



**HAL**  
open science

## Analyse spatiale de l'efficacité des Fonds structurels européens sur la croissance régionale

Sébastien Bourdin

► **To cite this version:**

Sébastien Bourdin. Analyse spatiale de l'efficacité des Fonds structurels européens sur la croissance régionale. *Revue d'économie régionale et urbaine*, 2018, Février (2), pp.243-270. 10.3917/relu.182.0243 . hal-02002090

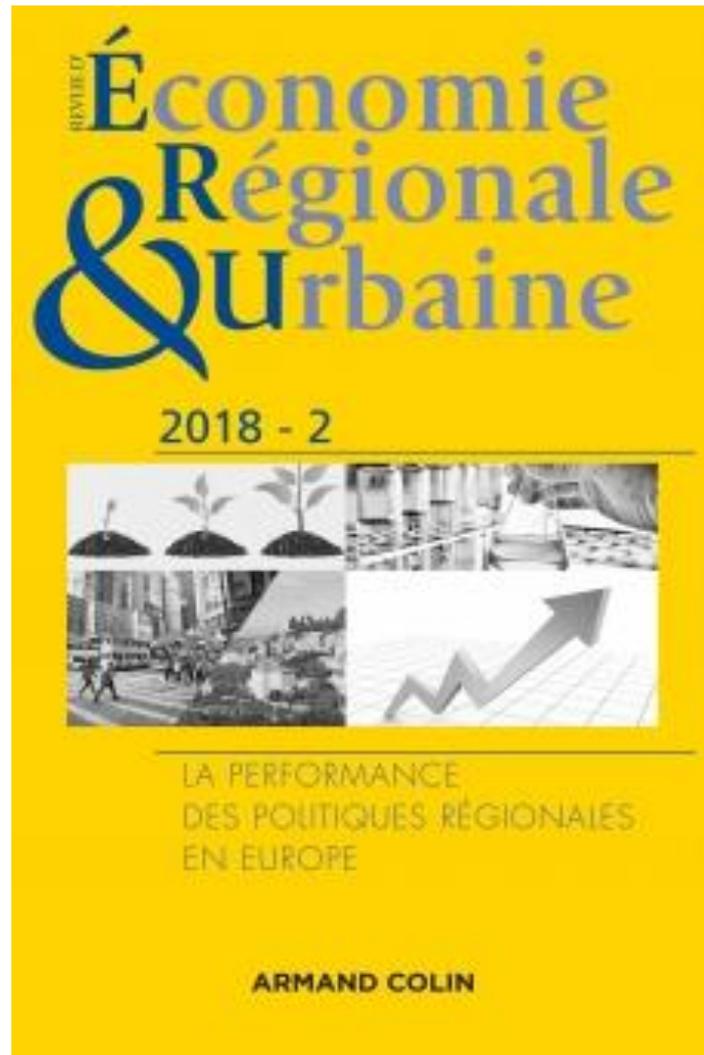
**HAL Id: hal-02002090**

**<https://normandie-univ.hal.science/hal-02002090>**

Submitted on 31 Jan 2019

**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.



Sébastien Bourdin, « Analyse spatiale de l'efficacité des Fonds structurels européens sur la croissance régionale », *REVUE D'ÉCONOMIE RÉGIONALE ET URBAINE* N° 2/2018, pp. 243-269, Armand Colin.

# *A spatial analysis of the effectiveness of European structural Funds on regional growth*

Sébastien BOURDIN

[sbourdin@em-normandie.fr](mailto:sbourdin@em-normandie.fr)

Ecole de Management de Normandie, Laboratoire Métis, Département d'Economie Régionale et Développement Durable, 9, Rue Claude Bloch, 14052 Caen.

**Mots-clés :** politique de Cohésion, inégalités régionales, convergence, GWR, Union européenne

**Keywords :** cohesion policy, regional disparities, convergence, GWR, European Union

**Classification JEL :** C21, C26, R58

## **Résumé**

La politique de Cohésion de l'UE a fêté ses vingt années d'existence en 2009. La mise sur pied de cette politique part du constat que les forces du marché ne sont pas nécessairement suffisantes pour réduire significativement les inégalités territoriales. L'UE a alors construit cet outil de solidarité financière entre États membres avec l'objectif d'améliorer la compétitivité des régions défavorisées et de corriger les déséquilibres régionaux. Pourtant, la littérature sur la question de l'efficacité des Fonds européens n'est pas unanime. Aussi, nous proposons d'analyser la politique de Cohésion et son rôle dans la croissance régionale au travers d'une méthode développée en analyse spatiale, à savoir la GWR (régression géographiquement pondérée). Les résultats montrent que les effets de la politique de Cohésion sont différenciés en fonction des régions de l'UE. Les variations spatiales de l'influence des Fonds européens sur la croissance économique des régions appellent des inflexions sur la politique de Cohésion, en particulier en faveur d'une politique davantage territorialisée.

## **Abstract**

EU cohesion policy celebrated its twenty years of existence in 2009. The establishment of this policy stems for the observation that market forces may not be sufficient to significantly reduce regional inequalities. The EU therefore built this financial solidarity tool between member states with the aim of improving the competitiveness of disadvantaged regions and correcting regional imbalances. Yet, literature (particularly in spatial econometrics) on the question of the effectiveness of European funds is not unanimous. Hence, we suggest to analyse the cohesion policy and its role in regional growth through a method developed in spatial analysis, namely the GWR (Geographically Weighted Regression). The results show that the effects of the cohesion policy are differentiated according to EU regions. Spatial variations of the influence of European funds on the economic growth of regions ask for inflections in the Cohesion policy, especially in favor of a more territorialized policy.

## **1 - Introduction**

La politique de Cohésion de l'UE a fêté ses vingt années d'existence en 2009. La mise sur pied de cette politique part du constat que les forces du marché ne sont pas nécessairement suffisantes pour réduire significativement les disparités régionales. L'UE a alors construit cet outil de solidarité financière entre États membres avec l'objectif d'améliorer la compétitivité des régions défavorisées et de corriger les déséquilibres régionaux. Depuis sa création, cette politique a toujours eu pour objectifs de réduire les disparités régionales, restructurer les économies des régions, créer de l'emploi et stimuler l'investissement privé.

Alors que l'élargissement de l'UE aux onze nouveaux membres des Pays d'Europe centrale et orientale est désormais acquis, la question du devenir des politiques européennes, en particulier de la politique de Cohésion, reste problématique. Développée par étapes depuis 1975, la politique régionale européenne finance des programmes de développement dont bénéficient les régions de l'UE « en retard de développement » ou « en difficulté structurelle », selon la terminologie officielle. Aussi, depuis la création de cette politique de Cohésion, les régions « en retard de développement » ont largement bénéficié des Fonds structurels européens dit de « convergence » pour un résultat en deçà des attentes imaginées par la Commission européenne (FAROLE ET AL., 2011). Avec leur intégration dans l'espace communautaire, les régions d'Europe centrale et orientale ont perçus des Fonds européens, cependant, on constate aujourd'hui que seules six d'entre elles ont un PIB/hab. supérieur à la moyenne de l'UE alors que voilà plus de dix ans qu'elles font partie de l'UE. Avec un budget de 351,8 milliards d'euros pour la période 2014-2020 – contre 347 milliards d'euros pour la période précédente 2007-2013 –, l'Union européenne a réaffirmé l'importance de la politique de Cohésion alors que la crise aurait pu pousser les députés européens à voter un budget revu à la baisse. Dans ce contexte, cette politique est perçue comme un accélérateur de croissance et de revenus dans les régions dites périphériques notamment.

Malgré des enjeux politiques et financiers considérables et une littérature abondante sur la croissance régionale (HARRIS, 2011), on retrouve peu de travaux académiques qui interrogent spécifiquement l'efficacité des Fonds structurels européens. Sur la petite centaine d'études parues sur la politique de Cohésion, seulement une sur dix concerne des articles publiés utilisant des données appropriées afin d'évaluer son impact sur le développement régional (DALL'ERBA ET FANG, 2015). Comme le soulignaient déjà LE GALLO ET AL. en 2011, très peu utilisent une approche économétrique spatiale alors même que l'oubli de la dimension spatiale de la croissance régionale biaise les résultats. De plus, les approches développées en économétrie spatiale font souvent référence à des modèles dits « globaux », c'est-à-dire estimant un coefficient de régression pour l'ensemble de l'échantillon pour la variable relative aux Fonds européens. Or, les résultats empiriques précédents sur la convergence indiquent bien des phénomènes d'agglomération géographique, de clubs de convergence, d'équilibres multiples, de dépendance et d'hétérogénéité spatiale du processus de croissance régionale. C'est donc pour répondre à ce problème de non-stationnarité du processus de convergence que LE GALLO ET AL. (2011) proposent une déclinaison locale des modèles « classiques » d'économétrie spatiale leur permettant de démontrer la présence d'une hétérogénéité de l'impact des Fonds sur les régions. L'objectif de notre article étant davantage d'identifier la non-stationnarité spatiale de l'efficacité des Fonds que de dégager des règles générales et des régularités sur le phénomène étudié, nous privilégions comme ces auteurs d'utiliser un modèle local plutôt qu'un modèle spatial global. C'est d'ailleurs ce que préconisent DALL'ERBA ET FANG (2015) afin de reconsidérer le « one size fits all » et ainsi démontrer que les Fonds européens peuvent avoir un impact positif et significatif dans quelques régions et des effets nuls voire inverses dans d'autres.

En analyse spatiale, une méthode – la régression géographiquement pondérée (GWR) – a été développée par BRUNSDON ET AL. (1996). Elle est destinée à capter au niveau de chaque observation les variations des coefficients d'une régression dans l'espace. Pour cela, un paramètre différent est estimé

pour chaque observation en utilisant les valeurs des caractéristiques prises par les observations voisines. De récentes contributions (BIVAND AND BRUNSTAD, 2005 ; YU, 2006 ; ECKEY ET AL., 2007 ; YILDIRIM, 2009 ; SASSI, 2010) ont été développées à partir de cette entrée méthodologique originale pour mesurer la convergence des régions mais aucune n'inclue dans son modèle la variable liée aux Fonds de la politique de Cohésion. En utilisant cette méthode, nous faisons l'hypothèse qu'il existe une variation spatiale significative de l'influence des facteurs concourant à la croissance régionale. En particulier, notre objectif est de montrer l'hétérogénéité spatiale de l'efficacité des Fonds européens dans l'explication de la croissance des régions européennes.

Comme alternative à la théorie néoclassique, la prise en compte du rôle de la dépendance spatiale et des effets de débordement – comme cela l'a déjà été suggéré par la théorie de la croissance endogène et de la Nouvelle Économie Géographique (NEG) – permet de réaliser une analyse territorialisée du processus de convergence impliquant plusieurs facteurs (dont celui de la politique de Cohésion). Dans ce cadre, notre article propose une contribution à la compréhension de l'évaluation de l'efficacité des Fonds structurels européens sur les deux dernières périodes de programmation. L'analyse se base sur un échantillon de 248 régions de l'UE au niveau NUTS 2 sur la période 2000-2014 en utilisant la GWR. L'article propose une revue de littérature sur la mesure de l'efficacité de la politique de Cohésion et plus spécifiquement sur la prise en compte de la dimension spatiale dans l'évaluation des Fonds structurels (section 2), puis présente la base de données utilisée ainsi que la méthodologie mobilisée (section 3). Ensuite, il sera présenté et analysé les résultats de notre étude (section 4) avant de conclure en proposant quelques éléments de discussion (section 5).

## **2- Convergence et divergence dans l'UE : quel rôle de la politique de Cohésion ?**

### **2.1.- Les effets différenciés de la politique de Cohésion sur la croissance régionale**

D'un point de vue théorique, l'approche néo-classique de la croissance développée par SOLOW (1956) considérait les économies comme indépendantes. Elle indiquait que la croissance à long terme ne dépend pas de l'accumulation du capital, mais des facteurs déterminant le niveau d'état stationnaire. Or, il a été démontré que faire l'hypothèse d'une économie fermée entraînerait de nombreux biais dans l'estimation des modèles. Dès lors, prendre en compte l'interdépendance possible entre les régions ou des pays en introduisant des externalités spatiales est devenu indispensable.

Les études empiriques démontrant la non-linéarité de la croissance se sont répandues grâce au développement de nouveaux modèles économétriques intégrant de manière explicite la dimension spatiale des données. Ces modèles prennent en compte la dépendance et l'hétérogénéité spatiale (ABREU ET AL. 2005 ; FINGLETON ET LOPEZ-BAZO 2006). Les résultats des études empiriques évaluant l'efficacité des Fonds européens dans le processus de rattrapage régional sont néanmoins contradictoires et dépendent bien souvent des méthodes utilisées, de la temporalité de l'étude et du choix du maillage territorial (DALL'ERBA ET FANG, 2015). Pour la période 1989-1999, DALL'ERBA ET LE GALLO (2008) utilisent dans un premier temps une estimation de bêta-convergence conditionnelle qui les conduit à la conclusion que les Fonds Structurels n'exercent pas d'influence significative sur le processus de convergence. Dans un second temps, une matrice de poids spatial leur permet de prendre en compte des influences et des interdépendances spatiales. Ils identifient ainsi une forte autocorrélation spatiale, ce qui signifie que la croissance d'une région est largement influencée par la croissance des régions qui l'entourent. D'autres travaux, prenant en compte les effets spatiaux, arrivent aux mêmes conclusions (ARBIA ET FINGLETON, 2008 ; RAMAJO ET AL., 2008). Par ailleurs, MOHL ET HAGEN (2010) démontrent que, pour la période 1995-2005, les Fonds structurels au titre de l'Objectif 1 ont un impact positif et significatif seulement pour les régions les plus en retard de l'UE-15, leur permettant une croissance économique soutenue. En revanche, les impacts pour les autres objectifs sont négatifs ou insignifiants.

BOUAYAD-AGHA ET AL. (2013 a et b) concluent également à un effet net et positif de l'Objectif 1 sur la croissance régionale tandis qu'il est nul lorsque la totalité des Fonds structurels est considérée. BECKER ET AL. (2012) montrent que l'élasticité des Fonds structurels sur le développement régional est modérée et décroît avec les montants dépensés. Leur étude conclue que la réallocation des Fonds européens sur des régions ciblées pourrait mener à une croissance de l'UE plus importante et pourrait générer également plus rapidement une convergence régionale. A l'inverse, d'autres études présentent un bilan beaucoup plus mitigé, nul voire négatif de la politique de Cohésion sur la convergence. RODRIGUEZ-POSE ET FRATESI (2004) concluent que l'influence de l'Objectif 1 dans le processus de convergence ne semble pas démontrée.

En alternative aux modèles économétriques globaux, des modèles locaux ont été développés ces dernières années. Les contributions d'ERTUR ET AL. (2007) ou encore de LE GALLO ET AL. (2011) apportent un éclairage supplémentaire sur la prise en compte de la dimension locale dans l'estimation du modèle de bêta-convergence conditionnelle. La méthode SALE (Spatial Autoregressive Local Estimation) utilisée dans leurs modèles permet d'estimer des coefficients locaux en prenant en compte le rôle des Fonds structurels. Les auteurs concluent d'une part au faible impact de la politique de Cohésion sur la croissance à l'échelle globale de l'UE, et d'autre part à la présence d'impacts locaux diverses, avec une influence positive sur la croissance de la Grande-Bretagne, de la Grèce et des régions de l'Italie du Sud. L'approche locale de la convergence permet ainsi de montrer que l'impact non-significatif des Fonds structurels qui peut être observé à l'échelle globale peut masquer en réalité des impacts positifs pour certaines régions à l'échelle locale. Parmi les modèles locaux explorant la convergence régionale et suggérant que les variables explicatives peuvent varier dans l'espace on retrouve la GWR. Jusqu'alors, seulement cinq recherches ont étudié la non-stationnarité spatiale du processus de convergence à l'aide de cette méthode. BIVAND ET BRUNSTAD (2005) et SASSI (2010) s'attachent à comprendre les variations spatiales de l'impact de la politique agricole européenne sur convergence en Europe de l'Ouest. ECKEY ET AL. (2007) et YILDIRIM ET AL. (2009) étudiant quant à eux la convergence régionale respectivement pour l'Allemagne et la Turquie. Enfin, ARTELARIS (2014) étudie la convergence des régions européennes entre 1995 et 2005 à l'aide de cette même méthode et conclue à une faible convergence. A notre connaissance, aucun travail académique n'a encore intégré le rôle de la politique de Cohésion dans la modélisation de la croissance régionale à partir de la GWR. Aussi, dans le but de confirmer l'existence d'un taux de convergence différencié pour les régions européennes et d'étudier les variations spatiales de l'impact de la politique de Cohésion sur la croissance régionale, nous proposons d'utiliser la GWR.

## **2.2.- La prise en compte de l'hétérogénéité spatiale de la croissance régionale dans la nouvelle politique de Cohésion**

Dans un schéma d'intégration régionale tel que celui de l'UE, l'inégale distribution des richesses est une question politique d'importance primordiale. L'objectif est en général de stimuler les pays/régions les moins développés vers ceux/celles qui le sont davantage. La question de savoir si la politique de Cohésion contribue à la réduction ou à l'accentuation des disparités n'est pas facile à traiter et il existe des arguments dans la littérature qui plaident en faveur de l'un ou l'autre. Or, l'hétérogénéité spatiale de la croissance régionale est plus que jamais une question d'actualité dans l'UE. Elle interroge le design de cette politique publique de développement territorial qui a été entièrement repensée pour la période de programmation 2014-2020. Dans un contexte aussi hétérogène que le système régional de l'UE, l'approche « top-down » pendant longtemps adoptée du « one-size-fits-all » a ses limites (MCCANN ET RODRIGUEZ-POSE, 2011; BARCA ET AL., 2012). Trouver la meilleure façon de mieux adapter les actions et les interventions politiques aux contextes locaux hétérogènes est devenue une question primordiale aujourd'hui (MCCANN et ORTEGA-ARGILES, 2016). L'introduction de la

spécialisation intelligente constitue de ce point de vue une réponse en passant d'une logique « place-neutral » (ou « space-blind ») à une logique « place-based ». Elle offre un moyen d'établir des priorités de financement des politiques visant à améliorer le développement territorial, en s'appuyant sur les opportunités locales sous-jacentes à l'innovation et axée sur l'entrepreneuriat. Cette nouvelle conception de la politique de Cohésion traduit le passage d'une conception non spatiale à une conception explicitement spatiale et régionale. Elle vise à améliorer son efficacité et son efficience en prenant justement en compte la variabilité territoriale de l'effet des Fonds structurels. Ainsi, évaluer l'hétérogénéité spatiale de l'efficacité de la politique de Cohésion entre 2000 et 2014 permettra, à l'aune des résultats, de justifier de l'intérêt d'une approche plus territorialisée de ce dispositif.

### **3 – Méthode et données**

#### **3.1 - La méthode de la régression géographiquement pondérée (GWR)**

La loi de TOBLER (1970) est une hypothèse centrale de l'analyse de données spatialement référencées. Cette loi indique que des observations prises proches d'autres observations dans l'espace ont tendance à davantage se ressembler (positivement corrélées) que d'autres plus éloignées. Ceci implique que non seulement les variables d'intérêt du modèle présentent une dépendance spatiale (des régions proches ont tendance à avoir des valeurs similaires) mais également que les résidus du modèle peuvent présenter une dépendance spatiale. Or, la présence d'autocorrélation spatiale des résidus du modèle est à l'origine d'estimations paramétriques biaisées. ANSELIN (1988) a proposé deux types de modèles permettant de prendre en compte la structuration spatiale des données. Soit il existe une structure spatiale des résidus auquel cas on utilisera un modèle à erreur spatiale, soit la structuration spatiale se retrouve dans les variables du modèle auquel cas on privilégiera un modèle spatialement décalé. L'hétérogénéité spatiale est un autre phénomène à prendre en compte lorsque l'on construit un modèle. On fait alors l'hypothèse que les relations modélisées varient dans l'espace. Cette non-stationnarité spatiale implique que certaines variables peuvent avoir un effet positif dans certaines unités territoriales alors que des effets négatifs sont observables dans d'autres (MELOCHE ET SHEARMUR, 2010).

L'approche récente qui a gagné en popularité dans la prise en compte et la représentation de l'hétérogénéité géographique est la GWR. Il s'agit d'une méthode essentiellement exploratoire permettant d'identifier la nature et les schémas d'hétérogénéité spatiale sur l'ensemble de la zone étudiée. Contrairement à la régression linéaire et aux modèles spatiaux autorégressifs qui produisent une équation pour l'ensemble du tableau de données, la GWR produit une équation pour chaque entité spatiale  $i$  et ainsi, des valeurs locales de  $R^2$ ,  $a_0$ ,  $a_j$ ,  $T$  de Student. Ainsi, en opposition à l'approche d'une régression linéaire multiple (globale), la GWR peut évaluer des coefficients séparés, potentiellement pour chaque observation.

Dans l'évaluation de la régression propre à chaque région, les caractéristiques des régions prises individuellement sont pondérées par leur proximité spatiale. Ainsi, les observations qui sont plus proches d'une région  $u_i$  ont un plus grand poids dans l'estimation que les observations qui sont plus éloignées. Le résultat d'une GWR est non seulement un chiffre global pour chaque paramètre estimé, mais aussi un ensemble d'estimations localisées des paramètres, ainsi que des versions localisées de mesures de qualité de la régression. Comme le soulignent WALLER ET AL. (2007), ces dernières peuvent être utilisées comme un outil exploratoire pour mettre en évidence les régions où il apparaît des relations intéressantes à analyser. Les estimations locales étant toutes associées à des localisations spécifiques, chaque ensemble de paramètres peut être cartographié pour illustrer les variations spatiales de la relation mesurée. Cette cartographie peut alors être utilisée pour améliorer la compréhension des processus

modélisés mais également pour identifier les anomalies spatiales locales pour chaque variable exploratoire.

Enfin, d'un point de vue méthodologique, HUANG ET LEUNG (2002) proposent de tester la présence d'autocorrélation spatiale dans les résidus du modèle de la GWR à l'aide de la statistique *I de Moran* afin d'évaluer le degré de dépendance entre les observations proches. On mesure alors si le modèle retenu n'est pas biaisé et le degré d'efficacité de ses estimateurs.

Des applications de cette méthode ont été menées en incluant l'analyse de l'hétérogénéité spatiale dans des processus socio-économiques régionaux liés à la pauvreté (BENSON ET AL., 2005; FARROW ET AL., 2005 ; APPARICIO ET AL., 2007), l'industrialisation régionale en Chine (HUANG ET LEUNG, 2002), les relations entre le PIB/hab. et le chômage, l'emploi agricole et la part de la population âgée de moins de 25 ans (CHARLEUX, 2003) ou encore la croissance et l'emploi au Canada (SHEARMUR ET AL. 2007). Comme évoqué plus haut, seules cinq études à ce jour étudient plus spécifiquement le processus de convergence économique à l'aide de cette méthode.

Considérons à présent l'expression mathématique du modèle de GWR. Dans un modèle de régression linéaire classique, le modèle prend la forme suivante :

$$y_i = \sum_j x_{ij} a_j + \varepsilon_i \quad (1)$$

Pour la GWR, le modèle se formalise comme suit :

$$y_i = \sum_j x_{ij} a_j(u_i, v_i) + \varepsilon_i \quad (2)$$

où  $(u_i, v_i)$  est la localisation dans un espace géographique de la  $i^{\text{ème}}$  observation. Dans la calibration du modèle de GWR, on suppose que les données observées proches d'un point  $i$  ont plus d'influence dans l'estimation des valeurs de  $a_j(u_i, v_i)$  que les données localisées loin de  $i$ . L'équation mesure donc les relations inhérentes au modèle autour de chaque point  $i$ . Dans la GWR, une observation est pondérée conformément avec sa proximité au point  $i$ . Le choix du régime de pondération est une étape importante dans la spécification du modèle. Ce choix implique que les observations les plus proches de la localisation  $(u_i, v_i)$  exercent plus d'influence sur les paramètres estimés de cette localisation que les observations les moins proches. Ainsi, le poids  $w_i(u_i, v_i)$  peut être considéré comme une fonction continue et strictement décroissante de la distance  $d_i(u_i, v_i)$ . Pour notre analyse, nous avons retenu une distance gaussienne de décroissance de la distance avec :

$$w_i = \left[ 1 - \left( \frac{d_{ij}}{b} \right)^2 \right]^2 \quad (3)$$

où  $b > 0$  et est défini comme étant la portée (ou bande passante) de la fonction, autrement dit le rayon de la zone d'influence du point  $i$ .

FOTHERINGHAM (2009) explique que les résultats de la GWR sont rarement sensibles à la définition de la fonction de pondération spatiale, en revanche, ils le sont au choix de la portée de la fonction  $b$ . La définition de la bande passante étant difficile à préciser a priori, une première approche peut consister à procéder à une validation croisée afin de minimiser l'erreur quadratique moyenne de

prédiction. Une autre approche est possible et est recommandée par FOTHERINGHAM ET AL. (2009). Il s'agit de la méthode du *critère d'information Akaike corrigé* (« AICc<sup>1</sup> ») qui permet de définir de manière optimale la portée spatiale. Dans le cadre de notre étude, nous avons choisi la méthode « AICc » qui calcule le rayon de la zone d'influence qui minimise la valeur du critère d'information Akaike. Autrement dit, on cherche à minimiser la différence entre la valeur observée et la valeur estimée pour *i*.

### 3.2 – Le modèle et ses données

Le débat entre les partisans des écoles de la divergence ou de la convergence a acquis une nouvelle dimension avec la nouvelle théorie de la croissance. On dénombre alors de nombreux facteurs qui peuvent expliquer une distribution spatiale de la croissance économique qui est loin d'être homogène : on citera entre autres l'accès au marché, le capital humain, le changement technologique, la compétitivité internationale, les économies d'échelles, l'efficacité institutionnelle, la localisation géographique.

La croissance économique régionale est la variable dépendante du modèle et est estimée en termes réels pour la période 2000-2014. Les variables indépendantes sont mesurées au début de la période étudiée (sauf pour l'indice de qualité institutionnelle) afin de capter les effets des conditions initiales sur l'ampleur de la croissance. Les données récoltées sont issues de la base ESPON et d'Eurostat. L'échantillon comprend 248 régions appartenant à 23 Etats-membres. Ainsi, la Croatie a été exclue car elle ne bénéficiait pas des Fonds européens pour la période étudiée, tout comme la Roumanie et la Bulgarie qui n'ont pas perçu de Fonds européens (sauf les Fonds de pré-adhésion) sur la période 2000-2006. Enfin pour des raisons statistiques liées à des problématiques insulaires ou d'enclaves, Chypre, Malte, les Iles Canaries, les Açores, Madère et les Territoires d'Outre-Mer ont été également exclus. LE SAGE (2004) explique que la présence de telles observations aberrantes peut influencer les estimations de la GWR.

**Tableau 1 : Variables descriptives**

Statistique	Moyenne	Ecart-type	Description
Yit	0,023	0,012	Taux de croissance sur 2000-2014
ln(2000)	9,831	0,397	PIB/hab. initial (en PPA.)
ln(Educ)	2,938	0,458	Part de la pop. (25 à 64 ans) diplômée de l'ens. sup.
ln(Agglo)	4,683	1,851	Dens. de la pop. régionale (hab./km <sup>2</sup> )
ln(Instit)	4,183	0,344	Indice "European Quality of Government"
ln(R&D)	2,694	0,953	Dépenses tot. de R&D/hab. (en PPA)
ln(Access)	2,563	1,448	Dens. de km d'autoroutes (millier/km <sup>2</sup> )
ln(Obj1CoFds)	2,741	3,118	Somme des Fonds de Cohésion et des Fonds au titre de l'Obj. 1 perçus
ln(TotFds)	5,570	1,741	Somme des Fonds structurels perçus
ln(investot)	8,596	0,984	Formation brute de capital fixe
ln(Xcepop)	4,608	0,426	Taux de croissance de la population sur 2000-2014

L'inégale répartition spatiale des activités économiques soulevée dans la littérature met en évidence le rôle important de la géographie de la croissance régionale. Aussi, les régions les plus accessibles qui ont un marché potentiel plus élevé, sont davantage susceptibles de polariser les activités économiques et d'être plus attractives pour les investisseurs. Par conséquent, elles peuvent connaître des taux de croissance plus élevés (KRUGMAN, 1992). Les investissements tendent à favoriser les régions qui sont en avance technologiquement, pendant que les forces de travail migrent vers les territoires où il y a le meilleur potentiel de carrière (en général les régions métropolitaines développées attractives). Déjà dans les années cinquante, MYRDAL (1957) considérait la croissance comme un processus spatial

<sup>1</sup> L'AICc est une version corrigée de l'AIC dans le cas d'échantillons de petite taille. C'est cette méthode que nous avons retenue pour notre analyse.

cumulatif susceptible d'accroître les disparités régionales et conduisant à une polarisation spatiale de l'économie. Nous introduisons ici cette modalité dans notre modèle via la densité de km d'autoroutes par millier de kilomètres carrés (*Access*) de chaque région. Par ailleurs, les économies d'agglomération (*Agglo*) sont mesurées par le proxy de la densité de la population régionale (hab./km<sup>2</sup>). L'impact des économies d'agglomération sur la croissance économique régionale est censé être positif et significatif. Les régions plus densément peuplées doivent enregistrer des niveaux de productivité plus élevés et par conséquent une meilleure performance économique (GEPPERT ET STEPHAN, 2008).

Le rôle du capital humain sur la croissance économique a largement été démontré dans la littérature depuis les travaux séminaux de BECKER (1964) puis ceux de LUCAS (1990). L'éducation constitue un volet important d'une politique de développement régional (DALL'ERBA ET AL., 2009) et les études récentes sur la convergence des régions européennes confirment que le niveau du capital humain influe positivement sur la croissance (RODRIGUEZ-POSE ET FRATESI, 2004 ; CRESCENZI, 2005 ; FAGGIAN ET MCCANN, 2009). Aussi, nous intégrons dans notre modèle le niveau d'éducation de la population (*Educ*) mesuré par la part de la population âgée de 25 à 64 ans qui est titulaire d'un diplôme de l'enseignement supérieur.

Les changements d'orientation de la politique régionale appellent des études empiriques analysant le rôle de l'innovation et de la R&D dans le développement régional (LE GALLO ET RIOU, 2008). CAMAGNI ET CAPELLO (2013) expliquent que les facteurs du développement aujourd'hui sont avant tout l'innovation et la compétitivité. Les travaux issus de la science régionale ont largement montré le cercle vertueux qui existe entre l'innovation et les dynamiques de croissance (MARTIN ET OTTAVIANO, 2011 ; EDERVEEN ET AL., 2006 ; BACHTLER ET GORZELAK, 2007 ; CRESCENZI ET AL., 2007 ; FAROLE ET AL., 2011 ; CRESCENZI ET RODRIGUEZ-POSE ; 2011 ; RODRIGUEZ-POSE ET NOVAK, 2013 ; MOLLE, 2015). Pour ces raisons, nous avons également retenu dans notre modèle une variable servant de proxy pour mesurer le degré d'investissement d'une région dans la R&D à savoir les dépenses totales de R&D par région rapportées en PPA/hab. (*R&D*).

Le Sixième Rapport sur la Cohésion (COMMISSION EUROPEENNE, 2014) et le rapport BARCA (2009) mettent en lumière l'importance d'avoir des capacités institutionnelles suffisantes à l'échelle régionale pour accélérer le développement économique et l'efficacité des Fonds européens. Parmi les études qui s'intéressent aux facteurs explicatifs de la croissance en Europe, une littérature récente met en avant le rôle des institutions sur la performance régionale (GLAESER ET AL., 2004 ; EDERVEEN ET AL., 2006 ; BOSKER ET GARRETSSEN, 2008 ; ARBIA ET AL., 2010 ; FAROLE ET AL., 2011 ; RODRIGUEZ-POSE 2013 ; GARRESTEN ET AL., 2013 ; RODRIGUEZ-POSE ET GARCILAZO, 2015). Ces travaux prônent la nécessité d'améliorer la qualité de la gouvernance d'une part, et de réduire l'hétérogénéité institutionnelle (CHARRON ET AL., 2012) d'autre part, afin de réduire les inégalités régionales en Europe et de rendre plus efficace la politique de Cohésion (CHARRON, 2016). Nous avons donc intégré cette dimension (*Insti*) en intégrant dans le modèle l'indice de qualité institutionnelle (CHARRON ET AL., 2012 et 2014 ; MONTRESOR ET AL. 2013). Le *European Quality of Government Index* (EQI) a été conçu à partir d'une enquête auprès de 34 000 habitants de l'UE dans les différents pays pour 2010 et 2013<sup>2</sup>. Les seize questions posées dans ce questionnaire faisaient référence à la perception et aux expériences des citoyens interrogés concernant la corruption du secteur public, la confiance envers leurs institutions régionales (en termes de gestion financière, d'application des lois, de gouvernance).

Pour la période de programmation 2000-2006, 213 milliards d'euros ont été affectés à cette politique, soit près de 35 % du budget de l'Union, représentant 0,45 % de son PNB. La part du budget

---

<sup>2</sup> Ne disposant pas des données pour cette variable pour l'année initiale (2000), nous avons retenu celles produites en 2010.

allouée à la politique régionale n'a quasiment pas bougé (35,7 %) durant la période de programmation suivante 2007-2013, mais le budget de l'UE ayant augmenté, le montant total pour cette période s'élevait à 347 milliards d'euros. Nous avons introduit dans notre modèle une variable relative aux Fonds européens perçus par chaque région (**TotFds**). Elle inclue l'ensemble des Fonds européens perçus par région (les différents Objectifs + les Fonds de Cohésion) et cumulés sur la période 2000-2006 et la période 2007-2013. Les conclusions dans la littérature étant divergentes (*impact positif non-conditionnel, impact positif conditionnel, impact non-significatif et impact négatif*), l'objectif sera de tester dans quelle mesure la politique de Cohésion influence la croissance régionale. Aussi, puisque les Fonds européens au titre de l'Objectif 1 et ceux dits de la Cohésion (**Obj1CoFds**) sont concentrés vers les régions les plus en difficulté, nous souhaitons mesurer spécifiquement leur effet (voir les méta-analyses récentes sur cette question de LE GALLO ET AL., 2011 ; PERSSON ET AL., 2012 ; DALL'ERBA ET FANG, 2015 ; NEUMARK ET SIMPSON, 2015).

Enfin, il existe deux façons de considérer la localisation dans un modèle. On peut prendre en compte la localisation relative, autrement dit, on mesure pour une observation géographique les effets d'être localisée plus ou moins loin par rapport à d'autres entités (renvoie au concept d'autocorrélation spatiale). Mais on peut également considérer la localisation absolue, c'est-à-dire l'impact pour une unité géographique d'être localisée dans un point particulier de l'espace (renvoie au concept d'hétérogénéité spatiale). Pour les Fonds structurels, un des problèmes posé est celui de l'endogénéité. L'ampleur des versements des Fonds structurels est fortement corrélée avec le PIB initial, ce qui implique un problème évident d'endogénéité pour cette variable. Un instrument approprié doit être indépendant du terme d'erreur mais doit être corrélé suffisamment avec la variable endogène. DALL'ERBA ET LE GALLO (2008) proposent de prendre en compte ce biais de localisation absolue en utilisant comme instrument de contrôle la distance à Bruxelles. L'existence d'un gradient centre-périphérie pour les régions dans la distribution territoriale des Fonds européens a déjà été démontrée dans la littérature (BAUMONT ET AL., 2006 ; DALL'ERBA ET AL., 2008). La distance à Bruxelles (par la route en km) de chaque région à la région Bruxelles-Capitale (**Central**) a donc été introduite dans notre modèle comme un proxy de l'influence des régions dans le processus d'allocation des Fonds. Nous faisons ici l'hypothèse que cette distance peut agir comme un coût pour effectuer du lobbying auprès des institutions européennes, une fois contrôlé le niveau de développement initial des régions. A partir de cette variable, deux régimes ont ainsi été définis (i) centre et (ii) périphérie et les estimations ont été réalisées sur l'échantillon en entier et sur les deux sous-échantillons (centre et périphérie)<sup>3</sup>.

Pour évaluer l'endogénéité considérée, suivant les travaux de DALL'ERBA ET LE GALLO (2008), nous avons réalisé un test d'Hausman à partir d'un modèle de régression linéaire à l'aide de cet instrument (**Central**) intégrant alternativement la variable *TotFds* ou *Obj1CoFds*. Les résultats de ceux-ci (tableau 2) confirment le rejet de l'hypothèse nulle d'exogénéité à 10 %.

**Tableau 2 : Résultats du test d'Hausman sur la variable TotFds ou Obj1CoFds sur les quatre modèles intégrant les Fonds structurels**

---

<sup>3</sup> Notons que les deux sous-échantillons auraient pu être définis également en fonction de l'éligibilité au titre de l'Objectif 1 (i.e. avec un PIB < 75% PIB de l'UE comme critère pour définir les sous-échantillons). Néanmoins, les régions au-dessus et en deçà de ce seuil variant dans le temps (entre les deux périodes de programmation), nous avons préféré prendre en compte la distance à Bruxelles-Capitale qui est une variable ne variant pas dans le temps par définition.

avec fonds structurels			
modèle 1	modèle 2	modèle 3	modèle 4
8,104	8,459	7,568	7,841
(0,001)	(0,001)	(0,003)	(0,002)

Enfin, des variables de contrôle classiques dans les estimations d'équation de convergence ont été ajoutées. La politique de Cohésion consistant en une subvention à l'investissement, nous avons contrôlé le niveau initial d'investissement via la variable relative à la formation brute de capital fixe (*Investot*). Le taux de croissance de la population (*XPop*) a été également ajouté.

Suivant le modèle de croissance développé par DURLAUF ET AL. (2005), l'équation de la GWR peut s'écrire de la forme suivante

(i) si l'on prend en compte l'intégralité des Fonds structurels perçus par région :

$$Y_{i,t} = a_0 + \beta_1(u_i, v_i) \ln y_{i,0} + \beta_2(u_i, v_i) \ln Access_{i,0} + \beta_3(u_i, v_i) \ln Agglo_{i,0} + \beta_4(u_i, v_i) \ln Educ_{i,0} + \beta_5(u_i, v_i) \ln R\&D_{i,0} + \beta_6(u_i, v_i) \ln Insti_{i,0} + \beta_7(u_i, v_i) \ln TotFds_{i,1} + \beta_8(u_i, v_i) \ln InvestTot_{i,0} + \beta_9(u_i, v_i) \ln XPop_{i,0} + \varepsilon_i \quad (4)$$

(ii) si l'on prend en compte Fonds structurels perçus par région au titre de l'Objectif 1 et des Fonds de Cohésion :

$$Y_{i,t} = a_0 + \beta_1(u_i, v_i) \ln y_{i,0} + \beta_2(u_i, v_i) \ln Access_{i,0} + \beta_3(u_i, v_i) \ln Agglo_{i,0} + \beta_4(u_i, v_i) \ln Educ_{i,0} + \beta_5(u_i, v_i) \ln R\&D_{i,0} + \beta_6(u_i, v_i) \ln Insti_{i,0} + \beta_7(u_i, v_i) \ln Obj1CoFds_{i,1} + \beta_8(u_i, v_i) \ln InvestTot_{i,0} + \beta_9(u_i, v_i) \ln XPop_{i,0} + \varepsilon_i \quad (5)$$

Où  $Y_{i,t}$  est la variable dépendante du modèle à expliquer définie pour une région  $i$  sur la période  $t$  (2000-2014) comme suit :

$$Y_{i,t} = \frac{\ln(y_{i,t1}) - \ln(y_{i,t0})}{t - t_0} \quad (6)$$

$(u_i, v_i)$  est la localisation de l'observation  $i$  et  $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$  sont les paramètres du modèle issus des modèles de convergence conditionnelle de SOLOW (1956) et MANKIV ET AL. (1992) et du modèle de croissance endogène de BARRO (1991).

Sous l'hypothèse de convergence conditionnelle, on dira qu'il y a une  $\beta$ -convergence si le paramètre estimé  $\beta_1$  ( $\ln Y_{i0}$ ) est significativement négatif (Barro et Sala-i-Martin, 1995).

### 3.3 – Test de la variabilité géographique

Nous avons procédé à un test de la variabilité géographique de chaque coefficient du modèle. Une comparaison de modèles est réalisée entre la GWR originale et un modèle permuté dans lequel seul le coefficient testé est fixe tandis que les autres coefficients sont maintenus dans leur potentielle variabilité conformément à un modèle de GWR. En comparant l'AICc, si la GWR originale est meilleure comparée au modèle permuté testant le coefficient, alors il est possible de dire que ledit coefficient varie dans l'espace. En parallèle, le test hypothétique traditionnel utilisant des statistiques F pour un modèle gaussien est réalisé (NAKAYA, 2014).

Un exemple de modèle de convergence est pris ci-après où l'on teste l'impact des Fonds structurels sur la croissance (modèle 1 – voir tableau 3) :

Soit un modèle de GWR classique

$$Y_{i,t} = \alpha_0 + \beta_0(u_i, v_i) \ln y_{i,0} + \beta_1(u_i, v_i) \ln Obj1CoFds_{i,1} + \beta_2(u_i, v_i) \ln InvestTot_{i,0} + \beta_3(u_i, v_i) \ln XPop_{i,0} + \varepsilon_i \quad (7)$$

Pour tester la variabilité géographique de  $\beta_0(u_i, v_i)$ , nous comparons un modèle à constante fixe et un modèle à pente fixe, définis respectivement comme suit :

(i) modèle à constante fixe :

$$Y_{i,t} = \alpha_0 + \beta_0(u_i, v_i) \ln y_{i,0} + \beta_1(u_i, v_i) \ln Obj1CoFds_{i,1} + \beta_2(u_i, v_i) \ln InvestTot_{i,0} + \beta_3(u_i, v_i) \ln XPop_{i,0} + \varepsilon_i \quad (8)$$

(ii) modèle à pente fixe :

$$Y_{i,t} = \alpha_0(u_i, v_i) + \beta_0 \ln y_{i,0} + \beta_1(u_i, v_i) \ln Obj1CoFds_{i,1} + \beta_2(u_i, v_i) \ln InvestTot_{i,0} + \beta_3(u_i, v_i) \ln XPop_{i,0} + \varepsilon_i \quad (9)$$

Si le modèle permuté est plus performant que le modèle à pente fixe, cela signifie que  $\beta_0(u_i, v_i)$  varie significativement dans l'espace. Pour cela, une différence est calculée entre le modèle original et le modèle permuté. Si la valeur est positive, on conclue à une absence de variabilité spatiale dans le terme local mis en évidence. Si le modèle de GWR permuté atteint un meilleur ajustement statistique que le modèle de pente fixe, la valeur du modèle est négative et la variable varie significativement dans l'espace.

Variable	différence de critère
ln2000	-778,957702
lnObj1CoFds	-3,906
lnTotFds	-25,465
lnEduc	-36,091
lnAgglo	-3,844
lnInstit	-879,834
lnR&D	-3,526
lnAccess	-7,257
lnInvestot	-48,053
lnXpop	-12,459

Le test réalisé (voir tableau 3) indique que l'intégralité des variables considérées dans le modèle varient significativement dans l'espace.

## 4 – La contribution des Fonds structurels européens à la convergence territoriale

### 4.1. Un modèle séquentiel de la convergence territoriale

Dans l'implémentation de la GWR, le taux de croissance a été modélisé comme une fonction de plusieurs paramètres décrits dans le tableau 1. Afin d'étudier l'hétérogénéité spatiale des disparités en termes de croissance régionale, nous avons réalisé un modèle séquentiel (tableau 4). Il s'agit de tester plusieurs modèles de convergence territoriale (modèles 1 à 4 avec Fonds structurels et modèle 5 sans Fonds structurels). Seule la moyenne des coefficients a été reportée dans le tableau du modèle séquentiel. La cartographie des coefficients estimés permet d'évaluer l'ampleur de la variabilité spatiale des paramètres des différents modèles.

Dans le modèle 5 sans Fonds structurels, le coefficient estimé associé au PIB/hab. en 2000 est significatif et négatif indiquant ainsi un processus de convergence des régions européennes. Les coefficients des autres paramètres du modèle sont tous statistiquement significatifs et influencent positivement la croissance régionale, ce qui est par ailleurs confirmé par la littérature. L'indice de Moran de  $Y_{i,t}$  ( $I = 0,68$ ) indique que le taux de croissance d'une région est influencé par celui des régions voisines.

**Tableau 4 : Modèle séquentiel de convergence territoriale**

Variable	avec fonds structurels												sans fonds structurels		
	modèle 1			modèle 2			modèle 3			modèle 4			modèle 5		
	tot	centre	periph	tot	centre	periph	tot	centre	periph	tot	centre	periph	tot	centre	periph
ln2000	-0,065 (0,002)	0,011 (0,012)	-0,036 (0,004)	-0,059 (0,003)	0,006 (0,013)	-0,028 (0,004)	-0,033 (0,004)	0,003 (0,006)	-0,039 (0,005)	-0,030 (0,004)	0,000 (0,010)	-0,034 (0,004)	-0,036 (0,006)	0,000 (0,013)	-0,043 (0,006)
lnObj1CoFds	-0,004 (0,001)	0,001 (0,000)	-0,002 (0,001)				-0,001 (0,000)	0,001 (0,000)	-0,001 (0,000)						
lnTotFds				-0,006 (0,003)	0,001 (0,001)	-0,004 (0,001)				-0,002 (0,001)	0,002 (0,001)	-0,003 (0,001)			
lnEduc							0,003 (0,001)	-0,001 (0,002)	0,005 (0,002)	0,002 (0,001)	0,001 (0,002)	0,004 (0,002)	0,003 (0,001)	0,001 (0,004)	0,004 (0,002)
lnAgglo							0,001 (0,001)	0,000 (0,000)	0,002 (0,001)	0,001 (0,000)	0,000 (0,001)	0,001 (0,001)	0,001 (0,001)	0,000 (0,001)	0,002 (0,001)
lnInstit							0,001 (0,002)	0,005 (0,005)	0,005 (0,003)	0,003 (0,002)	0,005 (0,011)	0,005 (0,003)	0,003 (0,002)	0,005 (0,011)	0,008 (0,003)
lnR&D							0,002 (0,000)	0,002 (0,001)	0,001 (0,001)	0,002 (0,001)	0,002 (0,001)	0,001 (0,001)	0,003 (0,001)	0,002 (0,002)	0,003 (0,002)
lnAccess							0,001 (0,001)	0,000 (0,001)	0,001 (0,000)	0,001 (0,000)	0,000 (0,001)	0,001 (0,000)	0,002 (0,004)	0,000 (0,000)	0,002 (0,001)
lnInvestot (var contrôle)	0,002 (0,001)	-0,002 (0,000)	0,000 (0,000)	0,001 (0,001)	-0,001 (0,000)	0,000 (0,000)	-0,001 (0,001)	-0,001 (0,000)	-0,001 (0,000)	-0,001 (0,001)	-0,002 (0,001)	-0,001 (0,001)	-0,001 (0,000)	-0,002 (0,001)	-0,001 (0,001)
lnXpop (var contrôle)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,002)	0,000 (0,001)	0,000 (0,000)	0,000 (0,002)	0,000 (0,000)	-0,001 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	-0,001 (0,001)	0,000 (0,001)	0,000 (0,000)	-0,001 (0,000)	0,000 (0,000)
AICc	-1645,606	-795,870	-767,994	-1620,521	-857,919	-783,243	-1600,037	-922,467	-772,129	-1606,203	-903,807	-779,444	-1602,561	-905,308	-751,880
R <sup>2</sup>	0,315	0,561	0,522	0,358	0,526	0,591	0,458	0,505	0,585	0,506	0,427	0,616	0,457	0,423	0,512
R <sup>2</sup> ajusté	0,306	0,536	0,499	0,351	0,499	0,571	0,436	0,462	0,548	0,449	0,375	0,582	0,437	0,376	0,473
I Moran des résidus stand. du modèle	0,111	0,095	0,064	0,053	0,125	0,094	0,077	0,120	0,089	0,102	0,092	0,096	0,049	0,074	0,078

Lorsque l'on s'attarde sur l'hétérogénéité spatiale et les deux régimes spatiaux associés (centre et périphérie), on s'aperçoit que si un processus de convergence entre les régions périphériques s'opère, celui-ci est nul pour les régions centrales. Les autres coefficients des deux régimes spatiaux restent positifs et significatifs. Notons que les coefficients les plus élevés concernent la qualité institutionnelle qui influence positivement la croissance régionale. On retrouve ainsi les conclusions des travaux récents (CHARRON, 2016) sur l'efficacité institutionnelle et administrative des régions plus développées et donc, leur capacité à pouvoir mieux mobiliser et utiliser les Fonds qui leurs sont alloués.

Dans les modèles 3 et 4 intégrant les Fonds structurels, on retrouve toujours un processus de convergence à l'échelle des régions européennes et pour les régions périphériques alors qu'un processus de divergence s'observe entre les régions centrales. L'impact des Fonds européens est vérifié pour les régions centrales confirmant ainsi des travaux récents (PUIGSERVER-PENALVER, 2007 ; ESPOSTI ET BUSSOLETTI, 2008 ; PELLEGRINI ET AL., 2013 ; MAYNOU ET AL., 2016 entre autres). En revanche, concernant l'impact de la politique de Cohésion sur l'ensemble des régions européennes et sur les régions périphériques, une relation négative et significative affecte la croissance régionale. Par ailleurs, ces deux modèles permettent de démontrer, comme RODRIGUEZ-POSE et CRESCENZI (2008) le précisent, que les conditions socio-économiques locales telles que le niveau d'éducation et l'investissement dans la R&D favorisent la croissance économique. Les régimes spatiaux « centre » et « périphérie » montrent que le niveau de qualité institutionnelle de ces régions influe sur leur croissance.

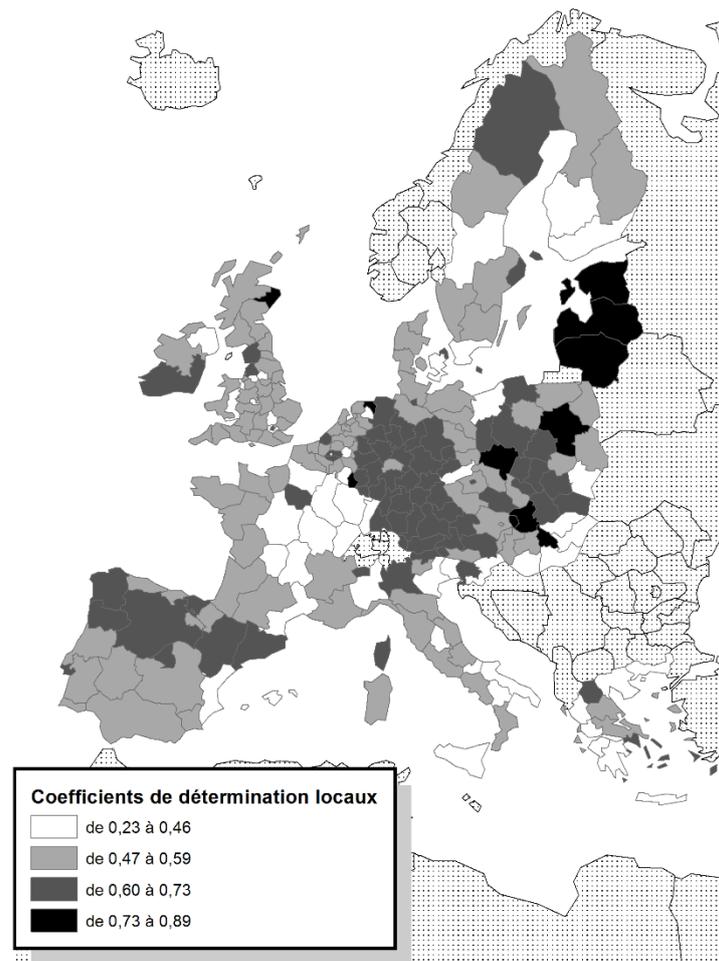
Les modèles 1 et 2 estimant les taux de croissance régionaux uniquement en intégrant les Fonds structurels comme paramètres du modèle permettent d'isoler leurs effets directs. Si l'on compare strictement les deux modèles sans régimes spatiaux, les aides au titre de l'Objectif 1 et les Fonds totaux perçus jouent négativement sur la croissance confirmant les travaux de MOHL ET HAGEN (2010) ou encore ceux de BOUAYAD-AGHA ET AL. (2013 a et b).

Le modèle 1 intégrant l'ensemble des Fonds européens perçus au titre de l'Objectif 1 et de la Politique de Cohésion permet de conclure à un effet faible mais significatif de ce dispositif de soutien sur la croissance pour les régions centrales. En revanche, le coefficient des modèles 1 et 2 avec régime spatial périphérique montre que les Fonds européens (Obj. 1 et Pol. de Co.) auraient un effet négatif sur la croissance. On retrouve des conclusions similaires dans les travaux de RODRIGUEZ-POSE ET FRATESI (2004) ou encore DALL'ERBA ET LE GALLO (2008). Ces auteurs expliquent ces résultats par le fait que (i) les aides allouées ne sont pas toujours utilisées de manière efficace (exemple des infrastructures de transport) ou dans les secteurs ayant les meilleurs retours sur investissement et que (ii) les projets financés par ces Fonds ne bénéficient pas nécessairement aux régions qui ont porté ces projets. L'efficacité de ces Fonds dans les régions périphériques semble donc être remise en cause si l'on intègre uniquement dans le modèle économétrique cette variable sans conditionnalité d'autres estimateurs expliquant la croissance économique régionale.

#### **4.2. Une approche territorialisée de la convergence et de l'efficacité des Fonds structurels européens**

Comme LE GALLO ET AL. (2011), nous pensons que l'approche locale des inégalités régionales est la méthodologie la plus adéquate pour se rapprocher le plus de ce que voulait dire SOLOW (1956) dans son modèle de beta-convergence conditionnelle. Aussi, la GWR permet d'approcher localement la variation importante de la croissance économique entre les régions et l'ampleur de l'instabilité structurelle. La visualisation des coefficients du modèle de GWR permise par cette méthode met en lumière les variations spatiales des paramètres.

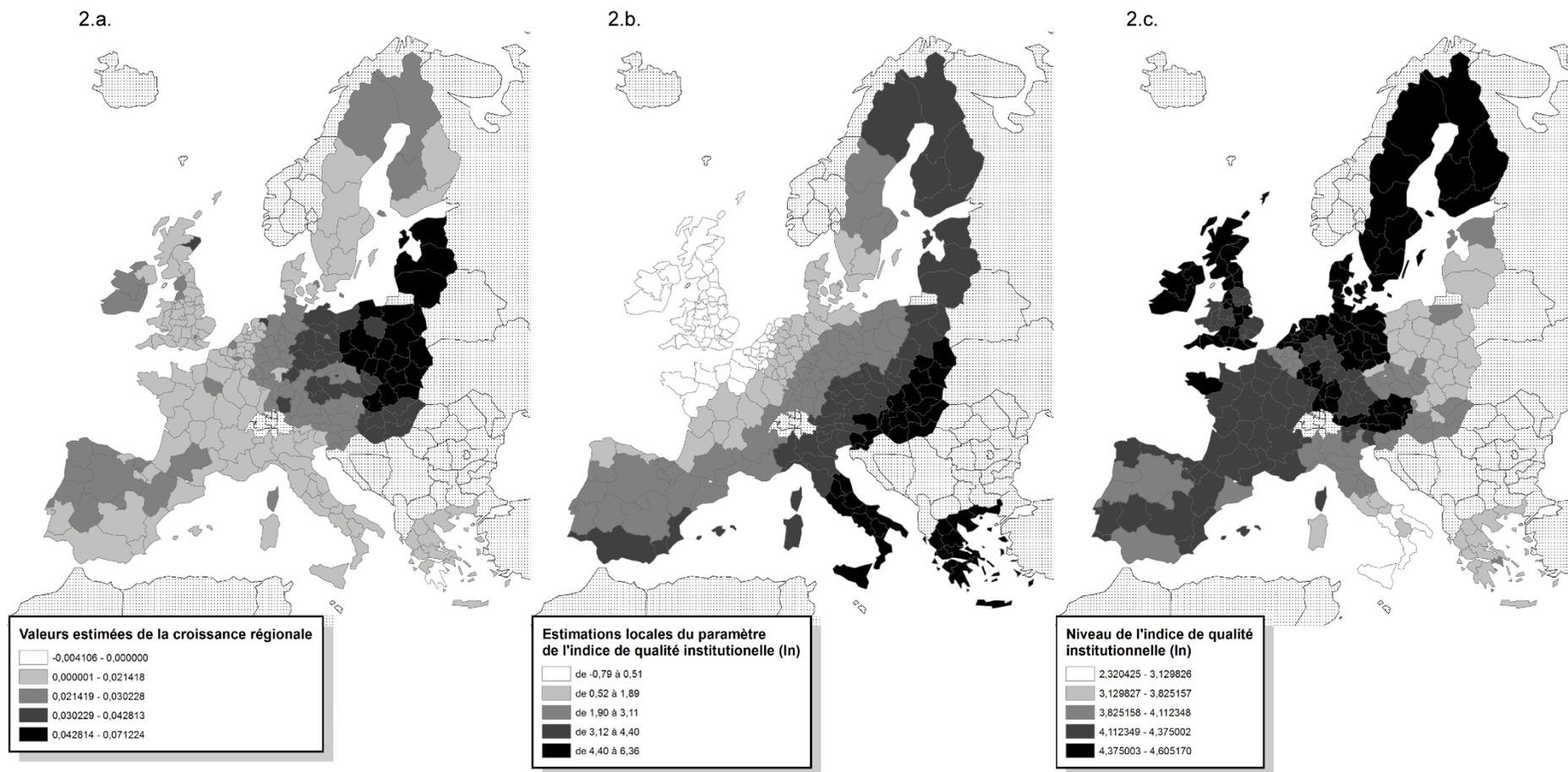
**Figure 1 : Distribution spatiale des coefficients de détermination locaux (modèle 4)**



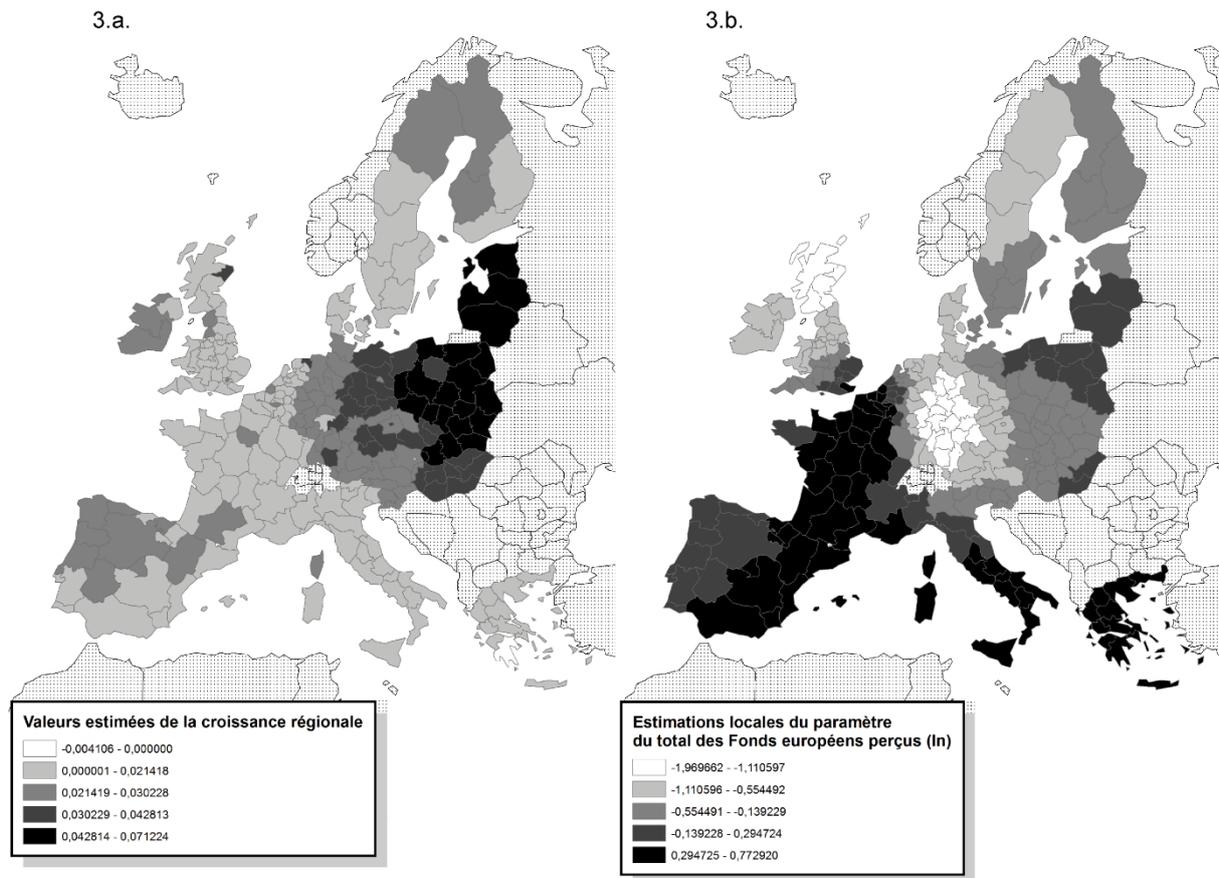
La distribution spatiale des valeurs locales du  $R^2$  générées par notre modèle de GWR est représentée sur la figure 1. Les variations géographiques de ces valeurs montrent comment l'effet statistique combiné de nos variables explicatives de la croissance diffère selon les régions de l'UE. Cette carte peut également être utilisée pour visualiser et identifier les lieux dans lesquels le pouvoir explicatif du modèle est particulièrement important (en particulier dans les pays baltes et les régions capitales d'une manière générale). A l'inverse, dans une partie des régions françaises en particulier, la croissance n'est pas expliquée de manière adéquate par notre ensemble de variables déterminantes. D'autres variables – non examinées dans notre analyse – peuvent fournir une meilleure explication statistique de la croissance pour ces régions.

La GWR nous permet d'évaluer où et comment les relations avec la croissance régionale varient dans l'espace, en magnitude et en significativité au sein de l'Union européenne. Dans la figure 2.b., les paramètres locaux estimés laissent à penser que le niveau de qualité institutionnelle joue un rôle important et plus qu'ailleurs dans l'explication de la croissance régionale en Europe centrale et orientale, en Grèce et en Italie. En l'espèce, la mise en relation de la carte 2.a et 2.c et compte-tenu des résultats de la carte 2.b. montre que le niveau plus faible de qualité institutionnelle observé dans les régions précitées influe sur le niveau de croissance corroborant plusieurs travaux récemment publiés (RODRIGUEZ-POSE 2011 ; MONTRESOR ET AL. 2013 ; CHARRON ET AL., 2014 ; RODRIGUEZ-POSE ET GARCILAZO, 2015). C'est particulièrement vrai pour les régions de la botte italienne qui enregistrent une croissance

**Figure 2 : Influence de la qualité institutionnelle sur la croissance régionale (modèle 4)**



**Figure 3 : Variations spatiales de l'influence des Fonds européens sur la croissance régionale (modèle 2)**



économique faible malgré le fait qu'elles font partie des régions de notre échantillon à avoir perçu le plus d'argent au titre des Fonds structurels européens sur la période considérée. Au sein d'une région, l'Etat de droit, le niveau de corruption et la gouvernance établie – évaluée dans le cadre de notre étude via l'indice de qualité institutionnelle développé par CHARRON – sont déterminants pour la croissance économique (RODRICK ET AL., 2004) et pour une utilisation efficace des Fonds structurels européens.

La distribution géographique des coefficients estimés pour le modèle 2 (incluant la somme des Fonds structurels européens perçus entre 2000 et 2013) a été cartographiée (Figure 3.b.). Les résultats suggèrent que, exceptés en Allemagne et au Royaume-Uni en particulier, le montant des Fonds structurels européens perçus influence significativement la croissance régionale. Ceci est particulièrement vrai en France et dans l'Europe méditerranéenne. Or, cette dernière a largement bénéficié de la politique de Cohésion sur la période étudiée alors même que les régions qui la composent enregistrent une croissance faible.

Dès lors, la GWR permet de montrer l'hétérogénéité spatiale de l'efficacité des Fonds structurels européens comme LE GALLO ET AL. (2011) et BECKER ET AL. (2013) l'ont déjà souligné. Nos travaux confirment ceux de BOUAYAD-AGHA ET AL. (2013 a et b) selon lesquels les conditions initiales comptent. Au regard de nos résultats, les Fonds européens ne semblent pas avoir les effets escomptés pour les régions avec un faible potentiel de croissance. La mise en évidence d'une croissance économique multipolaire comme l'a déjà souligné BOURDIN (2015) souligne l'efficacité différenciée des Fonds structurels. En l'espèce, les régions d'Europe centrale et orientale (Pologne, Slovaquie et Pays Baltes en particulier) considérées comme moins riches en 2000 enregistrent des taux de croissance estimés les plus élevés. C'est aussi ces régions qui, sur la période 2007-2013, ont perçu le plus de Fonds européens. Ce bouleversement dans la distribution des Fonds (tableau 4) à l'avantage de ces régions

entre les deux périodes de programmation (BOURDIN, 2014) a entraîné des effets multiplicateurs pour celles-ci (confirmé par la figure 3).

**Tableau 4 : Comparatif des dix régions ayant reçu le plus de Fonds européens entre 2000 et 2013**

Période de programmation 2000-2006		Période de programmation 2007-2013	
Nomenclature Nuts 2	Fonds/hab.	Nomenclature Nuts 2	Fonds/hab.
PT30 Madère	4 467 €	ES61 Açores	5 006 €
GR21 Épire	4 049 €	HU31 Hongrie septentrionale	3 133 €
GR41 Égée septentrionale	3 859 €	HU23 Transdanubie méridionale	3 098 €
PT20 Açores	3 438 €	PT18 Alentejo	3 059 €
PT18 Alentejo	3 342 €	HU32 Grande Plaine septentrionale	2 995 €
GR13 Macédoine occidentale	3 239 €	CZ04 Nord-ouest	2 971 €
GR22 Îles ioniennes	3 210 €	HU33 Grande Plaine méridionale	2 945 €
GR24 Grèce centrale	3 126 €	CZ08 Moravie-Silésie	2 903 €
GR43 Crète	3 044 €	HU22 Transdanubie occidentale	2 804 €
GR23 Grèce occidentale	3 043 €	CZ07 Moravie centrale	2 797 €

## 5 - Conclusion et discussion

L'importance du sujet qui a été traité ici est triple. Politiquement, dans un contexte où la solidarité entre les Etats-membres est interrogée, éclairer la question de la contribution des Fonds de la politique de Cohésion à la croissance régionale est souhaitable. Théoriquement, l'analyse territorialisée de la croissance et du rôle joué par les aides européennes implique une compréhension de l'hétérogénéité spatiale des facteurs concourants au développement économique régional (théorie de la croissance endogène et nouvelle économie géographique). Méthodologiquement, ce débat théorique a été testé empiriquement grâce à la méthode de la GWR comme outil d'évaluation de cette politique publique régionale européenne.

Les résultats montrent une hétérogénéité spatiale significative des coefficients locaux des paramètres explicatifs de la croissance régionale. En particulier, l'efficacité différenciée des Fonds européens peut être mise en lien avec la capacité des régions à mobiliser ces Fonds de manière efficiente et leur qualité institutionnelle. Ceci est confirmé par la déclinaison en deux régimes spatiaux (centre et périphérie) où les résultats montrent l'impact négatif et significatif des Fonds européens au titre de l'Objectif 1 et de la politique de Cohésion sur la croissance régionale des régions périphériques de notre échantillon.

Ces résultats interrogent la capacité des Fonds à pouvoir inverser les tendances à l'agglomération et les dynamiques sélectives de croissance régionale. La représentation cartographique des paramètres locaux estimés permet de mettre en lumière le besoin d'une politique de Cohésion plus « territorialisée » (PETRAKOS ET AL., 2011). L'expertise sur la politique régionale a évolué dans ce sens et, à la fin de la première décennie du nouveau millénaire, un certain nombre de rapports très convaincants quant à l'intervention de la politique sur le développement régional ont été publiés par des organisations internationales importantes telles que l'OCDE, la Banque mondiale et la Commission européenne. Ces rapports ont révélé deux points de vue opposés à un débat animé sur la politique régionale européenne. D'une part, il est émis l'idée d'une politique de développement régional « space-neutral », en mettant l'accent sur les avantages d'agglomération et les retombées découlant de la concentration géographique. D'autre part, une approche territoriale (dite « place-based ») qui suppose que la prise en compte du contexte géographique – en particulier le rôle des institutions, l'importance des « connaissances » locales, les caractéristiques socio-économiques – est indispensable. Il semblerait que nos résultats suggèrent une approche territorialisée de la politique de Cohésion en tenant compte de son inégale efficacité en Europe. En revanche, il n'est pas dit que l'approche par la spécialisation

intelligente basée sur la performance et la compétitivité entre les régions n'aggrave les déséquilibres (AVDIKOS ET CHARDAS, 2015). Certaines régions (les plus développées) possèdent déjà les compétences adéquates (soft skills) qui leur permettent de mobiliser de manière optimale les Fonds structurels européens, et d'autres (plus fragiles) ne sont pas en mesure d'exploiter tout le potentiel que ces financements permettent. Après 2020, lorsque les chercheurs disposeront des nouvelles données sur les Fonds européens perçus, les analyses permettront alors de comparer les approches « space-neutral » et « place-based » et d'en tirer des conclusions.

CAPELLO (2009) avance qu'une nouvelle théorie de la croissance en science régionale est en train d'émerger. Cette dernière investit les conditions et spécificités locales qui permettent à un système économique d'arriver à de hauts niveaux de compétitivité et d'innovation et, de manière plus cruciale, à maintenir ces niveaux dans le temps. Notre analyse à cet égard permet de mettre en évidence les variations spatiales de ces conditions et spécificités locales. Les décideurs politiques doivent en conséquence prendre en compte les caractéristiques locales et favoriser des politiques plus ciblées. De ce point de vue, les méthodes alternatives de régression spatiales peuvent être particulièrement utiles pour éclairer les politiques.

En comparant spatialement les magnitudes des paramètres estimés, la GWR permet de conceptualiser les effets relatifs des variables indépendantes comme une fonction continue dans l'espace. Dans leur article « la GWR peut-elle améliorer l'analyse régionale et l'élaboration des politiques ? », ALI ET AL. (2007) interrogeaient l'intérêt et les limites de l'utilisation d'une telle méthode. Comme ils le soulignent, les résultats de la GWR sont davantage destinés à être exploratoires et à générer des hypothèses plutôt qu'à tester des hypothèses. Aussi, nos résultats montrant l'hétérogénéité spatiale de la croissance doivent être complétés par des investigations plus profondes sur les raisons de cette hétérogénéité. Elles peuvent être également comparées avec d'autres méthodes permettant de capter la variabilité spatiale de l'effet des Fonds structurels. Nous pensons ici à l'utilisation de modèles géo-additifs qui sont un moyen pratique d'incorporer le lissage spatial et de capturer les effets locaux de variables spatiales non observées. Comme la GWR, ces modèles autorisent les coefficients à varier dans l'espace. A ce jour, aucune étude n'a encore utilisé un modèle additif généralisé incluant une dimension spatiale pour analyser l'efficacité des Fonds structurels, or il semblerait que ce type de modèle permettrait de mieux traiter de la question de l'endogénéité des aides européennes.

## **Bibliographie**

- Abreu, M., De Groot, H. L., & Florax, R. J. (2005). Space and growth: a survey of empirical evidence and methods. *Région et développement*, n°1, pp. 1-32
- Ali, K., Partridge, M. D., & Olfert, M. R. (2007). Can geographically weighted regressions improve regional analysis and policy making?. *International Regional Science Review*, 30(3), 300-329.
- Anselin L. (1988) *Spatial econometrics: Methods and models*. Kluwer Academic Publishers, Dordrecht
- Apparicio, P., SÉGUIN, A., & Leloup, X. (2007). Modélisation spatiale de la pauvreté à Montréal: apport méthodologique de la régression géographiquement pondérée. *The Canadian Geographer/Le Géographe canadien*, 51(4), 412-427.
- Arbia, G., & Fingleton, B. (2008). New spatial econometric techniques and applications in regional science. *Papers in Regional Science*, 87(3), 311-317.

- Arbia, G., Battisti, M., & Di Vaio, G. (2010). Institutions and geography: Empirical test of spatial growth models for European regions. *Economic Modelling*, 27(1), 12-21.
- Artelaris, P. (2014). Local versus regime convergence regression models: a comparison of two approaches. *GeoJournal*, 80(2), 263-277.
- Avdikos, V., & Chardas, A. (2015). European Union Cohesion Policy Post 2014: More (Place-Based and Conditional) Growth-Less Redistribution and Cohesion. *Territory, Politics, Governance*, 4(1), 97-117.
- Bachtler, J., & Gorzelak, G. (2007). Reforming EU Cohesion Policy: A reappraisal of the performance of the Structural Funds. *Policy studies*, 28(4), 309-326.
- Barca, F. (2009) *An Agenda for a Reformed Cohesion Policy. A Place-Based Approach to Meeting European Union Challenges and Expectations*, European Commission, Brussels.
- Barca, F., McCann, P., & Rodríguez-Pose, A. (2012). The case for regional development intervention: place-based versus place-neutral approaches. *Journal of regional science*, 52(1), 134-152.
- Baumont, C., Ertur, C., & Le Gallo, J. (2006). Clubs de convergence et effets de débordement géographiques: une analyse spatiale sur données régionales européennes, 1980-1995. *Economie et Prévision*, 173(2), 2-34.
- Becker, G. S. (1964). *Human capital theory*. Columbia, New York.
- Becker, S. O., Egger, P. H., & Von Ehrlich, M. (2012). Too much of a good thing? On the growth effects of the EU's regional policy. *European Economic Review*, 56(4), 648-668.
- Becker, S. O., Egger, P. H., & Von Ehrlich, M. (2013). Absorptive Capacity and the Growth and Investment Effects of Regional Transfers: A Regression Discontinuity Design with Heterogeneous Treatment Effects. *American Economic Journal: Economic Policy*, 5.4, 29-77.
- Benson, T., Chamberlin, J., & Rhinehart, I. (2005). An investigation of the spatial determinants of the local prevalence of poverty in rural Malawi. *Food Policy*, 30(5), 532-550.
- Bivand, R., & Brunstad, R. (2005). Further explorations of interactions between agricultural policy and regional growth in Western Europe-approaches to nonstationarity in spatial econometrics. 45<sup>ème</sup> Congrès de la European Regional Science Association, Amsterdam.
- Bosker, M., & Garretsen, H. (2008). Economic development and the geography of institutions. *Journal of Economic Geography*, lbn047.
- Bouayad-Agha, S., Turpin, N., & Védrine, L. (2013a). Au-Delà De La Moyenne: Les Effets Par Quantile De La Politique de Cohésion De L'Union Européenne. *Region et Développement*, 38, 27-48.
- Bouayad-Agha, S., Turpin, N., & Védrine, L. (2013b). Fostering the development of European regions: a spatial dynamic panel data analysis of the impact of cohesion policy. *Regional Studies*, 47(9), 1573-1593.
- Bourdin, S. (2014). Les défis de la future politique régionale européenne 2014-2020 : on prend les mêmes et on recommence. *Géoconfluences*, mis en ligne le 20 mars 2014

- Bourdin, S. (2015) National and regional trajectories of convergence and economic integration in Central and Eastern Europe. *Canadian Journal of Regional Science*, 38 (1/3), 55-63.
- Brunsdon, C., Fotheringham, A. S., & Charlton, M. E. (1996). Geographically weighted regression: a method for exploring spatial nonstationarity. *Geographical analysis*, 28(4), 281-298.
- Camagni, R., & Capello, R. (2013). Regional innovation patterns and the EU regional policy reform: toward smart innovation policies. *Growth and change*, 44(2), 355-389.
- Capello, R. (2009). Space, growth and development. Handbook of regional growth and development theories. In Capello, R., & Nijkamp, P. (Eds.). *Handbook of regional growth and development theories*. Edward Elgar Publishing, pp. 33-65.
- Charleux, L. (2003). La politique régionale de l'Union européenne: des régions à l'espace?: essai d'analyse statistique et spatiale, Thèse de doctorat, Université Joseph Fourier (Grenoble).
- Charron, N. (2016). Explaining the allocation of regional Structural Funds: The conditional effect of governance and self-rule. *European Union Politics*, 17(4), 638-659.
- Charron, N., Dijkstra, L., & Lapuente, V. (2014). Regional governance matters: quality of government within European Union member states. *Regional Studies*, 48(1), 68-90.
- Charron, N., Lapuente, V., & Dykstra, L. (2012). Regional governance matters: A study on regional variation in quality of government within the EU. *Regional Studies*.
- Commission européenne (2014) Sixième rapport sur la cohésion économique, sociale et territoriale. Investissement dans l'emploi et la croissance. Office des publications de l'Union européenne, Luxembourg
- Crescenzi, R. (2005). Innovation and regional growth in the enlarged Europe: the role of local innovative capabilities, peripherality, and education. *Growth and Change*, 36(4), 471-507.
- Crescenzi, R., & Rodríguez-Pose, A. (2011). *Innovation and regional growth in the European Union*. Springer Science & Business Media.
- Crescenzi, R., Rodríguez-Pose, A., & Storper, M. (2007). The territorial dynamics of innovation: a Europe-United States comparative analysis. *Journal of Economic Geography*, 1bm030.
- Dall'erba, S., & Fang, F. (2015). Meta-Analysis of the Impact of European Union Structural Funds on Regional Growth. *Regional Studies*, 1-12.
- Dall'Erba, S., & Le Gallo, J. (2008). Regional convergence and the impact of European structural funds over 1989-1999: A spatial econometric analysis. *Papers in Regional Science*, 87(2), 219-244.
- Dall'erba, S., Guillain, R., & Le Gallo, J. (2008). Fonds structurels, effets de débordement géographique et croissance régionale en Europe. *Revue de l'OFCE*, (1), 241-269.
- Dall'Erba, S., Guillain, R., & Le Gallo, J. (2009). Un regard nouveau sur les politiques de développement régional en Europe. *Canadian Journal of regional science*, 32(3), 465.
- Durlauf, S.N., Jonhson, P. A., Temple, J. R.W. (2005) *Growth Econometrics*. In Aghion, P., Durlauf, S.N. (eds), *Handbook of macroeconomics*, North Holland.

- Eckey, H. F., Kosfeld, R., & Türck, M. (2007). Regional convergence in Germany: a geographically weighted regression approach. *Spatial Economic Analysis*, 2(1), 45-64.
- Ederveen, S., Groot, H. L., & Nahuis, R. (2006). Fertile soil for structural funds? A panel data analysis of the conditional effectiveness of European cohesion policy. *Kyklos*, 59(1), 17-42.
- Ertur, C., Le Gallo, J., & LeSage, J. P. (2007). Local versus global convergence in Europe: a Bayesian spatial econometric approach. *The Review of Regional Studies*, 37(1), 82.
- Esposti, R., & Bussoletti, S. (2008). Impact of Objective 1 funds on regional growth convergence in the European Union: a panel-data approach. *Regional Studies*, 42(2), 159-173.
- Faggian, A., & McCann, P. (2009). Human capital and regional development. *Handbook of regional growth and development theories*, 133-151.
- Farole, T., Rodríguez-Pose, A., & Storper, M. (2011). Cohesion policy in the European Union: growth, geography, institutions. *JCMS: Journal of Common Market Studies*, 49(5), 1089-1111.
- Farrow, A., Larrea, C., Hyman, G., & Lema, G. (2005). Exploring the spatial variation of food poverty in Ecuador. *Food Policy*, 30(5), 510-531.
- Fingleton, B., & López-Bazo, E. (2006). Empirical growth models with spatial effects. *Papers in regional science*, 85(2), 177-198.
- Fotheringham A.S (2009) Geographically Weighted Regression. In Fotheringham A.S. et Rogerson P. (eds) *The Sage handbook of spatial analysis*. SAGE Publications Ltd
- Fotheringham, A. S., Brunsdon, C., & Charlton, M. E. (2009). Geographically weighted regression. *The Sage handbook of spatial analysis*, 243-254.
- Garretsen, H., McCann, P., Martin, R., & Tyler, P. (2013). The future of regional policy. *Cambridge Journal of Regions, Economy and Society*, 6(2), 179-186.
- Geppert, K., & Stephan, A. (2008). Regional disparities in the European Union: Convergence and agglomeration. *Papers in Regional Science*, 87(2), 193-217.
- Glaeser, E. L., La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., & Shleifer, A. (2004). Do institutions cause growth?. *Journal of economic Growth*, 9(3), 271-303.
- Harris, R. (2011). Models of regional growth: past, present and future. *Journal of economic surveys*, 25(5), 913-951.
- Huang, Y., & Leung, Y. (2002). Analysing regional industrialisation in Jiangsu province using geographically weighted regression. *Journal of Geographical Systems*, 4(2), 233-249.
- Krugman, P. (1992). Toward a counter-counterrevolution in development theory. *The World Bank Economic Review*, 6(suppl 1), 15-38.
- Le Gallo J., Dall'erba S. et Guillain R. (2011) The local versus global dilemma of the effects of structural funds. *Growth and Change*, 42(4), 466-490
- LeSage, J. P. (2004). A family of geographically weighted regression models. In *Advances in spatial econometrics* (pp. 241-264). Springer Berlin Heidelberg.

Lucas, R. E. (1990). Why doesn't capital flow from rich to poor countries?. *The American Economic Review*, 80(2), 92-96.

Mankiw, N. G., Romer, D., & Weil, D. N. (1992). A contribution to the empirics of economic growth. *The quarterly journal of economics*, 107(2), 407-437

Martin, P., & Ottaviano, G. I. (2001). Growth and agglomeration. *International Economic Review*, 42(4), 947-968.

Maynou, L., Saez, M., Kyriacou, A., & Bacaria, J. (2016). The impact of structural and cohesion funds on Eurozone convergence, 1990–2010. *Regional Studies*, 50(7), 1127-1139.

McCann, P., & Ortega-Argilés, R. (2016). Smart Specialisation: Insights from the EU Experience and Implications for Other Economies. *Investigaciones regionales-journal of regional research*, (36), 279-293.

McCann, P., & Rodríguez-Pose, A. (2011). Why and when development policy should be place-based. *OECD Regional Outlook 2011*, 203-213.

Meloche, J. P., & Shearmur, R. (2010). EMPLOI DANS LE SECTEUR PUBLIC ET CROISSANCE ÉCONOMIQUE RÉGIONALE AU CANADA: QUELQUES LIMITES INHÉRENTES AUX RÉGRESSIONS SPATIALES. *Canadian Journal of Regional Science*, 33(1).

Mohl, P., & Hagen, T. (2010). Do EU structural funds promote regional growth? New evidence from various panel data approaches. *Regional Science and Urban Economics*, 40(5), 353-365.

Molle, W. (2015). *Cohesion and growth: the theory and practice of European policy making*. Routledge.

Myrdal, G. (1964). The War on Poverty. *The New Republic*, 150(6), 14-16.

Nakaya, T. (2014): Semiparametric geographically weighted generalised linear modelling: the concept and implementation using GWR4. Brunson, C. and Singleton, A. eds. *Geocomputation: A Practical Primer*, Sage

Neumark, D & Simpson, HD, (2015) 'Place-based policies'. in: Gilles Duranton, JV Henderson, William Strange (eds) *The Handbook of Regional and Urban Economics*. Elsevier/Academic Press:Amsterdam

Pellegrini, G., Terribile, F., Tarola, O., Muccigrosso, T., & Busillo, F. (2013). Measuring the effects of European Regional Policy on economic growth: A regression discontinuity approach. *Papers in Regional Science*, 92(1), 217-233.

Persson, M., R. Ruparel, and C. Howarth (2012) *Off Target: The case for bringing regional policy back home*. Open Europe.

Petrakos, G. (2012). Integration, spatial dynamics and regional policy dilemmas in the European Union. University of Thessaly. *Discussion Paper Series*, 18(2), 27-40.

Petrakos, G., Kallioras, D., & Anagnostou, A. (2011). Regional growth and convergence in Europe: understanding patterns and determinants. *European Urban and Regional Studies*, 18(4), 375-391

Puigcerver-Peñalver, M. C. (2007). The impact of structural funds policy on European regions' growth. A theoretical and empirical approach. *The European Journal of Comparative Economics*, 4(2), 179.

Ramajo, J., Márquez, M. A., Hewings, G. J., & 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.

Riou, S., & Le Gallo, J. (2008). Les politiques européennes de cohésion territoriale. In Jacquet, N., & Darmon, D. *Les pôles de compétitivité: le modèle français* (Vol. 5225). La documentation française.

Rodríguez-Pose, A. (2013). Do institutions matter for regional development?. *Regional Studies*, 47(7), 1034-1047.

Rodríguez-Pose, A., & Fratesi, U. (2004). Between development and social policies: the impact of European Structural Funds in Objective 1 regions. *Regional Studies*, 38(1), 97-113.

Rodríguez-Pose, A., & Garcilazo, E. (2015). Quality of government and the returns of investment: Examining the impact of cohesion expenditure in European regions. *Regional Studies*, 49(8), 1274-1290.

Rodríguez-Pose, A., & Novak, K. (2013). Learning processes and economic returns in European Cohesion policy/Procesos de aprendizaje y rendimiento económico de la Política de Cohesión Europea. *Investigaciones regionales*, (25), 7.

Rodrik, D., Subramanian, A., & Trebbi, F. (2004). Institutions rule: the primacy of institutions over geography and integration in economic development. *Journal of economic growth*, 9(2), 131-165.

Sassi, M. (2010). OLS and GWR approaches to agricultural convergence in the EU-15. *International Advances in Economic Research*, 16(1), 96-108.

Shearmur, R., Apparicio, P., Lizion, P., & Polèse, M. (2007). Space, time, and local employment growth: An application of spatial regression analysis. *Growth and Change*, 38(4), 696-722.

Solow, R. M. (1956). A contribution to the theory of economic growth. *The quarterly journal of economics*, 70(1), 65-94.

Waller, L. A., Zhu, L., Gotway, C. A., Gorman, D. M., & Gruenewald, P. J. (2007). Quantifying geographic variations in associations between alcohol distribution and violence: a comparison of geographically weighted regression and spatially varying coefficient models. *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*, 21(5), 573-588.

Yildirim, J., Öcal, N., & Özyildirim, S. (2009). Income inequality and economic convergence in Turkey: a spatial effect analysis. *International Regional Science Review*, 32(2), 221-254.

Yu, D. L. (2006). Spatially varying development mechanisms in the Greater Beijing Area: a geographically weighted regression investigation. *The Annals of Regional Science*, 40(1), 173-190.