HAL
open science

Politique structurelle européenne et développement local

Salima Bouayad Agha, N. Turpin, Lionel Vedrine

To cite this version:

Salima Bouayad Agha, N. Turpin, Lionel Vedrine. Politique structurelle européenne et développement local. XLIIIème colloque de l'ASRDLF. Les dynamiques territoriales: débats et enjeux entre les différentes approches disciplinaires, Jul 2007, Grenoble-Chambéry, France. hal-00647125

HAL Id: hal-00647125

https://hal.science/hal-00647125

Submitted on 1 Dec 2011

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.

Association de Science Régionale
De Langue Française

XLIIIè colloque de l'ASRDLF
Grenoble-Chambéry
11, 12, 13 juillet 2007

LES DYNAMIQUES TERRITORIALES

DÉBATS ET ENJEUX ENTRE LES DIFFÉRENTES APPROCHES DISCIPLINIARES

POLITIQUE STRUCTURELLE EUROPEENNE ET DEVELOPPEMENT LOCAL[1]

Salima BOUAYAD AGHA
(*GAINS – Université du Maine*)
Nadine TURPIN
(UMR Métafort - *Cemagref – Clermont Ferrand*)
Lionel VEDRINE*
(UMR Métafort - *Cemagref – Clermont Ferrand*)
* auteur correspondant : lionel.vedrine@cemagref.fr

Résumé : *Ce papier analyse l'effet des politiques régionales européennes successives en estimant un modèle économétrique de convergence conditionnelle. Selon ce modèle, la convergence conditionnelle est affectée à la fois par les politiques appliquées et par la structure économique régionale, que nous appréhendons au travers des quotients d'emploi sectoriel. Le modèle de convergence est spécifié sur un panel dynamique couvrant la période 1980-2005 pour 198 régions (NUTS2) de l'Europe des 15. Les estimateurs de beta-convergence et ceux décrivant la structure économique régionale, sont obtenus par moments généralisés.*

Mots clés : *Convergence régionale, Fonds structurels, Données de panel, Estimation GMM, Evaluation d'impact*

Abstract : *This paper investigates the impact of structural funds policy on EU regions by estimating a conditional convergence econometric model. According to this model, regional convergence is affected by both the policy treatment and the regional economic structure proxied by location quotients on sectorial employment. The convergence model is specified in a dynamic panel-data form on a dataset of 198 NUTS II EU15 regions observed over more than 25 years (from 1980 to 2005). A GMM estimation is applied to obtain consistent estimates of both the beta-parameter and the impact of the regional policies and the regional ecnomic structure.*

Key-words : *Regional convergence, Structural Funds, Panel-Data, GMM estimation*

Classification JEL : *C21, C23, O52, R11, R15*

[1] La paternité de cet article est également partagée entre les auteurs.

Politique structurelle européenne et développement local

INTRODUCTION

Nous nous intéressons dans cette communication à l'effet d'appartenir au groupe de régions "objectif 1" sur la dynamique de convergence des régions européennes à moyen et long terme. Une région peut demander à appartenir au groupe "objectif 1" si elle a un niveau de richesse par habitant nettement inférieur à la moyenne européenne, ou, depuis 2000, si sa densité de population est très faible. Les régions "objectif 1" bénéficient de mesures spécifiques de la politique régionale européenne, pour réaliser des investissements en capital humain et physique, qui contribueront à améliorer sa richesse à long terme.

Considérant que l'augmentation continue du nombre des membres de l'Union et la création d'une zone de monnaie unique sont des éléments apportant des bénéfices plus importants aux régions centrales qu'aux régions périphériques, l'Union européenne s'est dotée de politiques régionales avec comme objectif principal de réduire les disparités entre ses régions. Les mesures financières accompagnant ces politiques se concentrent sur les régions "objectif 1", les moins prospères, qui ont bénéficié de plus des 2/3 des fonds au début des années 90 et pour lesquelles il est prévu de réserver 80% des fonds sur la période 2007-2013 (Troisième rapport sur la cohésion économique et sociale, 2004).

Il existe une littérature abondante sur la convergence des économies régionales au sein de l'Union européenne, suite à ses élargissements successifs (Cuadrado-Roura, 2001) et en préparation de sa stratégie de cohésion pour la période 2007-2013 (Commission européenne, 2006). Les travaux mobilisent deux champs différents, une analyse des processus de convergence en jeu entre régions européennes d'une part, et l'effet des politiques européennes sur ces processus d'autre part. Le premier champ s'intéresse, dans la continuité des travaux de Barro et Sala-i-Martin (1991, 1992), aux problèmes théoriques posés par la capacité, ou la difficulté, des économies pauvres à rattraper les économies riches. A l'échelle des régions européennes, la libéralisation des mouvements d'hommes et de capitaux au sein de l'Union, ainsi que les élargissements successifs, devraient se traduire, selon la théorie néo-classique de la croissance, sous l'hypothèse de rendements d'échelle décroissants, par une croissance relative plus rapide des régions les plus pauvres. Or cette conséquence est souvent remise en cause (Cheshire et Magrini, 2000).

Le second champ repose sur des analyses empiriques des effets des politiques régionales sur la convergence des régions ou sur ses déterminants (investissement, capital humain). Cette communication se positionne sur ce deuxième champ. Les analyses empiriques des effets des politiques régionales européennes ont jusqu'à présent été effectuées sur des périodes relativement courtes, d'une dizaine d'années en général (Busoletti et Esposti, 2004 ; Rodriguez-Pose, 2004). Cet intervalle de temps est justifié par la difficulté d'accès aux dépenses européennes par région en séries longues, la disparité des séries chronologiques entre les différents financements utilisés, les réformes successives de ces financements qui modifient les conditions d'éligibilité, le co-financement par les régions à des taux divers et finalement la grande variété des projets éligibles. Les politiques régionales européennes reposent sur le financement d'investissements en faveur du développement régional, comme des infrastructures, l'éducation et la qualification des travailleurs, le développement du tourisme, la qualité de vie en milieu rural. Ces investissements ont un effet à long terme sur l'activité économique, qu'il est nécessaire de pouvoir appréhender sur des séries chronologiques longues.

Dans cette communication, nous avons analysé, sur la période 1980-2005, la dynamique de convergence de 198 régions européennes (appartenant à l'Europe des 15 pour disposer de séries longues) pour voir dans quelle mesure la politique de cohésion européenne au titre de l'objectif 1 se traduisait par une accélération de cette dynamique pour les régions concernées.

Plus précisément, l'analyse porte sur des données de données de panel construites sur des moyennes triennales permettant de décrire les effets à moyen terme. L'impact de la politique communautaire sur l'accélération de la croissance est pris en compte par une indicatrice croisée entre le niveau de richesse initial et l'appartenance au groupe des régions.

Les résultats obtenus après mise en œuvre des méthodes d'estimation appropriées pour traiter des biais d'endogénéité et de sélection, nous conduit à conclure à la non significativité de l'impact de la politique communautaire en terme d'accélération de la convergence alors qu'il s'agit pourtant de son objectif principal.

Le papier est organisé de la façon suivante. La section 1 décrit les politiques régionales européennes, leurs objectifs et leurs modes de financement, ainsi que l'évolution du niveau de richesse de 198 régions européennes depuis 1980. La section 2 détaille les méthodes économétriques employées pour analyser l'effet, pour une région, d'appartenir au groupe "objectif 1", sur sa dynamique de convergence ainsi que les variables utilisées pour l'analyse. La troisième section analyse les résultats obtenus et la section 4 conclut.

I. Politiques européennes de développement régional

1. Historique

La nécessité d'assurer un développement harmonieux en réduisant l'écart entre les différentes régions et le retard des moins favorisées figure dès 1957 dans le préambule du traité de Rome. Celui-ci prévoit, déjà en 1957, la création du Fonds Structurel Européen (FSE). Ce dernier a ensuite été complété par d'autres instruments d'aide au développement, au fur et à mesure de la construction européenne et de l'arrivée de nouveaux membres.

En 1962, lors de l'accord sur la politique agricole commune, est créé le FEOGA destiné à soutenir et à stimuler la production agricole dans la Communauté. En 1964 le FEOGA est divisé en une section « garantie » et une section « orientation ». Cette dernière contribue actuellement aux dépenses effectuées pour la réforme structurelle de l'agriculture et pour un mode de développement rural correspondant à la stratégie de Lisbonne. En 1973, suite à l'adhésion du Royaume-Uni, de l'Irlande et du Danemark, est créé le FEDER, qui sert dans un premier temps à la reconversion des régions en déclin industriel du Royaume-Uni et à compenser, pour cet État membre, le peu de « retour » qu'il recevait de la PAC. Après l'adhésion de la Grèce puis de l'Espagne et du Portugal, les prérogatives de ce Fonds s'étendent progressivement à l'ensemble des régions en retard de développement.

En 1980, les politiques de développement de l'Union Européenne représentent presque 10 % du budget de l'Union, et environ 0,09 % du PIB de l'Europe des 15. A partir de la fin des années 80, les politiques de "développement" sont requalifiées de "cohésion", ou "structurelles" et bénéficient de moyens croissants. Une première réforme des fonds structurels existants, en 1988, préalablement à l'instauration du Marché Unique, est associée à une augmentation du budget à 15,1 % du budget de l'Union, augmentation portée à 30,2 % en 1992. En 1992, le traité de Maastricht sur l'Union européenne fait de la cohésion économique et sociale un objectif prioritaire de la Communauté, parallèlement à l'Union économique et monétaire (UEM) et au Marché unique. Pour l'Espagne, la Grèce, l'Irlande et le Portugal,

l'effort demandé par le traité n'est envisageable qu'avec l'appui de l'Union. À ce titre, la Communauté met en place un fonds spécial de solidarité, le Fonds de cohésion destiné à ces quatre États membres. Son but est d'aider ces pays à rentrer dans l'UEM dans les meilleures conditions en cofinançant des projets dans les domaines de l'environnement et des transports.

Le Conseil européen d'Édimbourg de décembre 1992 décide d'une nouvelle augmentation de 40% des crédits réservés aux actions structurelles pour la période 1994-1999. L'Agenda 2000, élaboré lors du Conseil européen de Berlin en mars 1999, concerne une réforme importante de la politique agricole, mais aussi une nouvelle réforme des fonds à finalité structurelle. La réforme de la politique régionale décrite dans les perspectives financières de l'Agenda 2000 favorise la concentration des aides structurelles sur les régions en retard de développement (régions "objectif 1"), ainsi qu'une mise en œuvre simplifiée des politiques, associée à une gestion directe des fonds par les Etats et les régions : l'Union n'intervient plus que pour coordonner et contrôler la conformité de l'utilisation des financements européens. Sur la période 2000-2006, les fonds structurels représentent 35 % du budget européen (Commission européenne, 2006).

Si les objectifs et les modes de financement des politiques régionales européennes ont varié depuis la fin des années 80, ces politiques reposent cependant essentiellement sur le financement d'investissements en faveur du développement régional, comme des infrastructures, l'éducation et la qualification des travailleurs, le développement du tourisme, la qualité de vie en milieu rural. Ces investissements ont un effet à long terme sur l'activité économique, que l'ensemble des travaux sur le sujet s'accorde à qualifier de difficile à mesurer. Les ressources mobilisées, assez faibles en 1988 mais en augmentation croissante, sont concentrées sur les régions en retard de développement (79 % du montant sur la période 2000-2006, (Commission européenne, 2006).

Une région est considérée en retard de développement si son niveau de richesse par habitant est inférieur à 75 % de la moyenne européenne, ou pour la période 2000-2006, si sa densité de population est inférieure à 8 habitants au km^2. Au cours des trois périodes de programmation (88-93, 94-99, 2000-2006), ces régions ont bénéficié de divers fonds européens leur permettant des investissements sur quatre axes principaux, l'agriculture et le développement rural, le commerce et le tourisme, le capital humain (éducation, qualification), les infrastructures, les transports et l'environnement (Rodriguez-Pose, 2004). Ces fonds sont alloués sous la condition d'un co-financement par chaque Etat-Membre, avec cependant un niveau très différent d'un Etat à l'autre. Ainsi, sur la période 94-99, l'effet de levier sur la dépense publique nationale, pour 1 euro communautaire investi, a été en moyenne de 0,6 euros, allant de 0,4 euros en Allemagne à 2,5 euros aux Pays-Bas (Commission européenne, 2004).

2. Faits stylisés autour de la convergence des régions européennes

L'objectif de la politique régionale européenne est avant tout d'assurer la diminution des disparités de richesses entre régions. Quelques représentations graphiques simples permettent d'illustrer dans quelle mesure cette dynamique est effectivement engagée au sein de l'Union européenne (notre analyse porte sur les régions de UE 15 pour lesquelles des données sont disponibles sur séries longues).

La distribution des richesses par habitant (Figure 1) pour quatre années (deux avant et deux après la mise en place de la politique régionale, sélectionnées à intervalle régulier), nous indique que l'Union connaît une dynamique de croissance, puisque les distributions se déplacent de période en période vers des niveaux de PIB réel par tête plus élevés. Le niveau de densité maximum s'élève de façon régulière ce qui dénote une certaine convergence des régions vers ce point, de telle sorte que les régions "moyennement" pauvres tendent à rattraper

leur retard. L'écart entre les régions les plus riches et les plus pauvres ne semble pas pour autant diminuer ce qui signifie que les régions les plus pauvres ne rattrapent par leur retard sur les régions les plus riches de l'Union. Sur la Figure 1, la dynamique n'apparaît pas singulièrement différente entre les périodes pré-(1980-1982 et 1986-88) et post-intervention (1995-97 et 2004-2005).

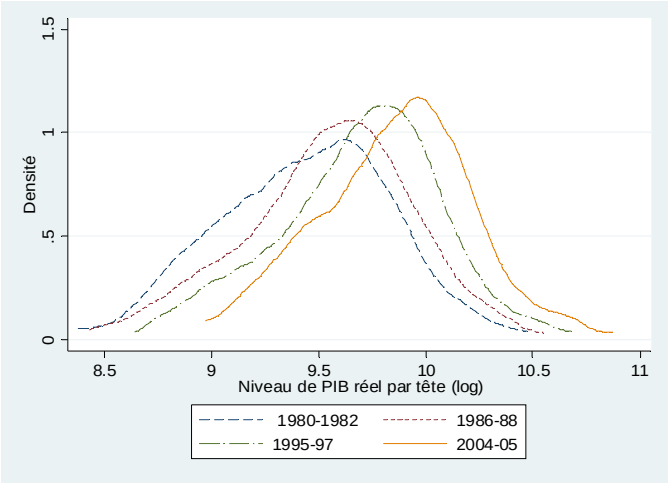
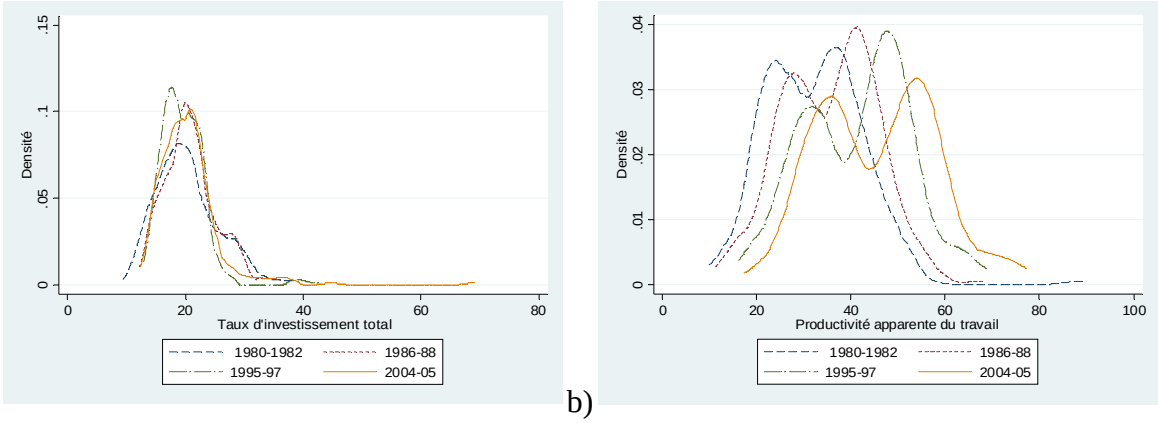


Figure 1: Distribution des niveaux de richesses réels par tête (log)
(Source : 2006 Cambridge Econometrics Limited, calcul des auteurs)

L'évolution de la distribution des richesses est conditionnée par les déterminants traditionnels de la croissance, à savoir l'investissement et la productivité du travail.

La distribution du taux d'investissement (Figure 2a) ne connaît pas la même évolution que la distribution du PIB par tête: le point maximum de densité reste proche de 20 % sur l'ensemble de la période. Cette persistance des disparités peut en partie s'expliquer par la distribution bimodale de la productivité du travail (Figure 2b) : la Communauté semble scindée en deux groupes distincts et cette structure est assez stable sur toute la période. De plus, toutes les régions, en particulier les moins productives, ne semblent pas bénéficier dans les mêmes proportions de l'évolution générale de la productivité du travail. Les régions de l'objectif 1 se caractérisent, pour la plupart, par un niveau de productivité du travail plus faible (23 000 contre 32 000 euros par travailleur en 1980-82) et surtout qui évolue moins rapidement que le reste de l'Union. En effet, la productivité apparente du travail passe de 20 000 à 23 000 euros de valeur ajoutée par travailleur entre 1980 et 2006 pour les régions objectif 1 contre 35 000 à 48 000 euros pour le reste de l'UE.



a) b)

Figure 2: investissement (a) et productivité apparente du travail (b)
(Source : 2006 Cambridge Econometrics Limited, calcul des auteurs)

Les régions les plus pauvres ne peuvent rattraper les régions les plus riches de l'Union qu'à la condition de connaître des taux de croissance plus élevés que ces dernières. Qu'en est-t-il dans les faits ?

La représentation des taux de croissance annuel moyen en fonction du niveau de PIB réel par tête initial pour différentes périodes (Figure 3) montre que sur l'ensemble de la période (1980-2005), la plupart des régions de l'objectif 1 semblent croître légèrement plus vite que le reste de l'Union. Pourtant, cette différence ne peut être attribuée à la politique régionale européenne, dès lors que le groupe ne se distingue pas de manière très nette du reste de l'échantillon. Plus précisément, de 1980 à 1988 (période retenue pour caractériser la situation de pré-intervention) le taux de croissance annuel moyen est plus faible pour les futures régions objectif 1 (score moyen de 0,8 %) que pour le reste de l'UE (1,29 %). Cette tendance s'inverse sur les deux périodes suivantes, ce qui pourrait suggérer une intensification de la dynamique de convergence pour les régions de l'objectif 1. Un examen plus attentif, montre que cette tendance s'accompagne d'une augmentation de la dispersion des taux de croissance annuel moyen entre ces régions (de 0.88 à 1.2 % entre 1980-88 et 1989-96) ce qui nuance fortement la pertinence de la moyenne. Qui plus est, à l'exception du "miracle irlandais", les régions à forts taux de croissance sur la période 1989-96 (principalement les régions portugaises) ne confirment pas ce dynamisme sur la période suivante de telle sorte que leur situation relative par rapport au reste de l'union reste inchangée sur l'ensemble de la période (1980-2005). De 1998 à 2005, le constat est identique puisque les régions connaissant un fort taux de croissance sur cette période (principalement les régions grecques) n'ont pas connu les mêmes performances sur la période antérieure.

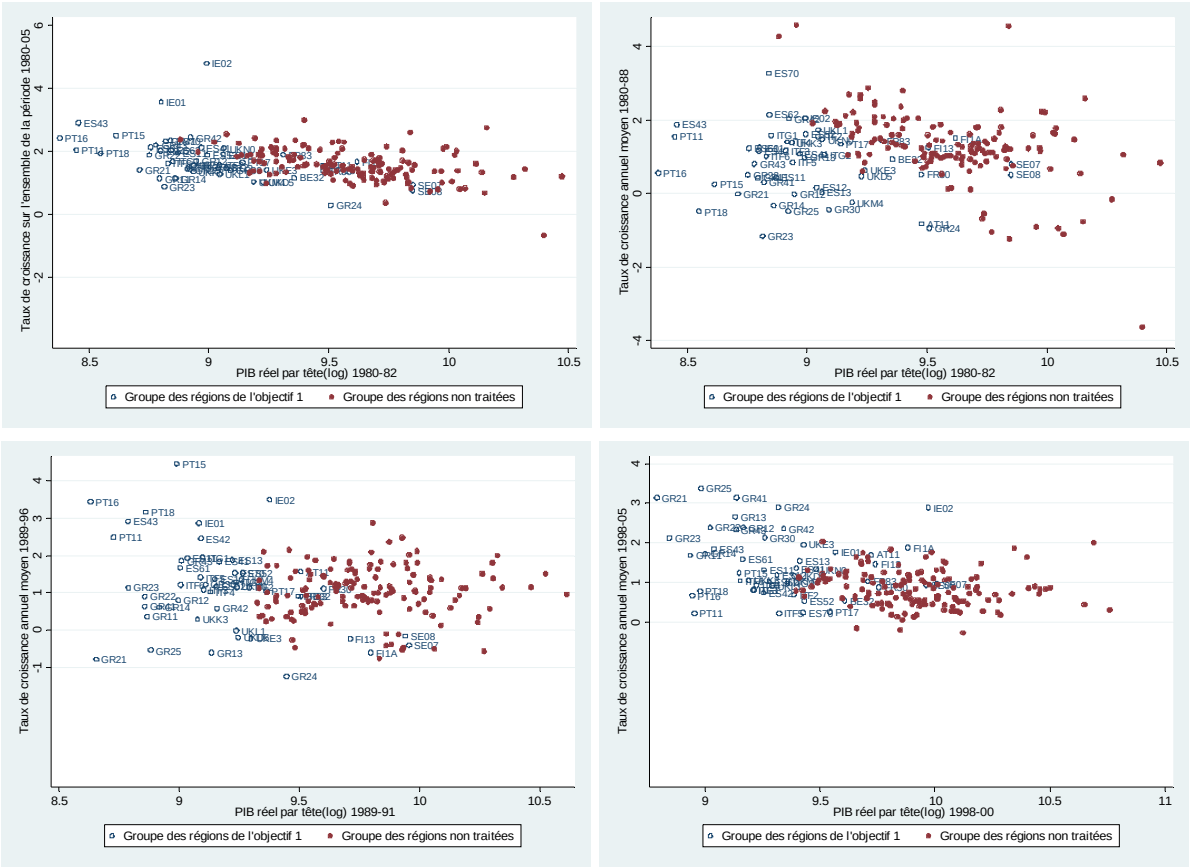


Figure 3: convergence absolue au sein de l'espace communautaire.
(Source : 2006 Cambridge Econometrics Limited, calcul des auteurs)

Ces quelques faits stylisés apportent des renseignements précieux sur la dynamique de convergence européenne, caractérisée par une dispersion des niveaux de richesse par tête similaire entre les périodes et une forte volatilité des taux de croissance des régions les plus pauvres.

II. Présentation de l'approche

1. Le contexte théorique

Depuis les années 80 et dans la continuité des travaux de Barro et Sala-i-Martin (1991, 1992, et 1995) et Mankiw, Romer et Weil (1992), de nombreux travaux portent sur la question de la convergence des économies – c'est-à-dire du rattrapage des économies pauvres par rapport aux économies riches, que ce soit à l'échelle régionale ou à l'échelle internationale – et donc sur les problèmes théoriques et méthodologiques permettant de l'appréhender au mieux. L'émergence de cette littérature correspond à un regain d'intérêt pour la théorie de la croissance et correspond à un changement de perspective : si d'un point de vue général, la notion de convergence fait référence à la vitesse à laquelle les économies ont tendance à se rapprocher de leur équilibre stationnaire, l'attention se concentre néanmoins sur les comparaisons des performances nationales et/ou régionales en terme de croissance.

Selon la théorie néo-classique de la croissance avec rendements d'échelle décroissants (Solow, 1956 ; Swan, 1956), l'intégration commerciale et la libéralisation des mouvements de capitaux accélèrent la convergence. L'hypothèse de rendements marginaux décroissants à long terme implique que pour un pays dont le stock de capital augmente, le taux de rendement de l'investissement et de croissance per capita diminuent. Par conséquent, les pays pauvres qui ont des stocks de capitaux faibles peuvent, par des taux de croissance supérieurs aux pays riches, combler l'écart qui les sépare. Dans ce cadre conceptuel, les politiques actives en faveur des régions (une nation ou d'un espace intégré) les plus défavorisées ne peuvent se justifier puisque le processus d'intégration devrait conduire à accélérer la convergence entre régions. Plus récemment, les travaux de Romer (1986) et Lucas (1988) sur la nouvelle théorie de la croissance ont permis de renouveler le débat sur la convergence. En faisant l'hypothèse que les rendements marginaux sont croissants à long terme, le modèle théorique de Romer (1986) implique la divergence : les plus riches pourront toujours croître plus rapidement et ce même lorsque leur stock de capital devient très élevé.

Parallèlement à ces approches théoriques, de nombreuses études empiriques visent à tester la validité de différentes hypothèses sur les déterminants de la croissance (Barro, 1991 ; Barro et Sala-i-Martin, 1992 ; Mankiw, Romer et Weil, 1992). 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 (Baumol, 1986 ; Barro et Sala-i-Martin, 1991, 1992). Cette propriété correspond à la notion de β-convergence (Barro et Sala-i-Martin, 1995, Sala-i-Martin, 1997). La β-convergence peut-être absolue (inconditionnelle) ou conditionnelle. La notion de convergence absolue fait référence au cas où un ensemble d'économies convergent vers le même équilibre stationnaire. Elle est donc indépendante des conditions initiales. Dans ce cas, l'hétérogénéité des revenus par habitant ne s'explique que par la distance des économies à leur état stationnaire commun. Elle est conditionnelle lorsque les déterminants de l'état stationnaire varient d'une économie à l'autre et que celles-ci convergent vers le même taux de croissance.

L'hypothèse de β-convergence absolue est habituellement testée à partir d'un modèle en coupe transversale qui peut s'écrire :

$$y_{i,t} - y_{i,0} = \beta_0 + \beta_1 y_{i,0} + \varepsilon_{i,t}$$

où $y_{i,t}$ - $y_{i,0}$ désigne le taux de croissance moyen de la région i sur la période t, tandis que $y_{i,0}$ mesure le niveau initial de richesse par habitant de la région i (en logarithmes). On dit qu'il y a β-convergence lorsque β est négatif et statistiquement significatif puisque dans ce cas, le taux de croissance moyen entre les deux dates est négativement corrélé avec le niveau initial du PIB par tête.

Le test de l'hypothèse de β-convergence conditionnelle repose sur une spécification pour laquelle les déterminants de l'état stationnaire varient suivant les régions, soit :

$$y_{i,t} - y_{i,0} = \beta_1 y_{i,0} + \gamma_1 y_i^* + \varepsilon_{i,t}$$

où y_i^* représente donc le revenu à l'état stationnaire de chaque région (taux d'épargne, croissance de la population,...).

2. Econométrie de la convergence

Traditionnellement, les études empiriques qui tentent d'expliquer la diversité des performances nationales en termes de croissance reposent sur une régression en coupes transversales du taux de croissance sur le niveau de revenu initial ainsi que sur des variables susceptibles de contrôler d'une éventuelle hétérogénéité. Les observations empiriques sont généralement défavorables à la β-convergence absolue, sauf sur données régionales, mais un grand nombre d'articles concluent à la β–convergence conditionnelle. La relation estimée fait alors intervenir une variable endogène retardée et les estimations qui en résultent sont affectées d'un biais d'endogénéité du fait de l'hétérogénéité inobservée des pays, qui, parce qu'elle ne peut pas toujours être mesurée entrera nécessairement dans l'aléa. Ce biais peut être en partie réduit par la prise en compte d'effets fixes, introduits sous la forme d'indicatrices, qui malgré tout ne permettront pas de neutraliser toute l'endogénéité, la majeure partie de l'hétérogénéité étant par nature inobservable. L'utilisation de la dimension panel des données, pour tester l'hypothèse de convergence, permet de pallier cette difficulté et constitue une réponse intéressante car elle permet non seulement de résoudre le problème lié à l'hétérogénéité mais également de tenir compte de la dynamique de la croissance. Si, dans l'approche en coupes transversales, les coefficients estimés sont supposés être communs à tous les pays, en données de panel, cette contrainte peut être relâchée.

Ces modèles prennent généralement la forme suivante (Durlauf, Johnson et Temple, 2004) :

$$y_{i,t} = (1+\beta) y_{i,t-1} + \Psi X_{i,t} + \pi Z_{i,t} + \alpha_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t}$$

où les variables X désignent les déterminent la croissance conformément au modèle de Solow et les variables Z désignent les déterminants de la croissance qui ne sont pas directement déduits du modèle de Solow ; α_i et μ_t désignent les effets individuels et temporels.

Sur données de panel, l'hétérogénéité non observée et l'endogénéité qui en résulte peuvent être neutralisées en considérant l'estimateur en première différence qui permet d'éliminer les effets individuels α_i et donc une source potentielle d'omission de variables dans l'équation. La méthode d'estimation des moments généralisés pour un modèle avec données en panel dynamiques (Arellano et Bond, 1991 ; Arellano et Bover, 1995) permet de contrôler les effets individuels non observés, l'endogéneité des variables explicatives et l'utilisation d'une variable dépendante retardée. On peut également considérer l'estimateur GMM en système proposé par Blundell et Bond (1997) lorsque la variable dépendante et les variables explicatives sont persistantes dans le temps. Cette approche repose sur la définition

de conditions supplémentaires sur les moments : les instruments pour les régressions en niveau sont les différences retardées des variables correspondantes. Et les niveaux sont des instruments pour les équations en différences premières (voir annexe).

3. L'évaluation de politiques publiques

Pour évaluer si les politiques atteignent les objectifs assignés, compte tenu notamment des dépenses budgétaires qui leur sont assignées, il faut être en mesure d'identifier séparément l'impact spécifique du programme et des effets de composition (caractéristiques différentes avant de passer par le dispositif) et de sélection (les régions les plus pauvres, c'est-à-dire celles concernées par l'objectif 1, auront tendance à avoir un taux de croissance plus élevé que le reste de l'Union).

On sait que dans ce genre de problème, il est impossible de connaître à la fois le résultat d'une région affectée par un programme objectif 1 (Y_i^T) et celui qu'elle aurait connu en l'absence du soutien financier de Bruxelles (Y_i^C). On considère alors une indicatrice de participation au programme (ici l'objectif 1) et l'impact marginal de la politique s'écrit alors :

$$I = \mathrm{E}\left[Y_i^T - Y_i^C \middle| Y_{0i}, d = 1\right]$$

Alors qu'on observe seulement :

$$I' = \mathrm{E}\left[Y_i^T \middle| Y_{0i}, d = 1\right] - \mathrm{E}\left[Y_i^C \middle| Y_{0i}, d = 0\right]$$

On a alors $I = I'$ lorsque les caractéristiques des régions aidées sont similaires à celles des autres régions, ce qui n'est évidemment pas le cas ici. Le choix des régions de l'objectif 1 n'étant pas aléatoire, la meilleure alternative afin de palier l'absence de variable contrefactuelle ($Y_i^C | d = 1$) consiste à utiliser la double dimension individuelle et temporelle des données disponibles. Ainsi, on pourra observer les résultats de chaque région traitée avant et après traitement (le début du traitement étant en 1989) mais également comparer ces mêmes résultats avec ceux des autres régions européennes. L'impact du traitement est mesuré via la prise en compte d'une variable d_{it}, indiquant l'appartenance de la région i au groupe des régions de l'objectif 1 à la période t (Bussoletti et Esposti, 2004).

Puisque nous souhaitons évaluer dans quelle mesure la politique structurelle européenne assure pour les régions de l'objectif 1 une accélération de leur processus de convergence, nous considérons également un effet d'interaction en croisant la d_{it} au niveau de PIB par tête initial, $y_{i,t-1}$. Cette variable est censée mesurer l'éventuelle inflexion de la dynamique de convergence des régions de l'objectif 1, soit :

$$y_{i,t} = (1+\beta) y_{i,t-1} + \chi d_{it-1} + \delta d_{it-1}.y_{it-1} + \Psi X_{i,t} + \pi Z_{i,t} + \alpha_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t}$$

Où δ capte la variation dans la dynamique de convergence entre les régions traitées et le reste de l'Union et χ une différence de constante entre les deux groupes.

4. Base de données et variables

Notre échantillon porte sur 198 régions (classe NUTS 2, regroupant des régions dont la population moyenne est comprise entre 800 000 et 3 millions d'habitants)de l'UE des 15 sur la période couvrant 1980 à 2005. Les données proviennent de la base "Cambridge Econometrics" (2006).

L'étude porte sur un modèle de convergence en panel dynamique. Ce panel fait intervenir de manière classique pour chaque période de temps le niveau de PIB réel (en

millions d'euros à prix constant de 1995) par tête, exprimés en logarithme. Les modèles de croissance sur lesquels reposent les tests de convergence prennent généralement en compte la population active comme population de référence pour le calcul du revenu par tête. Nous avons privilégié le choix de la population totale régionale, celle-ci étant utilisée par la Communauté européenne pour le calcul du critère d'éligibilité à l'objectif 1 (on notera par ailleurs que les distributions des revenus par habitant sont relativement proches que l'on considère la population totale ou la population active).

Notre spécification prend en compte deux types de déterminants de la croissance (voir Durlauf-Johnson-Temple (2006) pour une revue de la littérature) :

- des déterminants traditionnels comme le taux d'investissement total (calculé comme le rapport de l'investissement total par tête au niveau du PIB réel par tête) et la productivité apparente du travail mesurée par la part de la valeur ajoutée par travailleur (ratio entre la valeur ajoutée totale et la population active).
- des déterminants plus spécifiques à notre échantillon et à la problématique d'évaluation de l'impact des fonds structurels sur la convergence des régions européennes.

En effet, l'étude de la dynamique de développement des régions ne peut se fonder exclusivement sur l'analyse de la demande locale et exige de prendre en compte la capacité que celles-ci peuvent avoir de capter des demandes à l'extérieur de leur territoire. On retrouve là l'essentiel du message délivré par la majorité des théories du développement régional et en particulier du modèle de la base économique. Cette théorie fait dépendre le niveau d'activité d'une région à la demande extérieure qui lui fait face, de telle sorte que les activités d'exportation (dites basiques) exercent un effet multiplicateur sur la demande locale et par conséquent sur le développement. Une définition de la base économique de chaque région apporterait une information précieuse sur sa structure économique, en distinguant les activités basiques, moteur de la croissance régionale, des activités liées à la demande locale. D'autre part, le modèle de la base économique va nous permettre d'appréhender la répartition sectorielle de la croissance de manière plus fine que la simple répartition de la valeur ajoutée par secteur en prenant en compte uniquement la répartition sectorielle de l'ensemble des activités basiques (Barro et Sala-I-Martin, 1995).

L'approche la plus classique afin d'estimer la part de l'activité basique dans l'activité économique d'une région consiste à calculer un coefficient de localisation en comparant la structure économique régionale avec celle d'une économie de référence, le plus souvent le niveau national (Bousset et Vollet, 2004). De cette façon, le coefficient de localisation apporte une estimation du degré de concentration de certaines activités régionales par rapport au niveau national.

Nous avons effectué ce calcul à partir des données disponibles sur l'emploi par type d'activité de la façon suivante:

$$C_{ij} = \frac{E_{ij} / E_j}{E_{in} / E_n}$$

Où E_{ij} et E_{in} représentent respectivement les emplois du secteur i dans la région j et au niveau national (ensemble des régions) ; E_j et E_n représentent respectivement les emplois totaux de la région j et au niveau national. A partir de ce coefficient, nous avons approché le nombre d'emplois basiques par secteur afin de calculer plusieurs ratios :

- Les parts respectives d'emplois basiques du secteur agricole et du tertiaire supérieur sur

les emplois totaux régionaux. Ces deux ratios permettent de différencier de façon précise les régions selon leur niveau de développement.

- Un ratio emplois basiques-emplois induits qui nous renseigne sur l'importance du secteur basique dans l'activité régionale (un ratio supérieur à l'unité implique une forte dépendance de la région à son activité extérieure).

L'introduction de chacun de ces trois ratio apporte des informations sur leur sensibilité face à l'évolution de la demande extérieure, i.e. un choc exogène (ratio emplois basiques-emplois induits). Un choc similaire pourrait affecter de façon asymétrique les régions en fonction de leur spécialisation dans certaines activités basiques : il convient donc de tenir compte de différences entre les régions dans la répartition sectorielle des emplois basiques.

Le taux de chômage vient compléter le vecteur $\mathbf{Z_{it}}$ afin de prendre en compte l'efficacité de l'allocation du facteur travail au sein de l'espace régional. Ce taux est mesuré en pourcentage de chômeurs dans la population active.

III. Présentation des résultats

Les estimations ont d'abord été effectuées sur la période 1980-2005, en considérant les données comme des coupes transversales (MCO) puis en utilisant leur dimension panel à partir de moyennes triennales afin de purger les cycles de court terme (9 périodes). Toutes les estimations sont obtenues en appliquant une correction à la matrice de variance-covariance des perturbations (écart-types robustes à l'hétéroscédasticité).

	MCO	MCO	Within	Within	Blundell-Bond	Blundell-Bond
$(1+\beta)$	0,980***	0,945***	0,7375***	0,669***	0,979***	0,934***
χ		-0,286		0,367		-0,451
δ		0,0339		-0,0299634		0,053
Constante	0,742***	0,688***	2,675***	3,441***	0,361	0,790***
Obs	1186	1186	1186	1186	1186	1186
R^2	0,952	0,952	0,6256	0,6691		
F test	0,00	0,00	0,00			
Test Wald					0,00	0,00
AR(1)					0,00	0,00
AR(2)					0,24	0,24
Sargan					0,00	0,00
Diff Sargan					0,14	0,66
Nombre instruments					6	20

Tableau 1 : Test de l'hypothèse de convergence absolue

****, ** et * désignent respectivement les seuils de significativité aux seuils de 1, 5 et 10%*

Les valeurs reportées pour les tests AR(1), AR(2), le test de Sargan et le test de Sargan en différence sont les probabilités critiques.

Le test Diff-Sargan teste la validité des instruments additionnels de l'estimation en GMM système

L'estimation par les MCO (généralement biaisée vers le haut) permet d'obtenir des résultats en terme de convergence conditionnelle que les estimateurs within (généralement biaisé vers le bas) ou GMM ne permettent pas d'obtenir, mais la présence d'hétérogénéité non observée rend peu fiable le calcul des vitesses de convergence. L'estimation par les GMM en système est donc plus appropriée mais avant d'établir de manière définitive la liste des instruments, il faut s'assurer de l'absence d'autocorrélation d'ordre deux des perturbations. La statistique du test d'Arellano et Bond indique que les perturbations du modèle suivent un processus MA(2) lorsque le niveau de richesse retardée est pris avec une seule période de

retard. Il n'est donc pas possible d'utiliser $y_{i,t-2}$ comme instrument dans l'équation en différence. Plus généralement la nature du processus suivi par les perturbations ne rend pas possible une instrumentation correcte du niveau de richesse retardée d'une période. Cette difficulté est résolue en considérant alors une dynamique faisant intervenir le niveau de richesse décalé de deux périodes : ainsi le niveau de richesse expliqué pour la dernière période (2004-2005) est expliqué par son niveau de la période 7 (1995-1997)

Les tests de validité des instruments montrent que ceux-ci semblent être faibles. On observe alors que l'estimateur de Blundell-Bond, est raisonnablement compris entre les deux bornes que constituent l'estimateur des MCO et du Within, malgré la faiblesse de nos instruments qui malgré tout doit nous amener à analyser nos résultats avec prudence. L'estimateur de Blundell-Bond est dans notre cas préférable à celui d'Arelano-Bond puisque l'on ne peut rejeter l'hypothèse de validité des instruments en niveau (hypothèse nulle du test Diff-Sargan).

	MCO	MCO	Within	Within	Blundell-Bond	Blundell-Bond
$(1+\beta)$	0,634***	0,639***	0,272***	0,248***	0,335***	0,347***
χ		0,012		0,009		0,399
δ		0,0007		0,005***		-0,045
Productivité apparente du travail	0,009***	0,008***	0,018***	0,017***	0,016***	0,016***
Taux d'investissement total	0,002***	0,001**	0,006***	0,005***	0,005***	0,005**
Taux de chômage	-0,009***	-0,009***	-0,013***	-0,011***	-0,012*	-0,012***
Part des emplois basiques tertiaire supérieur	0,171***	0,168***	0,168***	0,130**	0,556***	0,533*
Part des emplois basiques du secteur agricole	-0,048***	-0,048***	0,008	0,012	0,08	0,056
Emplois basiques sur emplois induits	-0,322***	-0,322***	-0,346***	-0,144	-1,552***	-1,581***
Constante	3,379***	3,335***	6,369***	6,616***	5,931***	5,865***
Obs	726	726	726	726	726	726
R^2	0,97	0,97	0,86	0,87		
F test	0,00	0,00	0,00	0,00		
Test Wald					0,00	0,00
AR(1)					0,10	0,10
AR(2)					0,324	0,364
Sargan					0,005	0,006
Diff Sargan					0,39	0,65
Nombre instruments					60	66

Tableau 2 : Test de l'hypothèse de convergence conditionnelle

****, ** et * désignent respectivement les seuils de significativité aux seuils de 1, 5 et 10%*

Les valeurs reportées pour les tests AR(1), AR(2), le test de Sargan et le test de Sargan en différence sont les probabilités critiques.

Le test Diff-Sargan teste la validité des instruments additionnels de l'estimation en GMM système

Ainsi, les résultats obtenus, ne permettent pas de conclure à l'existence d'un impact de la politique structurelle européenne sur la dynamique de convergence des régions les plus en retard. On peut voir en effet que les variables indiquant l'effet d'appartenir au groupe des régions de l'objectif 1 (indicatrice et indicatrice croisée) et permettant de capter une éventuelle différence entre les deux groupes de notre échantillon, ne sont pas significatives (convergence absolue et conditionnelle).

On remarquera que la valeur estimée de β est nettement plus élevée lorsqu'on teste l'hypothèse de convergence conditionnelle (0,66 contre 0,07 en convergence absolue. Note ; *La valeur de ce coefficient peut être déduite à partir des coefficients figurant dans la 1ère ligne et la dernière colonne des tableaux 1 et 2*). Cela peut s'expliquer par la prise en compte des déterminants de la croissance permettant ainsi de différencier les régions n'ayant pas le même sentier de croissance équilibrée. C'est finalement à ce niveau que la politique régionale européenne, et notamment au titre de l'objectif 1, devrait jouer un rôle en permettant aux régions traitées d'améliorer les conditions du développement (au travers du taux d'investissement, de la productivité du travail et du taux de chômage) et ainsi approcher les niveaux de développement des régions les plus riches de la Communauté. Aucune des variables reflétant l'impact de la politique structurelle sur la convergence ne semble toutefois démontrer que cette dernière ait affecté de manière significative la dynamique de convergence conditionnelle de l'Union européenne depuis la première programmation de 1989.

Alors que notre estimation de la convergence absolue se rapproche des résultats de la plupart des travaux (Bussoletti et Esposti, 2004) celle de la convergence conditionnelle amène à des conclusions sensiblement différentes. Les résultats indiquent en effet un coefficient de convergence plus élevé que l'on peut sans doute attribuer au fait que le processus de convergence passe par des taux d'investissements et de productivité du travail similaires. Alors que la part des emplois basiques du secteur agricole n'a pas d'impact significatif sur le niveau de richesse des régions, il semble qu'une structure basique dominée par le tertiaire supérieur ait une influence relativement élevée sur le développement des régions (0,533). Cependant, une activité basique forte n'est pas forcément un atout dès lors que celle-ci n'exerce pas un effet multiplicateur important sur la demande locale, comme le montre l'influence du ratio emplois basiques/emplois induits (-1,581). Autrement dit, le volume de l'activité basique apparaît un atout en termes de développement lorsque celle-ci est localisée dans les secteurs des services à forte valeur ajoutée (tertiaire supérieur), ce type d'activité contribuant à créer une demande locale plus importante autour d'elle.

IV. Conclusion

Nous avons analysé, sur la période 1980-2005, la dynamique de convergence de 198 régions pour déterminer dans quelle mesure la politique de cohésion européenne au titre de l'objectif 1 se traduit par une accélération relative de cette dynamique pour les régions concernées. La mise en œuvre de méthodes d'estimation permettant de traiter les biais d'endogénéité et de sélection de notre panel dynamique suggère un impact non significatif de cette politique communautaire en termes d'accélération de la convergence. Contrairement à Bussoletti (2004), nos données en séries longues ne mettent pas non plus en évidence d'effet de la part d'emploi agricole.

Par contre, l'introduction, dans les déterminants de la croissance, de la part d'emplois basiques sur les emplois induits, ainsi que la proportion d'emplois basiques issus du tertiaire supérieur dans les emplois basique s'avère enrichir l'analyse. Une analyse des trajectoires des différentes régions objectif 1 suggère en effet que l'on a au moins deux groupes de régions. Les régions misant leur développement sur des investissements permettant la création d'emplois tertiaire supérieur semblent être en mesure de se rapprocher plus vite du niveau de développement des régions les plus riches de l'Europe. C'est sans doute à ce niveau, en favorisant des investissements dans ce sens, que la future politique régionale européenne pourra jouer son rôle.

Bibliographie

ARELLANO M. et BOND S., 1991, « Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations », *Review of Economic Studies*, 58, pp. 277-297.

ARELLANO M. et BOVER O., 1995, « Another look at the instrumental variable estimation of error-components models », *Journal of Econometrics*, 68, pp. 29-52.

BARRO R.J., 1991, « Economic growth in a cross Section of Countries », *The Quarterly Journal of Economics*, pp. 407-443.

BARRO R.J. et SALA-i-MARTIN X., 1992, « Convergence », *Journal of Political economy*, 100, pp. 223-251.

BARRO R.J. et SALA-i-MARTIN X., 1995, *Economic Growth*, New York Mc Graw Hill Inc

BAUMOL W.J., 1986, «Productivity growth, convergence, and welfare: What the long-run data show », *American Economic Review*, 76, pp. 1072-1085.

BERNARD A. et DURLAUF S., 1996, « Interpreting Tests of the Convergence Hypothesis », *Journal of Econometrics*, 71, 1-2, pp. 161-73.

BLUNDELL R. et BOND S., 2001, « GMM estimation with persistent panel data: an application to production functions » *Econometric Reviews*, 19(3), pp.321-340.

BLUNDELL R. et BOND S., 1998, « Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models», *Journal of Econometrics*,, 87, pp. 115-143

BOND S, HOEFFLER A. et TEMPLE J., 2001, « GMM Estimation of Empirical growth Models », *Discussion paper* N° 01/525

BOUSSET J.P. et VOLLET D., 2002, « Use of Meta-analysis for the Comparison and Transfer of Economic Base Multipliers », *Regional Studies*, 36, 5, pp. 481-94.

BUSOLETTI S. et ESPOSTI R., 2004, « Regional Convergence, Structural Funds and the Role of Agricolture in the EU. A Panel-Data Approach », *WP n0220, Universita' Politecnica delle Marche (I), Dipartimento di economia*

CHESHIRE P. et MAGRINI P., 2000, « Endogenous Processes in European Regional Growth: Implications for Convergence and Policy » *Growth and Change*, 31 (4).

COMMISSION EUROPEENNE, 2004, Troisième Rapport sur la Cohesion Economique et Sociale.

COMMISSION EUROPEENNE, 2006, Quatrième Rapport d'Etape sur la Cohesion Economique et Sociale.

CUADRADO-ROURA J.R., 2001, Regional convergence in the European Union: from hypothesis to the actual trends, *Annals of Regional Sciences*, 35, pp. 333-356.

DURLAUF S., JOHNSON P. et TEMPLE J., 2006, « Growth Econometrics », in P. AGION et S. DURLAUF eds., Hanbook of Economic Growth, Amsterdam : North Holland.

ISLAM N., 1995, « Growth Empirics: A Panel Data Approach », *The Quartely Journal of Econometrics*, 110, pp. 1127-1170.

ISLAM N., 1998, « Growth Empirics: A Panel Data Approach – A Reply », *The Quartely Journal of Econometrics*, 113, pp. 325-329.

LUCAS, R.E., Jr., 1988, «On the mechanics of economic development», *Journal of Monetary Economics*, 22, pp. 3-42.

MANKIW G.N., ROMER D. et WEIL D.N, 1992, « A Contribution to the Empirics of Economic growth », *The Quartely Journal of Econometrics*, pp. 407-437.

Rodriguez-Pose, 2004

ROMER, P.M.,1986, «Increasing returns and long run growth», *Journal of Political Economy*, 94 (5), pp. 1002-1038.

SALA-i-MARTIN X., 1997, « I Just Ran Two Million Regressions », *American Economic Review*, 87, pp. 178-183.

SALA-i-MARTIN X., 1996, « The Classical Approach to Convergence Analysis », *Economic Journal*, 106, pp. 1019-1036.

SOLOW R. M., 1956, « A Contribution to the Theory of Economic », *The Quartely Journal of Econometrics*, 70, pp. 65-94.

SWAN T., 1956, « Economic Growth and Capital Accumulation », *Economic Record*, 32, pp. 334-361.

Annexe
La méthode des moments généralisés sur panels dynamiques

Soit un modèle simple de type AR(1), sans variable exogène dans le cadre d'un panel cylindré

$$y_{i,t} = \gamma y_{i,t-1} + \alpha_i + \varepsilon_{i,t} \qquad |\gamma| < 0 \quad i = 1,2,\cdots,N; \quad t = 2,3,\cdots,T;$$

Pour lequel on suppose que les résidus $\varepsilon_i = (\varepsilon_{i,1} \ldots \varepsilon_{i,T})'$ vérifient $E(\varepsilon_i) = 0, E(\varepsilon_i \varepsilon_i') = \sigma^2 I_T$

Sous ces hypothèses, les valeurs retardées de $y_{i,t-k}$ pour k≥2 constituent des instruments valides dans l'estimation du modèle spécifié en différences premières :

$$\Delta y_{i,t} = \gamma \Delta y_{i,t-1} + v_{i,t} \qquad |\gamma| < 0 \text{ Avec } v_{i,t} = \varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1} = \Delta\varepsilon_{i,t}$$

Remarque :

Le lien entre $\Delta\varepsilon_{i,t}$ et $\varepsilon_{i,t-1}$ implique que l'estimateur des MCO de l'équation en différences premières n'est pas convergent (le biais étant par ailleurs plus important que celui observé pour l'estimateur within). On peut mettre en œuvre un estimateur des double moindres carrés en utilisant des variables instrumentales corrélées avec $\Delta y_{i,t-1}$ et orthogonales à $\Delta\varepsilon_{i,t}$. En effet, sous réserve que les hypothèses traditionnelles sur les résidus soient vérifiées, on sait que $y_{i,t-2} = \gamma \Delta y_{i,t-3} + \varepsilon_{i,t-2}$ n'est pas corrélé avec $\Delta y_{i,t}$ qui dépend de $v_{i,t} = \varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1}$. Lorsqu'on dispose de plus de trois données dans la dimension temporelle, ce modèle implique de **tester pour chaque individu** des restrictions linéaires du type :

- Date t=3, $\forall i \in [1, N]$

$$E(v_{i,3} y_{i,1}) = E[(\Delta y_{i,3} - \gamma \Delta y_{i,2}) y_{i,1}] = 0$$

- Date t=4 $\forall i \in [1, N]$

$$E(v_{i,4} y_{i,1}) = E[(\Delta y_{i,4} - \gamma \Delta y_{i,5}) y_{i,1}] = 0$$
$$E(v_{i,4} y_{i,1}) = E[(\Delta y_{i,4} - \gamma \Delta y_{i,5}) y_{i,2}] = 0$$

- ...
- Date t=T $\forall i \in [1, N]$

$$E(v_{i,T} y_{i,1}) = E[(\Delta y_{i,T} - \gamma \Delta y_{i,T-1}) y_{i,1}] = 0$$
$$\ldots$$
$$E(v_{i,T} y_{T-3}) = E[(\Delta y_{i,T} - \gamma \Delta y_{i,T-1}) y_{i,T-3}] = 0$$
$$E(v_{i,T} y_{T-2}) = E[(\Delta y_{i,T} - \gamma \Delta y_{i,T-1}) y_{i,T-2}] = 0$$

Pour chaque individu on obtient ainsi m= (T-2) (T-1)/ 2 restrictions linéaires qui de manière générale peuvent s'écrire :

$$E\left[\left(\Delta y_{i,t} - \gamma \Delta y_{i,t-1}\right) y_{i,t-j}\right] = 0 \qquad j = 2, \cdots, t-1; t = 3, \cdots, T$$

Dans le cas d'un modèle où figure par ailleurs une variable explicative $x_{i,t}$, plusieurs cas sont à considérer suivant l'hypothèse que l'on fait sur la relation qui lie cette variable aux perturbations :

- Variable endogène (corrélation entre $x_{i,t}$ et $\varepsilon_{i,t}$ et les chocs précédents mais pas de corrélation avec $\varepsilon_{i,t+1}$). Dans ce cas, la variable est traitée comme la variable endogène $y_{i,t}$: les valeurs retardées $x_{i,t-2}, x_{i,t-3}$ et plus (si dates disponibles) sont des instruments valides de l'équation en différences premières pour les périodes t=3,4,..., T. Les lignes de la matrice des instruments Z sont donc formées à partir du vecteur $\left(y_{i,1}, \cdots, y_{i,t-2}, x_{i,1}, \cdots, x_{i,t-2}\right)$
- Variable prédéterminée (pas de corrélation entre $x_{i,t}$ et $\varepsilon_{i,t}$ mais corrélation avec les chocs précédents). Dans ce cas, $x_{i,t-1}$ est un instrument additionnel et les lignes de la matrice des instruments Z sont donc formées à partir du vecteur $\left(y_{i,1}, \cdots, y_{i,t-2}, x_{i,1}, \cdots, x_{i,t-2}, x_{i,t-1}\right)$
- Variable strictement exogène (absence de corrélation de $x_{i,t}$ avec les chocs passés, présent et futurs). Dans ce cas toutes les observations de cette variable peuvent être considérées comme des instruments valides et les lignes de la matrice des instruments Z sont donc formées à partir du vecteur $\left(y_{i,1}, \cdots, y_{i,t-2}, x_{i,1}^{'}\right)$

Comme il s'agit le plus souvent de restrictions de suridentification, il est toujours possible de choisir laquelle de ces trois hypothèses sur le statut des variables exogènes est la plus pertinente en calculant une différence des statistiques de Sargan. En effet chacun des cas est une restriction du cas suivant. Si l'on note S la statistique de sargan obtenue sous l'hypothèse la plus restrictive et S' la statistique obtenue sous l'une des restrictions moins contraignante alors DS=S-S' suit asymptotiquement un chi-deux et permet de tester la validité des restrictions additionnelles (Arellano-Bond [1991]).

On peut de plus disposer d'instruments additionnels dans le cas où l'on suppose que les variables explicatives ne sont pas corrélées avec les effets individuels non observés α_i. Il s'agit alors d'instruments qui restent valides pour les équations en niveaux. Malheureusement dans ce cas on ne peut pas écrire l'ensemble de ces conditions comme un ensemble de conditions d'orthogonalité en utilisant le terme d'erreur de l'équation en niveau. Il faut combiner les conditions sur l'équation en différences avec les conditions sur l'équation en niveau. Ainsi, pour les trois cas précédents,

- Si la variable exogène est endogène respectivement à $\varepsilon_{i,t}$ mais non corrélée avec α_i, il existe T-1 conditions additionnelles non redondantes sur les moments qui peuvent s'écrire $E\left[x_{i,t-1}\left(\alpha_i + \varepsilon_{i,t}\right)\right] = 0$ pour $i = 1,2,\cdots,N; t = 2,3,\cdots,T$ en plus des conditions décrites précédemment. On peut alors utiliser $x_{i,t-1}$ comme instruments pour l'équation sur les niveaux à la date t.
- Si $x_{i,t}$ est prédéterminée ou strictement exogène relativement à $\varepsilon_{i,t}$, il existe T conditions non redondantes sur les moments étant donné les conditions sur les équations en première différences, soit

$$E\left[x_{i,t}\left(\alpha_i + \varepsilon_{i,t}\right)\right] = 0 \text{ Pour } i = 1,2,\cdots,N; t = 2,3,\cdots,T$$
$$E\left[x_{i,t}\left(\alpha_i + \varepsilon_{i,2}\right)\right] = 0 \text{ Pour } i = 1,2,\cdots,N$$

Finalement, les différences premières pour $\Delta y_{i,t-1}$ peuvent également être des instruments valides pour les équations en niveau d'un modèle autorégressif. En effet, Blundell-Bond (1998) considèrent des conditions supplémentaires de la forme :

$$E\left[\Delta y_{i,2} \alpha_i\right] = 0$$

Cela dépend de la validité de l'hypothèse de stationnarité sur les conditions initiales $y_{i,1}$ (implicitement cette hypothèse revient à considérer que les moyennes de cette variable lorsqu'on considère des différences entre individus, sont stables pour chaque individu au cours du temps).

Compte tenu de la structure autorégressive du modèle $E\left[\Delta\varepsilon_{i,t}\alpha_i\right]=0$ pour $i=1,2,\cdots,N;t=3,4,\cdots,T$ cela conduit à T-2 conditions additionnelles sur les moments :

$$E\left[\Delta y_{i,t-1}\left(\alpha_i+\varepsilon_{i,t}\right)\right]=0 \text{ Pour } i=1,2,\cdots,N;t=3,4,\cdots,T$$

Cela revient à considérer les retards des différences premières comme instruments des équations en niveau. L'utilisation combinée des instruments des équations en niveau et des équations en différence, conduit à un système empilé de T-2 équations en première différence et de T-2 équations en niveau pour les périodes 3 à T pour lesquelles les instruments sont observés. Le test d'Hausman ou le test de différence de Sargan peut être mis en œuvre pour tester la validité de l'estimation en système relativement à l'estimation en différence.