier point, nous souhaitons souligner que la politique de cohésion est mise en oeuvre parmi d'autres politiques communautaires (comme les politiques agricoles et sectorielles) qui peuvent favoriser ou entraver les effets de cette politique.

4.6 Conclusion

Annexe

CODE	NAME	O1	CODE	NAME	O1	CODE	NAME	O1
AT11	Burgenland	1995-2006	FI13	Itä-Suomi		ITE2	Umbria	
AT12	Niederösterreich		FI18	Etelä-Suomi		ITE3	Marche	
AT13	Wien		FI19	Länsi-Suomi		ITE4	Lazio	
AT21	Kärnten		FI1A	Pohjois-Suomi	1995-2006	ITF1	Abruzzo	1989-96
AT22	Steiermark		FR10	Île de France		ITF2	Molise	1989-2006
AT31	Oberösterreich		FR21	Champagne-Ardenne		ITF3	Campania	1989-2006
AT32	Salzburg		FR22	Picardie		ITF4	Puglia	1989-2006
AT33	Tirol		FR23	Haute-Normandie		ITF5	Basilicata	1989-2006
AT34	Vorarlberg		FR24	Centre		ITF6	Calabria	1989-2006
BE10	Région de Bruxelles-Capitale		FR25	Basse-Normandie		ITG1	Sicilia	1989-2006
BE21	Prov. Antwerpen		FR26	Bourgogne		ITG2	Sardegna	1989-2006
BE22	Prov. Limburg (B)		FR30	Nord - Pas-de-Calais	1994-2004	NL11	Groningen	1989-2006
BE23	Prov. Oost-Vlaanderen		FR41	Lorraine		NL12	Friesland	
BE24	Prov. Vlaams Brabant		FR42	Alsace		NL13	Drenthe	
BE25	Prov. West-Vlaanderen		FR43	Franche-Comté		NL21	Overijssel	
BE31	Prov. Brabant Wallon		FR51	Pays de la Loire		NL22	Gelderland	
BE32	Prov. Hainaut	1989-2006	FR52	Bretagne		NL31	Utrecht	
BE33	Prov. Liège		FR53	Poitou-Charentes		NL32	Noord-Holland	
BE34	Prov. Luxembourg (B)		FR61	Aquitaine		NL33	Zuid-Holland	
BE35	Prov. Namur		FR62	Midi-Pyrénées		NL34	Zeeland	
DE1	Baden-Württemberg		FR63	Limousin		NL41	Noord-Brabant	
DE2	Bayern		FR71	Rhône-Alpes		NL42	Limburg (NL)	
DE5	Bremen		FR72	Auvergne		PT11	Norte	1989-2006
DE6	Hamburg		FR81	Languedoc-Roussillon		PT15	Algarve	1989-2006
DE7	Hessen		FR82	Provence-Alpes-Côte d'Azur		PT16	Centro (PT)	1989-2006
DE9	Niedersachsen		FR83	Corse	1989-2004	PT17	Lisboa	1989-2004
DEA	Nordrhein-Westfalen		GR11	Anatoliki Makedonia, Thraki	1989-2006	PT18	Alentejo	1989-2006
DEB	Rheinland-Pfalz		GR12	Kentriki Makedonia	1989-2006	SE01	Stockholm	1989-2006
DEC	Saarland		GR13	Dytiki Makedonia	1989-2006	SE02	Östra Mellansverige	
DEF	Schleswig-Holstein		GR14	Thessalia	1989-2006	SE04	Sydsverige	
DK00	DENMARK		GR21	Ipeiros	1989-2006	SE06	Norra Mellansverige	1995-2006
ES11	Galicia		GR22	Ionia Nisia	1989-2006	SE07	Mellersta Norrland	1995-2006
ES12	Principado de Asturias	1989-2006	GR23	Dytiki Ellada	1989-2006	SE08	Övre Norrland	
ES13	Cantabria	1989-2006	GR24	Stereia Ellada	1989-2006	SE09	Småland med öarna	
ES21	Pais Vasco		GR25	Peloponnisos	1989-2006	SE0A	Västsvrige	
ES22	Comunidad Foral de Navarra		GR30	Attiki	1989-2006	UKC	North East	
ES23	La Rioja		GR41	Voreio Aigaio	1989-2006	UKD	North West	1994-2006
ES24	Aragón		GR42	Notio Aigaio	1989-2006	UKE	Yorkshire and The Humber	2000-06
ES30	Comunidad de Madrid		GR43	Kriti	1989-2006	UKF	East Midlands	
ES41	Castilla y León	1989-2006	IE	Ireland	1989-2006	UKG	West Midlands	
ES42	Castilla-la Mancha	1989-2006	ITC1	Piemonte		UKH	Eastern	
ES43	Extremadura	1989-2006	ITC2	Valle d'Aostia/Vallée d'Aoste		UKI	London	
ES51	Cataluña		ITC3	Liguria		UKJ	South East	
ES52	Comunidad Valenciana	1989-2006	ITC4	Lombardia		UKK	South West	2000-06
ES53	Illes Balears		ITD3	Veneto		UKL	Wales	2000-06
ES61	Andalucía	1989-2006	ITD4	Friuli-Venezia Giulia		UKM	Scotland	1994-2006
ES62	Región de Murcia	1989-2006	ITD5	Emilia-Romagna		UKN	Northern Ireland	1989-2006
ES70	Canarias (ES)	1989-2006	ITE1	Toscana				

	GMM-DIFF			GMM-DIFF		
	Full lag instruments	Second lag instruments only	Collapsed instruments	Full lag instruments	Second lag instruments only	Collapsed instruments
$\ln(\frac{Y_{i,t-1}}{pop_{i,t-1}})$	0.789*** (0.11)	0.816*** (0.11)	0.815*** (0.11)	0.790*** (0.10)	0.820*** (0.10)	0.819*** (0.10)
$\ln(\frac{I_{i,t}}{pop_{i,t}})$	0.339*** (0.07)	0.318*** (0.07)	0.318*** (0.07)	0.277*** (0.07)	0.233*** (0.07)	0.233*** (0.07)
$\ln(\frac{pop_{i,t}}{pop_{i,t-1}})$	-0.000 (0.00)	-0.001 (0.00)	-0.001 (0.00)	-0.003 (0.00)	-0.004 (0.01)	-0.004 (0.01)
$\ln(\frac{SF_{i,t}}{pop_{i,t}})$	-0.026*** (0.01)	-0.025*** (0.01)	-0.025*** (0.01)	-0.019** (0.01)	-0.016* (0.01)	-0.016* (0.01)
<i>OBJ1</i>	0.144*** (0.04)	0.136*** (0.04)	0.136*** (0.04)	-0.149 (0.12)	-0.213 (0.12)	-0.215 (0.12)
$OBJ1.\ln(\frac{SF_{i,t}}{pop_{i,t}})$				0.046** (0.02)	0.054** (0.02)	0.054** (0.02)
Observations nb.	429	429	429	429	429	429
AR(2)	-1.796 (0.073)	-1.684 (0.092)	-1.685 (0.092)	-0.032 (0.974)	0.308 (0.758)	0.320 (0.749)
Hansen J	5.649 (0.059)	3.417 (0.065)	3.530 (0.060)	4.470 (0.107)	0.143 (0.705)	0.157 (0.692)
(Hansen J p.value)						
Hansen-Diff J	35.32 (0.00)	42.93 (0.00)	20.14 (0.00)	35.95 (0.00)	41.80 (0.00)	36.09 (0.00)
(Hansen-Diff J p.value)						
Instruments nb.	7	6	6	8	7	7

S-GMM-DIFF : Méthode des moments généralisés.

*, **, *** indique la probabilité critique aux seuils de 10%, 5% et 1%. Les écarts types sont reportés entre parenthèses.

TAB. 4.9: Estimation avec effet direct des fonds dans un panel dynamique standard

Chapitre 5

Conclusion

« Prenez ou jetez ce que vous voulez dans mes chansons, ce ne sont que des chansons. »

B. Dylan

Dans cette thèse, nous avons cherché à caractériser la manière dont les interactions spatiales influencent l'efficacité de la politique européenne de cohésion. La mesure de l'effet de cette politique demande à considérer plusieurs problèmes simultanément. Le premier provient de l'existence d'interactions entre régions, indépendamment de la mise en place de la politique européenne de cohésion. Le second problème est de déterminer un moyen de contrôler l'endogénéité des montants des fonds versés aux différentes régions.

Au long de cette thèse, nous montrons que l'existence de ces interactions spatiales affecte à la fois le processus d'allocation et le résultat de la politique. La prise en compte de ces phénomènes est donc primordiale pour l'évaluation de la politique.

Nous avons procédé par étapes en étudiant avant toute chose le rôle des interactions spatiales dans le processus de convergence des régions européennes (chapitre 2). Nous

nous sommes intéressés ensuite à l'origine des interactions spatiales dans le processus d'allocation des fonds européens (chapitre 3). Enfin, nous avons évalué l'effet de la politique de cohésion en prenant en considération les deux problèmes présentés ci-dessus (chapitre 4).

Méthodes et résultats principaux

Les travaux récents sur l'analyse de la convergence des régions mettent en évidence la nécessité de prendre en compte les effets spatiaux au sein de ce processus. Le chapitre 2 propose une stratégie permettant d'intégrer les propriétés spatiales du processus de convergence dans un modèle dynamique en données de panel. Ce type de spécification (modèle dynamique spatial en données de panel) n'a fait l'objet que de récents développements : ses applications restent pour le moment encore limitées par la difficulté des méthodes d'estimations.

Nous avons proposé une stratégie utilisable pour l'ensemble des spécifications dynamiques spatiales à l'aide de la méthode des moments généralisés (GMM). Nous avons étendu les travaux d'Arellano et Bond (1991) afin d'introduire la dynamique autorégressive spatiale et la possibilité d'autocorrélation spatiale au sein des erreurs. Nous avons considéré cette stratégie comme pertinente car elle permet de prendre en compte l'endogénéité de l'ensemble des variables du modèle, y compris en dehors des termes dynamiques. L'endogénéité des variables additionnelles, pourtant courante dans l'estimation d'équations de convergence (Bond *et al.*, 2001), ne peut être prise en compte convenablement par les méthodes préexistantes.

Nos résultats confirment l'existence d'un processus de convergence conditionnelle au sein de l'UE-15, processus fortement affecté par les disparités spatiales. Cette caracté-

ristique du processus indique que la concentration initiale des activités dans l'espace agit comme un frein à la convergence au sein de l'Union européenne. En comparant nos résultats aux études antérieures, nous montrons que la prise en compte des effets de diffusion technologique est un élément déterminant dans le processus de convergence des régions européennes.

Nous avons ensuite étudié le lien entre l'allocation des fonds européens et les interactions spatiales entre régions (chapitre 3). Ce chapitre a proposé une explication institutionnelle de l'interaction spatiale dans l'allocation des fonds structurels européens. Nous avons étayé notre identification empirique en nous basant sur les propositions issues d'un modèle d'agence politique, dans lequel nous endogénéisons la décision de l'électeur d'utiliser le mécanisme de concurrence par comparaison par l'acquisition d'une information sur la réalisation des chocs économiques de son voisinage. Nous avons montré que cette décision est affectée positivement par le degré de décentralisation de la politique. Dans le cadre de la politique de cohésion, cette proposition permet d'identifier si l'interaction est due au mécanisme de concurrence par comparaison en utilisant le choix des Etats Membres de décentraliser ou non la mise en oeuvre de cette politique.

Nous avons testé cette proposition sur l'allocation des fonds structurels européens (2000-2006). Nos résultats montrent que les interactions spatiales sont plus intenses lorsque les gouvernements locaux ont en charge la mise en oeuvre de la politique. Le niveau d'aide reçue par les autres régions affecte positivement le niveau des aides reçues par une région dans le cas où la mise en oeuvre est décentralisée, alors que les interactions ne sont pas significatives dans le cas d'une gestion centralisée (ou déconcentrée). La validité de ces résultats est maintenue pour différentes pondérations des interactions ainsi que lorsque nous contrôlons pour les caractéristiques similaires entre

régions voisines. Ce chapitre met en lumière le nature des interactions spatiales au sein du processus d'allocation des fonds. Les résultats empiriques indiquent que la nature des interactions dans l'allocation des fonds est différente de celle qui affecte le processus de développement économique (interactions économiques, effets de diffusion).

Enfin le chapitre 4 a proposé une évaluation empirique de l'effet de la politique de cohésion sur le développement des régions européennes. Son principal intérêt est de considérer l'impact de la politique à travers une équation de convergence combinant les dynamiques spatiales et temporelles de ce processus. A l'aide d'un panel de 143 régions sur la période 1980-2005, nous étendons la littérature existante en considérant les effets spatiaux et l'analyse d'impact au sein d'une spécification en panel dynamique spatial.

Nous apportons des preuves empiriques d'un effet de la politique de cohésion sur le développement des régions Objectif 1 en Europe. En outre, nos résultats confirment que la politique de cohésion, qui vise à contrebalancer les effets de concentration spatiale de l'activité économique en faveur des régions les plus riches, atteint donc partiellement cet objectif. Nos résultats suggèrent que les programmes de l'Objectif 1 ont un effet direct sur le taux de croissance de l'activité des régions bénéficiaires, contrairement au reste des fonds alloués. Nous interprétons ce résultat comme la valeur ajoutée des programmes Objectif 1, relativement aux fonds distribués dans le cadre d'autres programmes. Contrairement aux travaux empiriques en coupe intégrant les interactions spatiales dans l'évaluation de la politique de cohésion, nous concluons à un effet direct de cette politique sur le développement des régions Objectif 1. Cependant, l'effet mesuré est plus faible que celui obtenu par les études utilisant les méthodes classiques de panel (Rodriguez-Pose et Fratesi (2004), Esposti et Bussoletti (2008)). En analysant la dimension spatiale au sein d'un panel dynamique, nous avons mis en évidence que l'effet des

fonds structurels sur le développement des régions Objectif 1 est trois fois plus faible que celui mesuré par un panel dynamique classique. En utilisant une approche de régression par discontinuités, [Becker *et al.* \(2010\)](#) concluent à un effet significatif des programmes Objectif 1 sur la période 1994-2006. L'effet local moyen que permet de calculer cette méthode indique que les programmes Objectif 1 ont accru le taux de croissance des régions bénéficiaires. [Mohl et Hagen \(2010\)](#) mettent également en évidence un effet direct, mais modeste, des programmes Objectif 1 à partir d'un modèle dynamique sur données annuelles. Leurs résultats suggèrent un délai moyen de 3 ans avant d'observer un effet significatif des fonds structurels sur la croissance économique des régions bénéficiaires. De manière générale, la prise en compte des interactions spatiales a tendance à diminuer l'effet mesuré de la politique, que l'on soit en coupe ou en panel. En dernier point, nous souhaitons souligner que la politique de cohésion est mise en oeuvre parmi d'autres politiques communautaires (comme les politiques agricoles et sectorielles) qui peuvent favoriser ou entraver les effets de cette politique. Analyser les effets territoriaux des politiques sectorielles paraît être une piste de recherche pertinente.

Perspectives de recherches

Le lien entre les chapitres 2 et 4 apparaît clairement dans les résultats de cette thèse : le premier servant de base au second en fournissant un cadre de référence sur lequel la politique de cohésion doit avoir un effet. De plus, il propose une stratégie d'estimation permettant d'intégrer et de traiter des déterminants endogènes du développement régional.

Le lien entre les chapitres 3 et 4 reste encore à développer. En effet, l'intérêt du chapitre 3 est de fournir une modélisation de la « sélectivité » de la politique. Or une bonne compréhension de la manière dont l'Union européenne alloue ses aides entre régions est

décisive pour traiter l'endogénéité des fonds. Cette compréhension permet de faire émerger des déterminants de l'allocation des fonds qui ne sont pas directement corrélés avec le développement économique des régions bénéficiaires, et ainsi fournir des instruments potentiels. De nombreux travaux utilisent les déterminants politico-économiques dans ce sens. L'utilisation de ce type de déterminant pourrait être envisageable dans le cas de la politique de cohésion. Toutefois, nous avons vu que les explications politico-économiques classiques ne prédisent qu'une faible partie du montant des aides reçues par une région. Le processus d'allocation, comme expliqué par le chapitre 3, met en avant l'origine institutionnelle des interactions spatiales. Si ce type d'interaction affecte l'allocation des fonds européens, il n'est pas évident qu'il affecte directement le développement des régions bénéficiaires. Ce schéma explicatif est potentiellement une nouvelle source de variation dans l'allocation des fonds européens, exogène à la dynamique économique des régions bénéficiaires.

Nous envisageons de poursuivre cette recherche en exploitant d'autres approches afin d'identifier les effets de cette politique. Une caractéristique de la « sélectivité » de la politique de cohésion est que la plupart des critères d'éligibilité sont définis au niveau de désagrégation NUTS2. Nous pouvons envisager d'exploiter des données de résultats de la politique mesurées à un niveau de désagrégation plus fin que celui qui a déterminé la sélection. Dans le cadre de la politique européenne de cohésion, nous pouvons désormais mesurer le résultat de cette politique au niveau NUTS3, alors que l'éligibilité varie au niveau NUTS2. Cette méthode permet d'obtenir un groupe de régions non bénéficiaires avec des caractéristiques plus proches de celles des régions bénéficiant de la politique. En effet, un département (NUTS3) peut bénéficier d'un programme Objectif 1 alors que son niveau de richesse par habitant dépasse le critère d'éligibilité, car il appartient à une région qui elle respecte ce critère. De manière similaire, des départements avec

un niveau de richesse inférieur au critère peuvent ne pas bénéficier de ce programme car ils appartiennent à une région dépassant le seuil. Ces variations dans l'allocation du programme fournissent donc bien une source alternative d'identification de l'effet de la politique. Avant toute chose, l'utilisation d'une telle approche nécessite de prendre en considération les interactions spatiales (effet de débordements économiques) et la structure de corrélation entre les départements appartenant à une même région (cluster). Si la prise en compte d'une structure de corrélation de type cluster est relativement standard dans la littérature empirique (Moulton, 1990), l'influence sur la mesure de l'effet de la politique d'une autre source de corrélation spatiale (les interactions économiques par exemple) reste encore peu étudiée. Par exemple, les travaux récents de Barrios *et al.* (2010) montrent que l'omission de la corrélation spatiale sur le résultat de la politique engendre une sous-estimation des écarts-types de l'effet de la politique, dès lors que cette dernière n'est pas allouée au hasard entre les régions (NUTS2).

Le chapitre 4 propose une estimation de l'effet direct de la politique sur les régions bénéficiaires. La variable de résultat utilisée est le taux de croissance moyen par période de la région. Les effets directs de long terme sur le développement économique semblent relativement modestes. Nous sommes conscients que la politique de cohésion peut avoir des effets sur le développement des régions bénéficiaires en dehors de cet effet direct. Une meilleure compréhension des effets indirects de cette politique est nécessaire. Ainsi, nous souhaiterions explorer deux voies afin de mieux appréhender l'effet global de cette politique.

Le 5^{ème} rapport sur la cohésion mentionne les écarts importants en terme de recherche et d'innovation entre les régions européennes. De plus, nous savons que la politique de cohésion subventionne fortement ce type d'activité (le soutien à la R&D est le 2^{ème} poste

de dépenses des fonds structurels programmés pour 2007-13). Une piste de recherche pertinente d'un effet indirect de la politique de cohésion viserait à déterminer le rôle de cette politique dans les investissements en R&D et dans l'activité d'innovation au niveau régional en prenant en compte les effets de diffusion technologique.

La plupart des travaux se sont intéressés à l'effet moyen de la politique sur les régions bénéficiaires. Afin de mieux comprendre la façon dont les effets de diffusion de cette politique influencent le développement des régions, il paraît intéressant d'identifier l'effet de débordement du traitement d'une région sur son voisinage. Si nos travaux prennent en compte cet effet, ils ne permettent pas de le distinguer des autres effets spatiaux. [Dall'erba et Le Gallo \(2008\)](#) ont essayé de fournir une première idée de l'influence de cet effet de diffusion en produisant des valeurs simulées de cette mesure à partir d'une estimation en coupe d'un modèle autorégressif spatial. Nous aimerions aller un peu plus loin en proposant une identification des effets de diffusion des programmes Objectif 1 basée sur la régression par discontinuités. Cette méthode est intéressante par le fait qu'elle utilise les discontinuités provoquées par la règle d'éligibilité de la politique comme une « quasi-expérience ». Son utilisation est prometteuse pour l'évaluation des politiques d'aide au développement régional ([Becker et al. \(2010\)](#) pour les programmes Objectif 1, [Lorenceau \(2009\)](#) pour les zones de revitalisation rurale). Notre idée est d'adapter cette méthode à l'identification des effets de diffusion de la politique de cohésion en utilisant un cadre multidimensionnel dans la définition de la discontinuité.

Bibliographie

- ABREU, M., DE GROOT, H. et FLORAX, R. (2005). Space and growth : a survey of empirical evidence and methods. *Région et Développement*, 21:13–44.
- AGHION, P. et HOWITT, P. (2005). Appropriate growth policy : A unifying framework. *In 2005 Joseph Schumpeter Lecture, 20th Annual Congress of the European Economic Association.*
- ALLERS, M. A. et ELHORST, J. P. (2005). Tax mimicking and yardstick competition among local governments in the netherlands.
- ANDERSON, T. et HSIAO, C. (1982). Formulation and estimation of dynamic models using panel data. *Journal of Econometrics*, 18:47–82.
- ANSELIN, L. (2001). *Theoretical Econometrics*, chapitre Spatial Econometrics. Blackwell Publishing.
- ANSELIN, L. (2002). Under the hood issues in the specification and interpretation of spatial regression models. *Agric. Econ.*, 27(3):247–267.
- ANSELIN, L., GALLO, J. L. et JAYET, H. (2008). Spatial panel econometrics.

Bibliographie

- ANSELIN, L. et KELEJIAN, H. (1997). Testing for spatial error autocorrelation in the presence of endogenous regressors. *International Regional Science Review*, 20:153–182.
- ANSELIN, L. & Florax, R. (1995). *New Directions in Spatial Econometrics*. Springer.
- ARBIA, G., LE GALLO, J. et PIRAS, G. (2008). Does evidence on regional economic convergence depend on the estimation strategy? outcomes from analysis of a set of nuts2 regions. *Spatial Economic Analysis*, 3:209–224.
- ARELLANO, M. et BOND, S. (1991). Some tests of specification for panel data : Monte carlo evidence and an application to employment equations. *The Review of Economic Studies*, 58:277–297.
- ARELLANO, M. et BOVER, O. (1995). Another look at the instrumental-variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, 68:29–52.
- ASCHAUER, D. (1989). Is public infrastructure productive? *Journal of Monetary Economics*, 23(2):177–200.
- BADINGER, H., MÜLLER, W. et TONDL, G. (2004). Regional convergence in the european union, 1985-99 : a spatial dynamic panel analysis. *Regional Studies*, 38:241–253.
- BAJO-RUBIO, O. (2000). A further generalization of the solow growth model : the role of the public sector. *Economics Letters*, 68(1):79–84.
- BALTAGI, B. et LIU, L. (2008). Testing for random effects and spatial lag dependence in panel data models. *Statistics and Probability Letters*, 78:3304–3306.
- BALTAGI, B., SONG, S., JUNG, B. et KOH, W. (2007). Testing for serial correlation, spatial autocorrelation and random effects using panel data. *Journal of Econometrics*, 140(1):5–51.

- BALTAGI, B., SONG, S. et KOH, W. (2003). Testing panel data regression models with spatial error correlation. *Journal of Econometrics*, 117:123–150.
- BARCA, F. (2009). An agenda for a reformed cohesion policy. Rapport technique, DG REGIO.
- BARRIOS, T., DIAMOND, R., IMBENS, G. et KOLESAR, M. (2010). Clustering, spatial correlations and randomization inference.
- BARRO, R. et Sala-i MARTIN, X. (1991). Convergence across states and regions. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1:107–158.
- BARRO, R. J. (1986). Control of politicians. *Public Choice*, 14:19–42.
- BARRO, R. J. (1990). Government spending in a simple model of endogenous growth. *The Journal of Political Economy*, 98(5):S103–S125.
- BARRO, R.-J. et SALA-I-MARTIN, X. (1995). *Economic Growth*.
- BARRO, R. J. et SALA-I-MARTIN, X. (Oct., 1992). Public finance in models of economic growth. *The Review of Economic Studies*, 59(4):645–661.
- BECKER, S., EGGER, P. et VON EHRLICH, M. (2010). Going nuts : The effect of eu structural funds on regional performance. *Journal of Public Economics*, In press.
- BESLEY, T. et CASE, A. (1995). Incumbent behavior : Vote-seeking, tax-setting, and yardstick competition. *The American Economic Review*, 85(1):25–45.
- BLUNDELL, R. et BOND, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87:115–143.
- BOADWAY, R. et SHAH, A. (2009). *Fiscal Federalism*. Cambridge Books.

Bibliographie

- BODENSTEIN, T. et KEMMERLING, A. (2008). Ripples in a rising tide : Why some eu regions receive more structural funds than others. CES Working Paper 57.
- BOND, S. (2002). Dynamic panel data models : a guide to micro data methods and practice. *Portuguese Economic Journal*, 1:141–162.
- BOND, S., HOEFFLER, A. et TEMPLE, J. (2001). Gmm estimation of empirical growth models. *Centre for Economic Policy Research Discussion Paper*, Paper no. 3048.
- BOUVET, F. et DALL'ERBA, S. (2010). European regional structural funds : How large is the influence of politics on the allocation process? *JCMS : Journal of Common Market Studies*, 48(3):501–528.
- BRUECKNER, J. K. (2003). Strategic interaction among governments : An overview of empirical studies. *International Regional Science Review*, 26:175–188.
- BUN, M. et CAREE, M. (2005). Bias-corrected estimation in dynamic panel data models. *Journal of Business and Economic Statistics*, 23:200–10.
- CARRUBBA, C. J. (1997). Net financial transfers in the european union : Who gets what and why? *Journal of Politics*, 59(2):469–96.
- CASE, A. C., ROSEN, H. S. et HINES, J. R. (1993). Budget spillovers and fiscal policy interdependence : Evidence from the states. *Journal of Public Economics*, 52(3):285–307.
- CASELLI, F., ESQUIVEL, G. et LEFORT, F. (1996). Reopening the convergence debate : A new look at cross-country growth empirics. *Journal of Economic Growth*, 1:363–389.

- DALL'ERBA, S. et LE GALLO, J. (2008). Regional convergence and the impact of european structural funds 1989-1999 : A spatial econometric analysis. *Papers in Regional Science*, 82(2):219–244.
- DOTTI, N. (2010). Being poor is not enough : the 'non-written" factors affecting the allocation of the eu structural funds. *In XXXI conferenza intalinana di scienze regionali*.
- DURLAUF, S., JOHANSSON, P. et TEMPLE, J. (2006). *Handbook of Economic Growth*, chapitre Growth econometrics. North Holland.
- EDERVEEN, S., DE GROOT, H. et NAHUIS, R. (2006). Fertile soil for structural funds? a panel data analysis of the conditional effectiveness of european cohesion policy. *Kyklos*, 59:17–42.
- EDMARK, K. et ÅGREN, H. (2008). Identifying strategic interactions in swedish local income tax policies. *Journal of Urban Economics*, 63(3):849–857.
- EGGER, P. et PFAFFERMAYR, M. (2006). Spatial convergence. *Papers in Regional Science*, 85(2):200–215.
- ELHORST, J. P. (2001). Dynamic models in space and time. *Geographical Analysis*, 33:119–140.
- ELHORST, J. P. (2003). Specification and estimation of spatial panel data models. *International Regional Science Review*, 26:244–268.
- ELHORST, J. P. (2004). *Spatial Econometrics and Spatial Statistics*, chapitre Serial and Spatial Error Dependence in Space-Time Models.
- ELHORST, J. P. (2005). Unconditional maximum likelihood estimation of linear an log-linear dynamic models for spatial panels. *Geographical Analysis*, 37:85–106.

Bibliographie

- ELHORST, J. P. et FRÉRET, S. (2009). Evidence of political yardstick competition in france using a two-regime spatial durbin model with fixed effects. *Journal of Regional Science*, 49(5):931–951.
- ELHORST, J. P., PIRAS, G. et ARBIA, G. (2010). Growth and convergence in a multi-regional model with space-time dynamics. *Geographical Analysis*, 42:338–355.
- ERTUR, C. et KOCH, W. (2007). Growth technological interdependence and spatial externalities : theory and evidence. *Journal of Applied Econometrics*, 22:1033–1062.
- ESPOSTI, R. et BUSSOLETTI, S. (2008). Impact of objective1 funds on regional growth convergence in the european union : a panel-data approach. *Regional Studies*, 42:159–173.
- FUEST, C. et HUBER, B. (2006). Can regional policy in a federation improve economic efficiency? *Journal of Public Economics*, 90(3):499–511.
- GRAMLICH, E. M. (1994). Infrastructure investment : A review essay. *Journal of Economics Litterature*, 32(3):1176–1196.
- HAHN, J. et KUERSTEINER, G. (2002). Asymptotically unbiased inference for a dynamic panel model with fixed effects when both n and t are large. *Econometrica*, 70:1639–1657.
- HANSEN, L. (1982). Large sample properties of generalized method of moments estimators. *Econometrica*, vol. 50:pp. 1029–1054.
- HSIAO, C., PESARAN, M. et TAHMISIOGLU, A. (2002). Maximum likelihood estimation of fixed effect dynamic panel data models covering short time periods. *Journal of Econometrics*, 109:107–150.

- KAPOOR, M., KELEJIAN, H. et PRUCHA, I. (2007). Panel data models with spatially correlated error components. *Journal of Econometrics*, 140:97–130.
- KELLER, W. (2002). Geographical localization of international technology diffusion. *American Economic Review*, 92:120–142.
- KEMMERLING, A. et BODENSTEIN, T. (2006). Partisan politics in regional redistribution : Do parties affect the distribution of eu structural funds across regions? *European Union Politics*, 7(3).
- KIVIET, J. (1995). On bias, inconsistency, and efficiency on various estimators in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 63:53–78.
- KORNIOTIS, G. (2010). Estimating panel models with internal external habit formation. *Journal of Business and Economic Statistics*, 28(1):145–158.
- KUKONEVA, M. et MONTEIRO, J. (2009). Spatial dynamic panel model and system gmm : a monte-carlo investigation.
- LE SAGE, J. et PACE, R. (2009). *Introduction to spatial econometrics*. CRC Press Inc.
- LEE, L. et YU, J. (2009). Some recent development in spatial panel data models. *Regional and Urban Economics*.
- LEE, R. et YU, J. (2010a). Estimation of unit root spatial dynamic panel data models. *Econometric Theory*, Forthcoming.
- LEE, R. et YU, J. (2010b). A spatial dynamic panel data model with both time and individual fixed effects. *Econometric Theory*, 26(2):564–597.
- LOPEZ-BAZO, E., VAYA, E. et ARTIS, M. (2004). Regional externalities and growth. *Journal of Regional Science*, 44(1):43–73.

Bibliographie

- LORENCEAU, A. (2009). l'impact d'exonérations fiscales sur la création d'établissements et l'emploi en France rurale : une approche par discontinuité de la régression. *Economie et Statistique*, 427-428:27–62.
- LUCAS, R. (1988). On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics*, 22(1):3–42.
- MAGRINI, S. (2004). *Handbook of Regional and Urban Economics : Volume 4*, chapitre Regional (Di)Convergence. Amsterdam : North-Holland.
- MANKIW, G., ROMER, D. et WEIL, D. (1992). A contribution to the empirics of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, 107:437–437.
- MANSKI, C. F. (1993). Identification of endogenous social effects : The reflection problem. *The Review of Economic Studies*, 60(3):531–542.
- MARTIN, P. (1999). Public policies, regional inequalities and growth. *Journal of Public Economics*, 73(1):85–105.
- MOHL, P. et HAGEN, T. (2010). Do eu structural funds promote regional growth ? new evidence from various panel data approaches. *Regional Science and Urban Economics*, Forthcoming.
- MOULTON, B. (1990). An illustration of a pitfall in estimating the effects of aggregate variables on micro unit. *Review of Economics & Statistics*, 72(2):334–338.
- MUTL, J. (2006). *Dynamic panel data models with spatially correlated disturbances*. Thèse de doctorat, University of Maryland.
- NICKELL, S. (1981). Biases in dynamic models with fixed effects. *Econometrica*, 49: 1417–1426.

- OATES, W. (1972). *Fiscal Federalism*. New York : Harcourt Brace Jovanovich.
- OKUI, R. (2009). The optimal choice of moments in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 151:1–16.
- PIRAS, G. et ARBIA, G. (2007). Convergence in per-capita gdp across eu nuts2 regions using panel data models extended to spatial autocorrelation effects. *Statistica*, Forthcoming.
- RAMAJO, J., MÁRQUEZ, M. A., HEWINGS, G. J. et SALINAS, M. M. (2008). Spatial heterogeneity and interregional spillovers in the european union : Do cohesion policies encourage convergence across regions? *European Economic Review*, 52(3):551–567.
- RODRIGUEZ-POSE, A. et FRATESI, U. (2004). Between development and social policies : the impact of european structural funds in objective 1 regions. *Regional Studies*, 38(1):97–113.
- ROMER, P. (1986). Increasing returns and long-run growth. *Journal of Political Economy*, 94:1002–1037.
- ROODMAN, D. (2009). A note on the theme of too many instruments. *Oxford Bulletin of Economic and Statistics*, 71(1):135–158.
- SALMON, P. (1987). Decentralisation as an incentive scheme. *Oxford Review of Economic Policy*, 3(2):24–43.
- SAND-ZANTMAN, W. (2003). Economic integration and political accountability. *European Economic Review*, 48(5):1001–1025.
- SAND-ZANTMAN, W. (2004). Economic integration and political accountability. *European Economic Review*, 48(5):1001–1025.

Bibliographie

- SHIOJI, E. (2001). Public capital and economic growth : A convergence approach. *Journal of Economic Growth*, 6(3):205–227.
- SOLÉ OLLÉ, A. (2003). Electoral accountability and tax mimicking : the effects of electoral margins, coalition government, and ideology. *European Journal of Political Economy*, 19(4):685–713.
- SOLOW, R. (1956). A contribution to the theory of economic growth. *The Quarterly Journal of Econometrics*, 70:65–94.
- SWAN, T. (1956). Economic growth and capital accumulation. *The Economic Record*, 32:334–361.
- TEMPLE, J. (1999). The new growth evidence. *Journal of Economic Literature*, 37(1): 112–156.
- YU, J., DE JONG, R. et LEE, L. (2008). Quasi-maximum likelihood estimators for spatial dynamic panel data with fixed effects when both n and t are large. *Journal of Econometrics*, 146:118–134.
- YU, J. et LEE, L. (2009). Convergence : A spatial dynamic panel data approach.