



**HAL**  
open science

## L'évolution des écarts régionaux d'offre universitaire en France entre 1980 et 2000 : spécialisation ou diversification ?

Magali Jaoul-Grammare, Karine Pellier

### ► To cite this version:

Magali Jaoul-Grammare, Karine Pellier. L'évolution des écarts régionaux d'offre universitaire en France entre 1980 et 2000 : spécialisation ou diversification ?. *Revue internationale des économistes de langue française*, 2020, 5 (2), pp.87-103. halshs-03345631

**HAL Id: halshs-03345631**

**<https://shs.hal.science/halshs-03345631>**

Submitted on 16 Sep 2021

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

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



Distributed under a Creative Commons Attribution - NonCommercial 4.0 International License

# REVUE INTERNATIONALE DES ECONOMISTES DE LANGUE FRANÇAISE

---

RIELF 2020, Vol. 5, N°2

Association Internationale  
des Economistes de Langue Française



avec la collaboration de



UNIwersYTET  
EKONOMICZNY  
W POZNANIU

l'Université des Sciences Economiques et de Gestion de Poznań



L'Université Bernardo O'Higgins - Chili

---

## Directeur de la publication

Krzysztof MALAGA, rédacteur en chef, USEGP, Pologne

## Comité éditorial

Alastaire ALINSATO, Bénin  
Camille BAULANT, France  
Matouk BELATTAF, Algérie  
Francis BISMANS, Belgique  
Horst BREZINSKI, Allemagne  
Abdelaziz CHERABI, Algérie  
Bernard COUPEZ, France  
Jean-Jacques EKOMIE, Gabon  
Jules-Roger FEUDJO, Cameroun  
Camelia FRATILA, Roumanie  
Marian GORYNIA, Pologne  
Driss GUERRAOUI, Maroc  
Juliana HADJITCHONEVA, Bulgarie  
Vidal IBARRA-PUIG, Mexique  
Nafii IBENRISSOUL, Maroc  
Michel LELART, France  
Laura MARCU, Roumanie  
Boniface MBIH, France

Isabel MOCOROA-VEGA, Espagne  
Mbodja MOUGOUE, États-Unis  
Thierry PAIRAULT, France  
Jacques POISAT, France  
Jean-Christophe POUTINEAU, France  
Carlos QUENAN, Argentine  
Marek RATAJCZAK, Pologne  
Alain REDSLOB, France  
Xavier RICHEL, France  
Jeannette ROGOWSKI, États-Unis  
Paul ROSELE CHIM, France  
Claudio RUFF ESCOBAR, Chili  
Baiba ŠAVRINA, Lettonie  
Lansana SEYDI, Brésil  
Viatcheslav SHUPER, Russie  
Abdou THIAO, Sénégal  
Roger TSAFACK NANFOSSO, Cameroun  
François VAILLANCOURT, Canada

## Comité de rédaction

Krzysztof MALAGA, rédacteur en chef, USEGP, Pologne  
Małgorzata MACUDA, secrétaire de rédaction, USEGP, Pologne

Eliza SZYBOWICZ, soutien éditorial, USEGP, Pologne  
Marta DOBRECKA, rédactrice technique, USEGP, Pologne

© Copyright by Association Internationale des Economistes de Langue Française, Université des Sciences Economiques et de Gestion de Poznań  
Paris, Poznań 2020

La RIELF offre son contenu complet en accès libre sous licence Creative Commons BY NC SA 4.0

ISSN 2551-895X  
e-ISSN 2727-0831

Edition digitale et imprimée  
Editions de l'Université des Sciences Economiques et de Gestion de Poznań  
Projet de couverture : Izabella Jasiczak, Bernard Landais, Krzysztof Malaga, Eduardo Téllez

# L'ÉVOLUTION DES ÉCARTS RÉGIONAUX D'OFFRE UNIVERSITAIRE EN FRANCE ENTRE 1980 ET 2000 : SPÉCIALISATION OU DIFFERSIFICATION ?<sup>1</sup>

## The evolution of regional differences in French university supply between 1980 and 2000: Specialisation or diversification?

**MAGALI JAOL-GRAMMARE<sup>2</sup>**

BETA/CNRS, CAR Céreq, Université de Strasbourg, France

jaoulgrammare@beta-cnrs.unistra.fr

ORCID : 0000-0001-7397-0073

**KARINE PELLIER**

**Abstract :** The aim of this article is to examine the distribution of university training supply in France. Has there been regional university specialisation or, on the contrary, has there been a diversification of regions? After studying the evolution of regional differences for each university discipline between 1980 and 2000, we attempt to identify the specific features of each region in the supply of training. The results obtained show that there is a certain attenuation of regional differences, mainly for economically profitable disciplines. On the other hand, if we do not really identify regional specialisations, we highlight a type of specialisation that could be called “historical specialisation”.

**Keywords :** higher education, convergence, regional disparities.

**Résumé :** L'objet de cet article est de s'interroger sur la répartition de l'offre de formation universitaire en France. Y-a-t-il eu une spécialisation régionale universitaire ou au contraire a-t-on observé une diversification des régions ? Après avoir étudié l'évolution des écarts régionaux pour chaque discipline universitaire entre 1980 et 2000 nous tentons d'identifier les spécificités de chaque région dans l'offre de formation. Les résultats obtenus montrent qu'il existe une certaine atténuation des écarts régionaux, essentiellement pour les disciplines rentables économiquement. En revanche si l'on n'identifie pas réellement

---

<sup>1</sup> A la mémoire de Karine Pellier (1980-2018).

<sup>2</sup> 61 Avenue de la Forêt Noire, 67085 Strasbourg.

de spécialisations régionales, nous mettons en évidence un type de spécialisation que l'on pourrait qualifier de « spécialisation historique ».

**Mots-clés :** enseignement supérieur, convergence, disparités régionales.

**JEL Classification :** C12, I21, N14, O15, O18, R13.

## Introduction

Le terme « université » en tant qu'unité d'enseignement est utilisé en France depuis le Moyen Age, mais les universités en tant qu'éléments du système d'enseignement supérieur pourvus d'une relative autonomie sont apparues avec les sociétés industrielles au moment où la créativité sociale se définit en termes de progrès. Elles participent ainsi à la mise en place d'un nouveau modèle de connaissance basé sur la recherche et la diversification des disciplines. Les universités créées ou réformées au XIX<sup>e</sup> siècle sont en rupture avec les institutions qui portaient ce nom au Moyen Age. En effet, en 1600, l'Université reçoit ses statuts du roi lui-même qui la divise en quatre facultés : théologie, droit, médecine et arts. Jusqu'au XVIII<sup>e</sup> siècle, elle va se contenter de subir les changements institutionnels ou de leur résister. Les grands changements n'interviennent qu'avec la Convention où sont fondées l'Ecole Centrale des Travaux Publics (qui deviendra l'Ecole Polytechnique), l'Ecole de Mars (Ecole militaire), le Conservatoire des Arts et Métiers, l'Ecole des Langues Orientales Vivantes, la Bibliothèque Nationale et le Bureau des Longitudes. Les Universités supprimées par la Révolution sont rétablies par Napoléon qui ajoute une faculté supplémentaire : la faculté des sciences. Malgré certaines tentatives de regroupement des disciplines, la division médiévale demeure et certaines disciplines comme l'économie ou la philosophie sont subordonnées aux anciennes facultés de droit ou de lettres.

Au cours du XIX<sup>e</sup> siècle, l'enseignement supérieur se développe dans trois directions : les écoles spéciales, les grands établissements scientifiques et les facultés mais ce n'est qu'au XX<sup>e</sup> siècle, et surtout depuis la seconde guerre mondiale, que de nombreux événements vont marquer l'enseignement supérieur en imposant une réorganisation d'ensemble. Jusqu'en 1968 et la loi d'orientation de l'enseignement supérieur, l'Université ne regroupe que les trois ordres traditionnels de facultés, Droit, Médecine, Théologie auxquels viennent s'ajouter deux ordres plus récents, Sciences et Lettres.

Les nouvelles institutions ont une autonomie pédagogique, administrative et financière. Ainsi, dans toute la France seront mises en place 626 Unités d'Enseignement et de Recherche afin d'accueillir près de 900 000 étudiants. En 1972 est créé le DEUG mais par la suite, l'enseignement supérieur n'est que peu modifié. Une réorganisation

des études supérieures autour de trois cycles a lieu en 1984. Cette même année, la loi Savary modifie le statut des universités en élargissant en particulier leur autonomie. La mise en œuvre de cette loi correspond à deux objectifs du 9<sup>ème</sup> Plan : améliorer l'efficacité du système éducatif et démocratiser l'accès à l'université.

Par la suite, le principal problème est celui de l'accueil des étudiants dont le nombre ne cesse d'augmenter. Le Plan Université 2000, mis en place en 1990, avait pour objectif de faire face à une forte croissance des effectifs universitaires et d'opérer certains rééquilibres entre régions et entre filières d'enseignement. Il a été relayé et complété, dès 1994, dans le cadre du 11<sup>ème</sup> Plan par les contrats de plan Etat-Régions (1994-1998). En 1999, le plan « U3M » voit le jour. Proposé par C. Allègre, il prévoit que seuls les diplômes supérieurs de niveaux bac+3, bac+5 et bac+8 seront reconnus. Cela a pour effet d'inciter les étudiants, quelle que soit la région considérée, à obtenir ces diplômes et par là même de poursuivre leurs études. Ainsi, les grandes académies ne peuvent plus accueillir seules la masse d'étudiants supplémentaires. On observe alors un développement d'antennes universitaires dans des villes moyennes, afin de « soulager » les grands centres universitaires.

Le système français d'enseignement supérieur constitue un maillage territorial très dense (Cohen, 2001). Suite à la politique des années 1970 et les contrats de plan Etat-régions, la multiplication des sites d'enseignement supérieur fait qu'au début des années 2000, « aucun point du territoire métropolitain n'est à plus de 150 Kms d'une ville siège d'université » (Cohen, 2001, p. 3). Malgré ce, l'offre de formation est inégalement répartie sur le territoire, de même que la population étudiante qui demeure concentrée en Ile de France (26%) et dans les grandes villes universitaires (52%) : en 2010, 75% des étudiants se regroupent autour de 30 aires urbaines étudiantes<sup>3</sup> (Brutel, 2010).

En effet, la carte de l'enseignement supérieur demeure diversifiée et contrastée et son évolution porte la marque de l'histoire (Canals, Diebolt, & Jaoul, 2003), celle des développements urbains de l'Est et du Sud-est aussi bien que le retard encore perceptible de régions où l'éducation a longtemps constitué un faible levier de l'ascension sociale. De plus, malgré les efforts d'aménagement publics comme le Plan U 2000, par exemple, le maillage territorial universitaire est encore irrégulier et les écarts Nord / Sud demeurent.

De plus, il est largement reconnu que l'enseignement supérieur et la recherche jouent un rôle important dans le développement économique régional comme dans la politique d'aménagement du territoire. En effet, l'implantation des structures d'enseignement supérieur a eu un effet immédiat sur l'activité économique et

---

<sup>3</sup> Dans l'ordre d'importance : Poitiers, Montpellier, Rennes, Nancy, Grenoble, Besançon, Dijon, Angers, Toulouse, Reims, Amiens, Lille, Clermont Fd, Strasbourg, Tours, Bordeaux, Brest, Nantes, Limoges, Lyon, Caen, Rouen, Chambéry, Pau, St Etienne, La Rochelle, Marseille-Aix, Paris, Orléans, Metz.

l'emploi local, via les consommations directes de biens et de services, l'existence de transferts de technologie vers les entreprises, l'image de marque de la ville, mais aussi l'attraction des entreprises à la recherche de compétences universitaires ou l'enrichissement du capital humain local (Baslé & Le Boulch, 1999 ; Gagnol & Héraud, 2001). Toutefois, il existe un décalage entre la capacité potentielle de la région et la réalisation concrète d'innovations (Baudoin, 2003). Afin de favoriser le développement des innovations en région, il convient donc de réaménager les grands sites d'enseignement supérieur, afin dans les prochaines années, de les porter au niveau Européen et mondial. Il faut également tenir compte de « l'histoire » de la région et des différents partenaires – privés éventuellement – qui peuvent favoriser l'activité économique, la répartition des emplois et des activités économiques variant fortement selon les régions (Van Puymbroeck & Reynard, 2010). Le problème est qu'une telle organisation permettrait l'émergence de pôles d'excellence régionaux et en même temps impliquerait la fermeture des « antennes universitaires secondaires ».

Lors de travaux précédents (Canals et al., 2003), nous avons mis en évidence une convergence régionale du poids de l'enseignement supérieur français dans le total des effectifs scolarisés sur la période 1965–2000. Toutefois, la progression du nombre d'étudiants s'est ralentie depuis le milieu des années 1990. Ce phénomène ne s'est pas produit de manière uniforme sur l'ensemble du territoire. Certaines régions ont été peu concernées par cette diminution des effectifs (PACA, Languedoc-Roussillon, Midi Pyrénées). D'autres y ont été plus sensibles et s'interrogeaient sur leur attractivité (image, réputation, offre de formation, etc.). On peut alors se demander quel est l'impact sur les régions de ce ralentissement de la progression des effectifs dans l'enseignement supérieur et si cela ne va pas entraîner la désertion de certaines régions au profit d'autres mieux dotées. On peut ainsi s'attendre à observer soit, une diversification régionale afin de pallier ces déséquilibres, soit une spécialisation régionale en termes d'offre d'études supérieures.

Dans ce précédent travail, nous avons ainsi posé deux hypothèses envisageables : soit le processus de convergence va s'atténuer et laisser place à des disparités régionales qui sont fortement marquées par des inégalités « historiques » structurelles de scolarisation que les efforts des politiques publiques ne peuvent combler ; soit, le processus convergence va s'inverser et montrer une accentuation des écarts entre régions tendant vers une sorte de spécialisation régionale du système d'enseignement supérieur.

Partant de là, l'objet de cet article est de s'interroger sur l'évolution de la répartition de l'offre de formation universitaire en France entre 1980 et 2000 afin de répondre à la problématique suivante : existe-t-il une spécialisation régionale ou au contraire observe-t-on une diversification des régions en termes d'offre d'enseignement supérieur ? Pour tenter d'apporter une réponse, nous procédons en deux temps.

Nous analysons dans un premier temps (1) l'évolution des écarts entre régions pour chaque discipline universitaire à l'aide d'un test de convergence régionale

entre 1980 et 2000. Ceci nous permet de déterminer quelles sont les disciplines pour lesquelles les écarts se sont maintenus ou au contraire atténués. Ensuite, à l'aide d'une Analyse Factorielle des Correspondances (2) nous tentons d'identifier les divers pôles régionaux d'offre d'enseignement supérieur.

## **1. Evolution des écarts régionaux par discipline universitaire**

### **1.1. Données utilisées**

Afin d'étudier l'évolution des écarts régionaux par discipline universitaire, nous comparons l'offre d'enseignement supérieur universitaire<sup>4</sup> en France entre 1980 et en 2000. Nous utilisons les données de l'INSEE présentant la répartition des effectifs d'enseignement supérieur par discipline et par région en 1980 et 2000. Bien que la distinction des niveaux d'études permette de voir quels sont les niveaux qui ont un rôle dans l'activité économique (Jaoul, 2004)<sup>5</sup>, nous nous intéressons ici à l'offre d'enseignement supérieur universitaire dans sa globalité ce qui nous amène à considérer les filières de formation dans leur ensemble sans distinction des niveaux d'étude. Les données présentées par l'INSEE sont regroupées en huit disciplines universitaires : Droit, Lettres et Sciences humaines et Sociales, Sciences, Economie et Gestion, STAPS, Pharmacie, Médecine, Odontologie.

Le territoire français montre une certaine hétérogénéité en termes d'offre d'enseignement supérieur universitaire. En effet, bien qu'il y ait convergence régionale au niveau agrégé (Canals et al., 2003), un simple test de khi-deux d'indépendance<sup>6</sup> montre que la spécialisation universitaire est fortement conditionnée par la zone géographique. Aussi, il serait intéressant de voir comment ont évolué les spécialisations des régions en vingt ans. Pour cela, nous menons une analyse en termes de convergence.

### **1.2. Creusement ou atténuation des écarts entre régions entre 1980 et 2000 ?**

Si de nombreuses mesures statistiques de l'inégalité sont disponibles, l'héritage néo-classique n'en demeure pas moins important quant à l'évaluation de l'évolution de ces inégalités. Un des thèmes dominants traité, par exemple, dans la littérature macroéconomique est celui de la convergence des économies régionales ou

---

<sup>4</sup> Nous ne prenons pas en compte les filières sélectives comme les IUT, les CPGE, les écoles de commerce...

<sup>5</sup> Nous avons montré qu'au niveau national, les niveaux élevés de diplôme (Doctorat) ont une influence plus importante sur la croissance économique, que les niveaux plus bas.

<sup>6</sup> Le test du khi-deux d'indépendance permet de mesurer la relative liaison entre deux variables X et Y d'un tableau de contingence, en l'occurrence ici entre la région et la discipline universitaire.



nationales. Dans la lignée des modèles de croissance néo-classiques de nombreux travaux ont étudié les trajectoires des économies afin de déterminer s'il existe ou non un processus de convergence entre elles. La question fondamentale qui se pose est de savoir si les économies ont tendance à converger vers les mêmes niveaux de revenu ou de production par tête, autrement dit, s'il existe un mécanisme de rattrapage permettant à une économie de rejoindre le niveau de revenu par tête d'une économie plus développée.

Les études sur la croissance économique (Barro & Sala-i-Martin, 1992, 1995 ; Acemoglu, 2007) font état de divers types de convergence : nous nous intéressons plus particulièrement ici à la  $\beta$ -convergence absolue semblable à celle développée par Barro & Sala-i-Martin (1995).

Divers auteurs se sont intéressés à la notion de convergence et à sa vérification empirique (Barro & Sala-i-Martin, 1992 ; Lee & Coulombe, 1995 ; Lefebvre, 1994 ; Persson, 1994, 1997 ; Carluer & Shapirova, 2001 ; Baumont, Ertur, & Le Gallo, 2002 ; De la Fuente, 2002 ; Bourdin, 2013 ; Zotti, 2014 ; Goecke & Hüther, 2016), mais leurs analyses concernent essentiellement la convergence en termes de production par tête. A l'instar des études sur la convergence qui proposent de nouveaux indicateurs comme le chômage ou la structure de l'emploi (Houard & Marfouk, 2000) et en prolongement de travaux précédents (Canals, Diebolt, Jaoul, & San Martino, 2003–2007), nous avons appliqué la démarche de recherche en termes de convergence à l'évolution des filières universitaires de l'enseignement supérieur français entre 1980 et 2000 (Encadré 1).

### Encadré 1. La convergence : estimation et test global

**Dans un premier temps**, nous procédons à un test d'autocorrélation spatiale globale afin de déceler s'il existe des groupes de régions voisines que l'on pourrait qualifier de régions spécialisées dans une discipline particulière. De manière générale, l'autocorrélation spatiale survient lorsque les données sont affectées par des processus qui relient des lieux différents, tels que les processus d'interaction et de diffusion spatiale, les effets de débordement géographique, etc. Techniquement, cela revient à identifier d'éventuelles concentrations spatiales de valeurs (similaires ou dissemblables) dans la distribution des effectifs d'enseignement. L'autocorrélation spatiale donne une indication sur le degré d'interdépendance des valeurs d'une variable aléatoire lié à la disposition géographique des données. Elle peut-être positive (lorsque des observations similaires – faibles ou élevées – sont regroupées géographiquement) ou négative (lorsqu'une concentration spatiale d'observations dissimilaires est observée). Pour chaque filière, le test du I de Moran nous amène à conclure que la distribution des effectifs est aléatoire dans l'espace.

**Dans un second temps**, nous estimons le coefficient de convergence absolue  $\beta$  grâce à l'équation :  $TC_{Etud}_i = \alpha + \nu \cdot Etud80_i + u_i$  avec  $\beta = -\frac{\ln(1 + N\nu)}{N}$ , où  $N$  est le nombre d'années de la période d'observation,  $i$  une région économique,  $TC_{Etud}$  est le taux de croissance annuel moyen du nombre d'étudiants dans une filière sur la période d'étude (1980–2000),  $Etud80$  est le logarithme du nombre d'étudiants dans la filière en 1980 et  $u$  est un résidu vérifiant les hypothèses classiques de la régression (Durlauf, Johnston & Temple, 2005). La valeur du coefficient  $\beta$  représente la rapidité avec laquelle la région « en retard » se rapproche de la région « en avance ». Entre 1980 et 2000, il y a rattrapage entre

région si le coefficient  $\beta$  est positif de manière significative. Ainsi, tester la présence de convergence revient à faire un test de significativité unilatéral à droite sur le coefficient  $\beta$  : si le coefficient  $\beta$  est significativement positif, on accepte l'hypothèse de convergence<sup>7</sup>. L'estimation des coefficients de convergence par discipline est présentée dans le tableau 2.

Alors que les disparités entre régions françaises s'atténuent en termes de part de l'enseignement supérieur (Canals et al., 2003), l'étude de l'évolution des effectifs par discipline et par région offre des résultats plus nuancés. En effet, 4 disciplines sur 8 ne présentent pas un processus de convergence entre 1980 et 2000. Mises à part les études de Droit, les disciplines les plus récentes dans l'histoire universitaire française (Economie et Gestion, Odontologie et STAPS) semblent demeurer le fait de certaines régions. Toutefois, le test d'autocorrélation spatiale globale ne conclut pas à l'existence d'un regroupement de régions spécialisées dans une discipline particulière. Enfin, on note que de précédents résultats resurgissent : les activités les plus porteuses économiquement comme les filières de la Santé (Jaoul, 2004)<sup>8</sup> sont assez bien réparties sur le territoire, permettant une certaine égalisation des régions.

**Tableau 2. Estimation des coefficients de convergence entre 1980 et 2000**

Filière	Coefficient de convergence $\beta$	t-statistics	Décision
Droit	0,0014	0,6493	Non convergence
Lettres	0,0214	6,2466	Convergence
Economie	0,0014	0,3792	Non convergence
Sciences	0,0082	4,3903	Convergence
Médecine	0,0084	4,2535	Convergence
Pharmacie	0,0091	3,0584	Convergence
Odontologie	0,0064	1,4303	Non convergence
Staps	-0,0028	-0,3315	Non convergence

Exemple de lecture : entre 1980 et 2000 les écarts entre région se sont atténués pour les effectifs universitaires des filières Scientifiques ; en revanche, pour les effectifs de la filière Droit, ils se sont maintenus.

Certaines propriétés telles que la convergence et l'efficacité des estimateurs obtenus par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) peuvent ne pas être respectées en présence d'effets spatiaux. Aussi, en complément de ces premières estimations, il convient d'effectuer des tests de détection des effets spatiaux (autocorrélation et hétérogénéité spatiale) au sein du modèle de convergence (Encadrés 2 et 3) et de les intégrer au modèle le cas échéant.

<sup>7</sup> Il s'agit de tester l'hypothèse  $H_0 : \beta \leq 0$  (non convergence) contre l'hypothèse alternative  $H_1 : \beta > 0$  (convergence).

<sup>8</sup> L'étude montre qu'au niveau national, les filières ayant un impact sur la croissance économique sont celles de la santé (Médecine, Pharmacie).

## Encadré 2. Test d'autocorrélation spatiale : le test du I de Moran et diagramme de Moran

Le test du I de Moran adapté aux résidus d'une régression conduit à rejeter, pour toutes les variables hormis la variable Pharmacie, la présence d'une dépendance spatiale dans le modèle de convergence<sup>9</sup>. Les résultats des estimations pour la variable Pharmacie ainsi que les différents tests de spécification du modèle sans prise en compte de l'autocorrélation (modèle 1) et du modèle avec autocorrélation (modèle 2) sont consignés dans le tableau ci-après.

Modèle 1		Modèle 2	
MCO	Coefficient (valeur critique)	MV	Coefficient (valeur critique)
$\alpha$	0,0466 (0,017)	$\alpha$	0,0425 (0,004)
$V$	-0,0083 (0,003)	$V$	-0,0069 (0,0009)
I de Moran	0,207 (0,027)	$\rho$	0,486 (0,0306)
LM-error	2,225 (0,135)	Spatial Breusch-Pagan	0,0502 (0,822)
LM-lag	4,853 (0,027)	LM* (error)	1,021 (0,312)
AIC	-141,08	AIC	-143,04
SC	-138,99	SC	-139,90

Notes : MV indique l'estimation du modèle par la méthode du maximum de vraisemblance. LM-error est le test du multiplicateur de Lagrange pour une autocorrélation des erreurs. LM-lag est le test du multiplicateur de Lagrange pour une variable endogène décalée. LM\* (error) est le test du multiplicateur de Lagrange pour une autocorrélation spatiale des erreurs supplémentaire. Spatial Breusch-Pagan est la valeur de la statistique du test de Breusch-Pagan ajustée spatialement pour l'hétéroscédasticité. AIC et SC sont respectivement les critères d'information d'Akaike (1974) et de Schwarz (1978).

La dépendance spatiale mise en évidence doit être modélisée de manière appropriée, ce qui nécessite d'identifier la forme qu'elle revêt. A cette fin, on se réfère à la règle de décision établie par Anselin et Florax (1995). Celle-ci nous indique qu'un modèle autorégressif avec variable endogène décalée est la meilleure spécification (la statistique LM-lag est significative alors que la statistique LM-error ne l'est pas). Le modèle incorporant l'autocorrélation spatiale est estimé par la méthode du maximum de vraisemblance (modèle 2). Les résultats des estimations montrent une concentration spatiale des taux de croissance des effectifs en Pharmacie : le coefficient associé à la variable endogène décalée est positif et significatif ( $\rho = 0,486$ ).

La statistique I de Moran appliquée à la distribution des taux de croissance des effectifs en Pharmacie est positive et significative ( $I = 0,34$  ; valeur critique = 0,02), ce qui confirme la présence d'une concentration géographique de régions similaires en termes de taux de croissance. Cette statistique, qui ne donne qu'une indication globale sur la nature de l'autocorrélation, peut être complétée par la représentation du diagramme de Moran (Anselin, 1996) afin d'apprécier la structure régionale de l'autocorrélation.

**Le diagramme de Moran** représente, dans notre étude, la valeur standardisée des taux de croissance des effectifs en Pharmacie en abscisse et son décalage spatial standardisé en ordonnée. Quatre quadrants HH, BB, BH et HB correspondants aux quatre types d'association susceptibles d'exister entre une région et ses voisines composent ce diagramme.

Le quadrant HH (BB) implique qu'une région associée à une valeur élevée (faible) est entourée de régions associées à des valeurs élevées (faibles). Dans le quadrant BH (HB), une région associée à une valeur faible (élevée) est entourée de régions associées à des valeurs élevées (faibles). Les quadrants HH et BB indiquent un regroupement spatial de valeurs similaires et par conséquent une autocorré-

<sup>9</sup> Les tests sont robustes quelle que soit la matrice de poids utilisée.

lation spatiale positive. A l'opposée, les quadrants BH et HB représentent une autocorrélation spatiale négative, c'est à dire un regroupement spatial de valeurs dissemblables. Les régions appartenant à ces deux derniers quadrants sont considérées comme des régions « atypiques » dans le sens où elles dévient du schéma d'association spatiale global.

### Encadré 3. Test d'hétérogénéité spatiale

La présence d'hétérogénéité spatiale se manifeste dans une régression économétrique par un problème d'hétéroscédasticité lié par exemple à l'utilisation d'unités spatiales hétérogènes et/ou par une instabilité des paramètres qui varient selon la localisation (Le Gallo, 2004). La mise en œuvre des tests de White (1980) et de Breusch-Pagan (1979) dans les différentes estimations des modèles de convergence (modèle 1) nous conduit à accepter l'hypothèse d'hétéroscédasticité seulement pour la variable Lettres.

Pour capter cette hétérogénéité spatiale, une solution possible serait de définir des régimes spatiaux à partir de variables dichotomiques. Toutefois, étant donné que la taille de notre échantillon est insuffisante pour définir ces régimes spatiaux dans l'hypothèse d'une instabilité structurelle, nous estimons selon la méthode de White (1980), un estimateur convergent de la matrice des variances-covariances en présence d'hétéroscédasticité de forme inconnue (modèle 2). Les résultats des estimations sont reportés dans le tableau ci-dessous.

Modèle 1			Modèle 2		
MCO	Coefficient (écart-type)	Valeur critique	MCO-White	Coefficient (écart-type)	Valeur critique
$\alpha$	0,196 (0,019)	0,00	$\alpha$	0,196 (0,058)	0,00
$V$	-0,017 (0,002)	0,00	$V$	-0,017 (0,006)	0,00
Jarque-Bera	1,393	0,498			
White	18,513	0,00			
Breusch-Pagan	7,737	0,005			

Notes : Jarque-Bera est la statistique du test de Jarque-Bera de normalité des résidus.

Ici, les filières Pharmacie et Lettres, présentent respectivement une autocorrélation spatiale et une hétérogénéité spatiale (tableau 3).

Dans les 2 cas (Pharmacie et Lettres), l'estimation du modèle avec ou sans effets spatiaux aboutit à des conclusions identiques en termes de convergence : il y a convergence des effectifs des filières Pharmacie<sup>10</sup> et Lettres.

La concentration spatiale des taux de croissance des effectifs en Pharmacie signifie qu'il y a un effet de débordement géographique c'est-à-dire que la croissance des effectifs en Pharmacie d'une région  $i$  semble être influencée par celle de ses voisines. Ici les concentrations spatiales semblent être localisées essentiellement dans le Nord de la France (graphique 1).

L'analyse en termes de convergence a montré une persistance des écarts entre régions pour les filières Droit, Economie et Gestion, STAPS et Odontologie et une

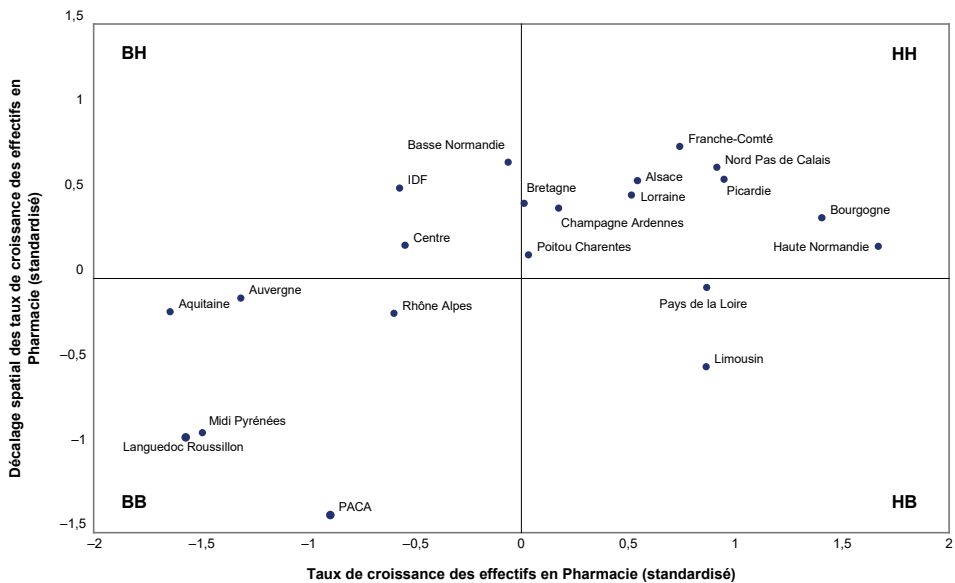
<sup>10</sup> Deux tests complémentaires sont effectués afin de vérifier que le modèle choisi est correctement spécifié. Le test LM\* (error) indique l'absence d'une autocorrélation spatiale des erreurs supplémentaires et le test de Breusch-Pagan montre qu'il n'y a pas d'hétéroscédasticité dans le modèle. Enfin, le modèle incorporant l'autocorrélation à partir d'une variable endogène décalée est préférable au modèle initial en termes de critères d'information.

**Tableau 3. Synthèse des tests des effets spatiaux et méthodes d'estimation du modèle de convergence**

Filière	Autocorrélation spatiale	Hétérogénéité Spatiale	Méthode d'estimation	Convergence
Droit	Non	Non	MCO	Non
Lettres	Non	Oui	MCQG	Oui
Economie	Non	Non	MCO	Non
Sciences	Non	Non	MCO	Oui
Medecine	Non	Non	MCO	Oui
Pharmacie	Oui	Non	MV	Oui
Odontologie	Non testé	Non testé	MCO	Non
Staps	Non testé	Non testé	MCO	Non

Notes : MCO, MCQG, MV désignent respectivement une estimation par les moindres carrés ordinaires, par les moindres carrés quasi-généralisés et par la méthode du maximum de vraisemblance. Pour les filières Odontologie et STAPS, les tests n'ont pu être effectués car l'échantillon est de taille insuffisante.

Source: L'auteurs.

**Graphique 1. Diagramme de Moran des taux de croissance des effectifs en Pharmacie**

Source: L'auteurs.

atténuation des écarts pour les disciplines Sciences, Lettres, Médecine et Pharmacie. Cette dernière semble particulièrement bien implantée dans le nord du territoire.

Afin d'identifier les pôles spécialisés de l'enseignement supérieur français, nous utilisons dans la seconde section, une des méthodes les plus usitées en termes d'analyse des données : l'Analyse Factorielle des Correspondances simple (AFC).

## 2. Spécialisation régionale d'offre universitaire

Proposée dans les années 1960 par Benzécri, l'objectif de l'AFC est d'analyser la structure de dépendance entre les deux caractères et d'en faire ressortir les traits principaux. Il s'agit de représenter sur un même graphique les modalités des deux variables afin de voir la symétrie des rôles joués par l'ensemble des modalités. Même si les graphiques constituent les résultats les plus significatifs, il faut toutefois tenir compte de la quantité d'information contenue dans les données ainsi que de l'apport à l'étude des diverses modalités étudiées (Encadré 4). Dans notre étude, les deux variables sont respectivement la région et l'orientation universitaire<sup>11</sup>.

### Encadré 4. L'Analyse Factorielle des Correspondances

L'AFC se déroule en 3 étapes :

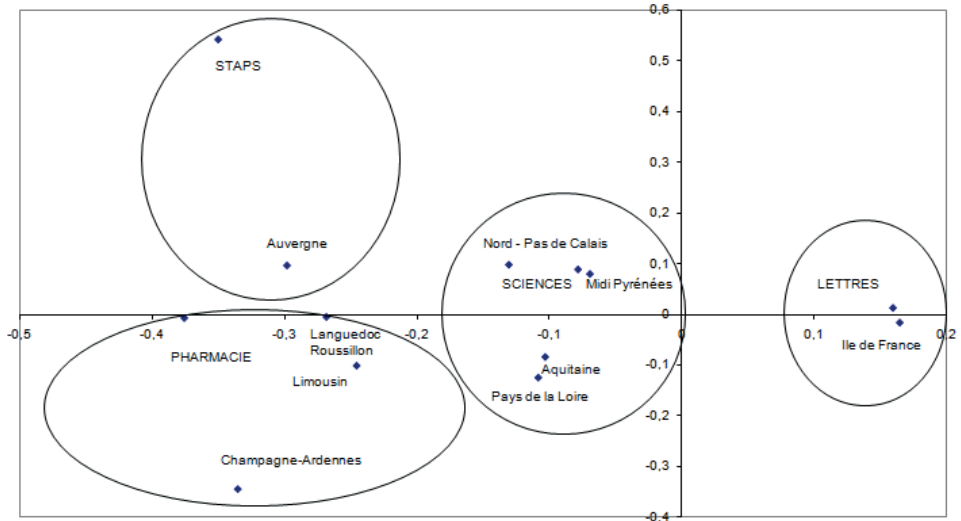
- *Analyse des valeurs propres* ; les valeurs propres représentent une quantité d'information contenue dans les données. Il convient ainsi de garder un nombre de valeurs propres expliquant au moins 60% de l'information. On retient généralement les valeurs propres représentant jusqu'à  $(1/P)\%$  de l'information, P étant le nombre de variables. Le nombre de valeurs propres retenues représente également le nombre d'axes utilisés pour les représentations graphiques.
- *Etude des contributions* ; il existe différentes contributions : la contribution absolue qui représente le poids de la variable dans l'apparition de l'axe et la contribution relative qui est la qualité de représentation de la variable sur un axe. Les valeurs seuils de rejet des variables sont respectivement [0,1 ; 0,75] et 0,5.
- *Analyse graphique* ; on interprète des groupes de variables.

Pour l'année 1980, trois valeurs propres sont retenues, regroupant 79% de l'information contenue dans les données. Les analyses graphiques ne se feront toutefois qu'avec deux axes car le dernier système d'axes (axe 2 – axe 3) engendre une perte d'information trop importante (63%). Après la suppression des variables mal représentées par les systèmes d'axes<sup>12</sup>, divers groupes apparaissent (graphiques 2 et 3) illustrant la spécialisation des régions.

Sur le premier système d'axes (graphique 2), on observe une opposition d'une part entre l'Ile de France et la Province, et d'autre part entre les disciplines plus ou moins littéraires.

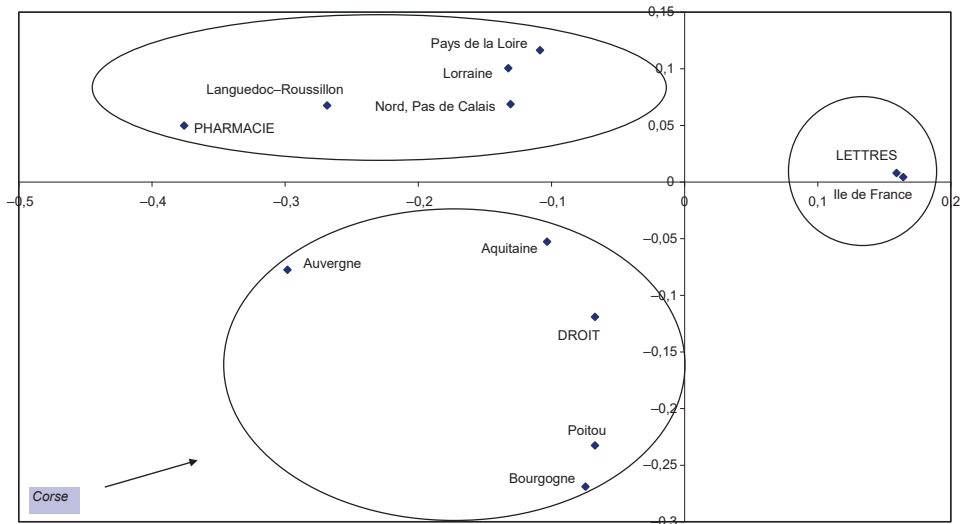
<sup>11</sup> Afin d'analyser la déformation temporelle, nous avons regroupé, dans une 3ème analyse, les 2 années de référence. Cependant, l'analyse des contributions absolues et relatives, nous conduisant à supprimer de l'étude un trop grand nombre de modalités, l'analyse n'est pas présentée ici.

<sup>12</sup> Pour le système axe 1 / axe 2, l'étude des contributions nous amène à supprimer de l'analyse les régions Alsace, Basse-Normandie, Bourgogne, Bretagne, Centre, Corse, Franche Comté, Haute Normandie, Lorraine, PACA, Picardie, Poitou, Rhône Alpes et les disciplines Droit, Economie, Médecine, Odontologie. Pour le système axe 1 – axe 3, on supprime Economie, Sciences, médecine, Odontologie, STAPS, Alsace, Basse Normandie, Bretagne, Centre, Champagne Ardennes, Franche Comté, Haute Normandie, Limousin, Midi Pyrénées, PACA, Picardie, Rhône Alpes.



**Graphique 2. AFC pour 1980 – Système d'axes axe 1 / axe 2**

Source: L'auteurs.



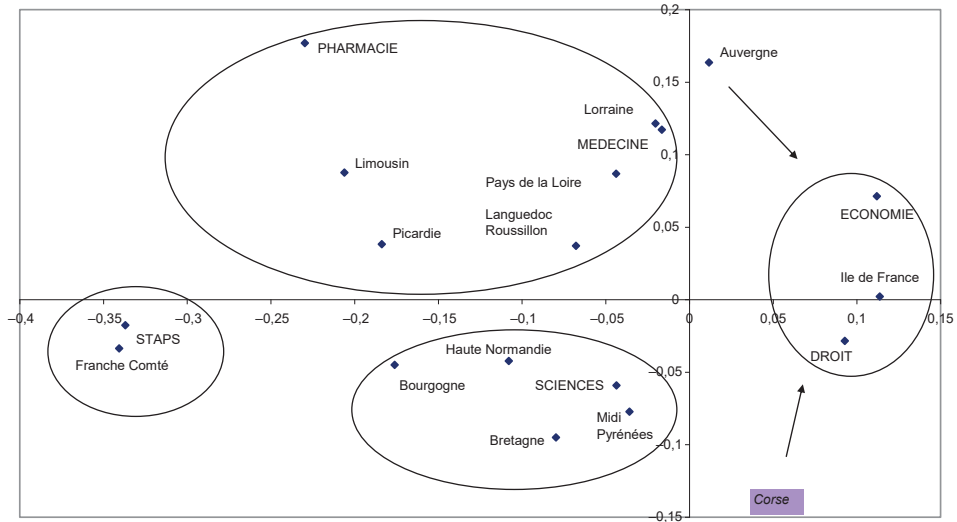
**Graphique 3. AFC pour 1980 – Système d'axes axe 1 / axe 3**

Source: L'auteurs.

Sur le second système d'axes (graphique 3), on retrouve l'opposition entre la Province et l'Ile de France le long de l'axe 1, ainsi qu'une opposition entre les régions rurales et industrielles / tertiaires le long de l'axe 3. Les études littéraires sont concentrées essentiellement en Ile de France.

Pour l'année 2000, nous retenons à nouveau trois valeurs propres, soit 76% de l'information contenue dans les données. Comme précédemment, le système axe 2 / axe 3, ne sera pas pris en compte (perte d'information de 68%). Enfin, le second système d'axes (axes 1 et 3) ne présentant pas de groupes très distincts si ce n'est l'opposition entre l'Ile de France et la Province, ne sera pas présenté.

Après sélection des variables bien représentées sur les systèmes d'axes<sup>13</sup>, on observe une opposition le long de l'axe 1 entre les disciplines littéraires et scientifiques (graphique 4).



**Graphique 4. AFC pour l'année 2000 - Système d'axes 1 et 2**

Source: L'auteurs.

Mises à part des oppositions « logiques » comme Ile de France/Province ou études Littéraires/Scientifiques, il n'apparaît pas réellement de spécialisation régionale. Toutefois, les analyses graphiques accentuent les résultats obtenus par l'étude en termes de convergence : en effet, les disciplines 'jeunes'<sup>14</sup> caractérisant une seule ou peu de régions comme STAPS, Droit, Economie et Gestion sont également celles pour lesquelles les écarts entre régions demeurent entre 1980 et 2000. *A contrario*,

<sup>13</sup> Variables supprimées sur le système axe 1 – axe 2 : Lettres, Odontologie, Alsace, Aquitaine, Basse Normandie, Centre, Champagne – Ardennes, Nord Pas de Calais, PACA, Poitou, Rhône Alpes. Variables supprimées sur le système axe 1 – axe 3 : Lettres, Sciences, Médecine, Odontologie, Alsace, Auvergne, Bretagne Centre, Champagne Ardennes, Corse, Languedoc Roussillon, Lorraine, Midi Pyrénées, PACA, Pays de la Loire, Poitou, Rhône Alpes.

<sup>14</sup> On entend ici par discipline jeune, les formations autrefois rattachées à des disciplines plus générales et qui représentent maintenant des formations à part entière.



les filières pour lesquelles les écarts se sont diminués comme Sciences, Pharmacie ou Médecine caractérisent plusieurs régions.

L'Île de France, bien qu'à part, semble avoir diversifié son offre d'enseignement supérieur entre 1980 et 2000. Les autres régions se sont également diversifiées mais certaines demeurent « historiquement » spécialisées : alors que la filière Pharmacie semble caractériser essentiellement les régions nordistes, le Languedoc Roussillon semble demeurer un pôle pour les métiers de la santé. Ceci semble peu surprenant étant donné le statut particulier de la faculté de médecine de Montpellier : créée en 1220, elle est à ce jour la plus ancienne faculté en activité au monde.

La région Midi Pyrénées quant à elle reste spécialisée en Sciences : ceci peut s'expliquer d'une part par la présence d'un pôle scientifique de très grande ampleur regroupant les filières scientifiques mais aussi médecine et pharmacie au sein de l'Université Paul Sabatier de Toulouse et d'autre part, en raison de la présence du pôle aéronautique à Toulouse. Ces résultats rejoignent les tests globaux précédents (Test de Moran) et les confirment : les régions voisines ne sont pas spécialisées dans la même discipline.

## Conclusion

L'analyse menée dans ce travail avait pour objectif de déterminer s'il existait une spécialisation régionale en termes d'offre universitaire en France, et en cas de réponse positive, d'identifier les spécialisations régionales en question.

Pour cela, nous avons tout d'abord analysé, pour chaque discipline universitaire l'évolution des écarts entre régions entre 1980 et 2000 par une étude en termes de convergence. Les résultats montrent que pour la moitié des filières universitaires – essentiellement des disciplines jeunes – les écarts régionaux demeurent tandis que pour l'autre moitié – les filières plus classiques et aussi plus influentes économiquement (Jaoul, 2004) – il semblerait que l'on assiste à une homogénéisation de l'offre universitaire.

Dans un second temps, nous avons tenté de mettre en évidence d'éventuelles spécialisations régionales par une AFC. Si les résultats obtenus ne permettent pas d'identifier réellement de telles spécialisations, ils mettent en évidence un type de spécialisation que l'on pourrait qualifier de « spécialisation historique ». Ceci rejoint alors la première de nos deux hypothèses émises en 2003 : malgré les efforts politiques il demeurera toujours des disparités régionales marquées par des inégalités « historiques » structurelles de scolarisation.

Enfin, si du point de vue du défi économique et du défi de l'emploi, ce réaménagement semble indispensable, au plan géographique, les conséquences sont plus à craindre. Comment en effet, créer d'une part de grands pôles régionaux

universitaires (Création d'Université Unique), et d'autre part lutter contre les inégalités territoriales ?

La réponse à cette question est d'autant plus complexe qu'elle implique inévitablement un arbitrage entre équité d'une part et efficacité de l'autre. Bien que concernant des niveaux d'éducation différents (collège et lycée), l'assouplissement de la carte scolaire<sup>15</sup> mis en place en 2007 renvoie à ce même arbitrage. En effet, afin de « favoriser l'égalité des chances et la diversité sociale au sein des établissements scolaires » (Ministère de l'éducation Nationale, 2007), le gouvernement a décidé d'assouplir la carte scolaire. Si d'un point de vue de l'équité, cette mesure est apparue comme favorable, d'un point de vue de l'efficacité, elle a finalement posé le problème des écarts géographiques. En effet, des établissements d'enseignement secondaire ont été désertés et d'autres surchargés, avec des conséquences similaires sur les établissements d'enseignement supérieur et par suite, de nouveaux écarts au niveau géographique.

Il semblerait ainsi, que le problème des inégalités territoriales ne concerne plus seulement le niveau supérieur de l'enseignement mais tout le système éducatif, impliquant constamment les pouvoirs publics non pas à arbitrer entre équité et efficacité mais à concilier ces deux missions essentielles de l'école.

## References

- Acemoglu, D. (2007). *Introduction to modern economic growth*. Princeton: Princeton University Press.
- Anselin, L. (1996). The Moran scatterplot as an ESDA tool to assess local instability in spatial association. In M. Fischer, M. Scholten & D. Unwin (Eds.), *Spatial analytical perspectives on GIS* (pp. 111-125). London: Taylor & Francis.
- Anselin, L., & Florax, R. (1995). Small sample properties of tests for spatial dependence in regression models. In L. Anselin & R. Florax (Eds.), *New directions in spatial econometrics* (pp. 21-74). Berlin: Springer-Verlag.
- Barro, R. J., & Sala-i-Martin, X. (1992). Convergence. *Journal of Political Economy*, 100, 223-251.
- Barro, R. J., & Sala-i-Martin, X. (1995). *Economic growth*. New York: McGraw-Hill.
- Basle, M., & Le Boulch, J.-L. (1999). L'impact économique de l'enseignement supérieur et de la recherche publique sur l'agglomération de Rennes. *Revue d'Economie Régionale et Urbaine*, 1, 115-134.

---

<sup>15</sup> La carte scolaire est l'affectation d'un élève dans un collège ou un lycée correspondant à son lieu de résidence (Ministère de l'éducation nationale).

- Baudoin, R. (2003). *Réflexions sur l'avenir de l'Île de France. Rapport du groupe de travail « La place de la région dans le monde et en Europe »*. Direction Régionale de l'Équipement d'Île de France.
- Baumont, C., Ertur, C., & Le Gallo, J. (2002). Estimations des effets de proximité dans le processus de convergence régionale: Une approche par l'économétrie spatiale sur 92 régions européennes (1980-1995). *Revue d'Économie Régionale et Urbaine*, 2, 203-216.
- Benzécri, J.-P. (1979). *L'Analyse des données* (vol. 2: *L'analyse des correspondances*, 3ème éd.). Paris: Dunod.
- Bourdin, S. (2013). Pour une approche géographique de la convergence. Les inégalités régionales dans l'union européenne et leur évolution. *L'Espace Géographique*, 42(3), 270-285.
- Breusch, T., & Pagan, A. (1979). A simple test for heteroskedasticity and random coefficient variation. *Econometrica*, 47(5), 1287-1294.
- Brutel, C. (2010). Jeunes et territoires. L'attractivité des villes étudiantes et des pôles d'activité. *Insee Premières*, 1275.
- Canals, V., Diebolt, C., & Jaoul, M. (2003). Convergence et disparités régionales du poids de l'enseignement supérieur en France: 1965-2000. *Revue d'Économie Régionale et Urbaine*, 4, 649-669.
- Carluer, F., & Sharipova, E. (2004). Regional convergence in Russia? When economic geography confirms macroeconomic analysis. *East-West*, 7(1), 11-37
- Cohen, E. (2001). *Schéma de services collectifs de l'enseignement supérieur et de la recherche*. Rapport au gouvernement.
- De La Fuente, A. (2002). On the sources of convergence: A close look at the Spanish regions. *European Economic Review*, 46(3), 569-599.
- Diebolt, C., Jaoul, M., & San Martino, G. (2005). Le mythe de Ferry: Une analyse cliométrique. *Revue d'Économie Politique*, 115(4), 471-497.
- Diebolt, C., Jaoul, M., & San Martino, G. (2007). Les lois Ferry: Amorce ou simple institutionnalisation de la scolarisation en France?. In P. Batifoulier, A. Ghirardello, G. De Larquier & D. Remillon (Eds.), *Approches institutionnalistes des inégalités* (vol. 2, pp. 125-138). Paris: L'Harmattan.
- Durlauf, S., Johnston, P., & Temple, J. (2005). Growth econometrics. In Ph. Aghion & S. Durlauf (Eds.), *Handbook of economic growth* (pp. 555-677). Amsterdam: Elsevier.
- Gagnol, L., & Heraud, J. A. (2001). Impact économique régional d'un pôle universitaire: Application au cas strasbourgeois. *Revue d'Économie Régionale et Urbaine*, 4, 581-604.
- Goecke, H., & Hüther, M. (2016). Regional convergence in Europe. *Intereconomics*, 51, 165-171.
- Houard, J., & Marfouk, A. (2000). Portrait socio-économique des régions européennes. In M. Beine & F. Docquier (Eds.), *Croissance et convergence des régions. Théorie, faits et déterminants* (chapter 1). Bruxelles: De Boeck Université.
- Jaoul, M. (2004). *Économie de l'enseignement supérieur en France: Une analyse cliométrique*. Thèse de doctorat en sciences économiques, Université Montpellier 1.
- Le Gallo, J. (2002). Économétrie spatiale: L'autocorrélation spatiale dans les modèles de régression linéaire. *Économie et Prévision*, 155(4), 139-158.
- Le Gallo, J. (2004). Hétérogénéité spatiale, principes et méthodes. *Économie et Prévision*, 162(1), 151-172.

- Lee, F., & Coulombe, S. (1995). Regional productivity convergence in Canada. *Canadian Journal of Regional Science*, 18, 39-56.
- Lefebvre, M. (1994, November). *Les provinces canadiennes et la convergence: une évaluation empirique*. (Bank of Canada Research Paper No. 94-10).
- Persson, J. (1994). *Convergence in per capita income and migration across the Swedish counties, 1906-1990*. Stockholm: Stockholm University.
- Persson, J. (1997). Convergence across the Swedish countries, 1911-1993. *European Economic Review*, 41, 1835-1852.
- Van Puymbroeck, C., & Reynard, R. (2010). Répartition géographique des emplois. Les grandes villes concentrent les fonctions intellectuelles, de gestion et de décision. *Insee Premières*, 1278.
- White, H. (1980). A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica*, 48(4), 817-838.
- Zotti, R. (2014). La convergence du développement économique et humain au sein de l'Union européenne élargie. *Géographie, Economie, Société*, 16(4), 421-454.

**Alain REDSLOB**

Professeur émérite à l'Université Panthéon Assas (Paris 2)

Président de l'AIELF

L'Association Internationale des Economistes de Langue Française (AIELF) réunit des économistes sans parti pris, respectueux des convictions de celles et de ceux qui les portent. Fusion d'une diversité culturelle dans le creuset d'une communauté d'intérêt, elle rassemble universitaires, chercheurs et hommes de culture qui réfléchissent, coopèrent et diffusent une pensée économique vivée à la passion de la langue de Molière.

Vaste est sa mission. Parce qu'elle instaure, élargit et renforce des liens culturels aux fins de propager notre discipline, dans son aspect humain, institutionnel et formel. Parce qu'elle participe au rayonnement de la recherche, favorise l'élévation des niveaux d'éducation et incite les jeunes à s'investir. Parce qu'en écartant toute pompe, elle encourage le rapprochement des peuples en densifiant des échanges propres à la compréhension de cultures si diverses.

Aujourd'hui, les difficultés abondent, les défis se multiplient, les solutions tardent. À vrai dire, l'économie politique se trouve contrainte d'explorer des champs dont l'étendue grandissante n'a de cesse de le disputer à une aridité parfois inquiétante. Aussi, avec l'ardeur qui nous anime, valorisons nos connaissances, suscitons des confrontations d'opinions, propageons des idées neuves, tout en portant haut les couleurs de ce si beau langage qui est le nôtre.

La Revue Internationale des Economistes de Langue Française (RIELF) ambitionne de prendre sa juste part à cet élan avoué et prometteur.

**Prof. dr hab. Maciej ŻUKOWSKI**

Recteur de l'USEGP

L'Université des Sciences Economiques et de Gestion de Poznań est l'une des écoles d'économie et d'affaires les plus anciennes et les plus prestigieuses de Pologne. Depuis 1926, nous développons continuellement l'enseignement supérieur et garantissons des études scientifiques de haute qualité et un développement constant des infrastructures de recherche. Nous préparons de nombreux expertises économiques et réalisons des projets innovants. Une éducation de haute qualité, que nous offrons depuis des années, permet à nos étudiants et diplômés de relever avec succès les défis d'un marché du travail dynamique.

L'innovation de nos méthodes de recherche et d'enseignement a été confirmée par de nombreux classements et réalisations de nos étudiants et employés. Nous combinons notre souci de la meilleure qualité d'enseignement avec le développement de la coopération avec d'autres pays et des pratiques commerciales largement définies.

**Dr Claudio RUFF ESCOBAR**

Recteur de l'Université Bernardo O'Higgins, Chili

L'Université Bernardo O'Higgins (UBO), de Santiago du Chili, est une fondation sans but lucratif, de droit privé, accréditée par la Commission Nationale d'Accréditation (CNA-Chile), pour sa qualité académique, sa gestion et sa politique en matière de relations extérieures avec la Société. Comptant près de 7.000 étudiants répartis sur quatre facultés offrant des programmes de niveaux Licence, Master et Doctorat, ainsi que des départements et centres de recherche, l'Université a pour axe stratégique de développer l'excellence académique et consolider sa politique d'internationalisation, vecteur de croissance académique et culturelle pour toute la communauté universitaire. Cette stratégie est d'ailleurs distinguée par les ranking internationaux (Scimago et Times Higher Education (THE), et régionaux (Revue América Economía), notamment sur les axes de Recherche et d'ouverture à l'international.

L'Université Bernardo O'Higgins compte plus de 125 accords de coopération internationale, parmi lesquels, nombreux sont célébrés avec des pays francophones, cherchant à promouvoir la Francophonie comme axe stratégique d'internationalisation se positionnant ainsi comme l'Université chilienne la plus engagée dans cette vocation tant sur plan académique, que culturel et linguistique. Depuis 2018, l'UBO est membre actif de l'Agence Universitaire de la Francophonie (AUF). Dans ce contexte, l'adhésion au prestigieux réseau de l'AIELF, et l'organisation de son 61<sup>e</sup> Congrès à Santiago du Chili en mai 2019, contribuent largement à enrichir cette vision et au rayonnement de la francophonie en Amérique Latine.

Note aux lecteurs : Les textes à soumettre sont à adresser en version électronique à l'adresse de la revue RIELF [Krzysztof.Malaga@ue.poznan.pl](mailto:Krzysztof.Malaga@ue.poznan.pl)

Le « guide de soumission » est disponible auprès de la revue ou sur le site officiel de l'AIELF :

<http://www.aielf.org>

