



GREThA

Groupe de Recherche en
Économie Théorique et Appliquée

Diversités des trajectoires dans l'Union européenne et sa périphérie

Sophie BRANA

LARE-efi

Dalila NICET-CHENAF

GREThA UMR CNRS 5113

Cahiers du GREThA

n° 2008-12

GREThA UMR CNRS 5113

Université Montesquieu Bordeaux IV

Avenue Léon Duguit - 33608 PESSAC - FRANCE

Tel : +33 (0)5.56.84.25.75 - Fax : +33 (0)5.56.84.86.47 - www.gretha.fr

Diversités des trajectoires dans l'Union européenne et sa périphérie

Résumé

L'objet de cet article est d'étudier la diversité des trajectoires des pays de l'UE élargie à 27, des autres pays de l'Est avec qui l'UE développe des accords de partenariat comme l'Ukraine et la Russie, et des pays du Bassin méditerranéen (Maroc, Algérie, Tunisie, Turquie) ayant signé les accords de Barcelone de 1995. Il s'agit dans un premier temps d'identifier et de catégoriser des dynamiques de croissance pour chacune des périphéries de l'UE par des analyses en composante principale et par des modèles de panels à effets fixes. Dans un second temps sont recherchés un ensemble de facteurs explicatifs de la diversité de ces trajectoires. Les logiques d'insertions internationales apparaissant comme des déterminants fondamentaux.

Mots-clés : Convergence, croissance, insertion internationale, économétrie de panel.

Varieties of trajectories in the European Union and in the peripheral countries of the EU

Abstract

This article analysis diversity of growth path for the UE-27 countries, the other Eastern European countries which developed a partnership with UE like Ukraine or Russia, and for the Mediterranean countries (Morocco, Algeria, Tunisia, Turkey) which signed the 1995 Barcelona agreements. The first part of this article categorizes dynamic growth path for each periphery of the UE. These peripheries are identified by principal component analyses and fixed effects models. In a second part, we try to explain the diversity of these trajectories. Analysis concluded on the fact that the degree of international insertion appears as fundamental variable.

Keywords: Convergence, Economic Growth, International insertion, Comparative studies of countries, Model with panel data.

JEL : F43 ; O47 ; O57 ; C33

1 - Introduction

La fin des années 1990 et le début des années 2000 ont permis à l'Union européenne, d'étendre, à plus d'un titre, sa zone d'influence. Elle a, tout d'abord, accueilli en son sein dix nouveaux pays en mai 2004, puis deux nouveaux (la Bulgarie et la Roumanie) en janvier 2007, tandis que la Croatie et la Turquie sont en attente d'une intégration qu'ils espèrent prochaine. L'Europe, toujours plus à l'Est, a intensifié ses liens avec des pays comme l'Ukraine, la Moldavie et la Russie en signant des Accords de Partenariat Économique (APE). Elle avait déjà, en 1995, dans le cadre du partenariat Euro – méditerranéen signé les accords de Barcelone avec douze des pays des rives Sud et Est de la méditerranée¹.

L'Europe communautaire et une partie de sa zone d'influence sont donc aujourd'hui organisées en ondes concentriques. Au cœur de cette zone, il y a naturellement les membres de la première heure à savoir, l'Allemagne, l'Italie, la Belgique, la France et les Pays-Bas². Nous trouvons ensuite une première périphérie avec des pays comme l'Espagne et les pays de la Cohésion (Grèce, Portugal, Irlande). La troisième onde regroupe les nouveaux entrants³ tandis que la quatrième englobe les autres économies de l'Est en transition, éventuellement futurs adhérents : Croatie, Ukraine et Russie. Pour finir, on trouve, au bord des rives de la Méditerranée, les pays signataires des accords de Barcelone comme le Maroc, la Tunisie, la Turquie ou l'Algérie.

De prime abord, une grande hétérogénéité caractérise l'ensemble de ces pays. Tout d'abord, les revenus par tête des zones diminuent au fur et à mesure que l'on s'éloigne du cœur de l'Europe. Ainsi, par exemple, le PIB par tête du Maroc représentait en 2005 à peine 16% du PIB par tête moyen des pays fondateurs de l'Union tandis que dans la première périphérie de l'UE, l'Irlande enregistrait un chiffre record de 101% de ce même PIB (données Banque Mondiale).

On note ensuite que ces pays, au sein de chaque zone constituée, se distinguent, pour la période 1990 – 2005, par des évolutions de revenus par tête fortement contrastées. Certains pays, comme la Russie, la Roumanie, la Lettonie, la Lituanie, le Maroc, l'Ukraine ou l'Algérie, connaissent une situation qui se dégrade au cours du temps, ce qui ne manque pas de les éloigner des performances des pays de l'UE6. La Russie a ainsi enregistré une forte baisse de son PIB par tête qui ne représentait plus que 37% du PIB moyen des pays de l'UE6 en 2005, alors qu'il atteignait 55% de cette moyenne en 1990. D'autres économies, au contraire, connaissent un réel processus de rattrapage, comme l'Irlande, ou la Slovénie alors que certains connaissent des résultats plus contrastés : faible croissance pour la Grèce et le Portugal, évolution en deux temps pour les économies de l'Est en transition ; effondrement des performances économiques jusqu'en 1995 (première phase de la transition), puis amorçage d'une phase de croissance et de rattrapage.

Comment expliquer ces divergences de croissance ? Existe-t-il un phénomène de rattrapage qui permettrait aux économies les plus en retard d'atteindre des taux de croissance plus élevés ? La proximité du cœur de l'Europe, le degré d'insertion dans les échanges internationaux sont-ils des éléments de cette dynamique de croissance ? Nous cherchons dans un premier temps à mettre en évidence la diversité des trajectoires de croissance depuis 1990 dans l'Union européenne et sa périphérie. Nous introduisons pour cela une approche en termes de β -convergence, en données de

¹ Les pays concernés par le processus de Barcelone sont le Maroc, l'Algérie, la Tunisie, l'Égypte, Israël, la Jordanie, la Syrie, le Liban, les Territoires Palestiniens Autonomes, Chypre, Malte et la Turquie. Il s'agit, dans le cadre du partenariat euro – méditerranéen, d'ouvrir le marché de l'UE15, avec réciprocité des concessions aux pays cités ci - avant. Sont également prévus des volets d'assistance économique et financière.

² Les données pour le Luxembourg étant incomplètes, ce pays ne sera pas pris en compte dans cette étude.

³ Parmi les douze pays intégrés en 2004 (Pologne, Hongrie, Estonie, Lituanie, Lettonie, République tchèque, Slovaquie, Slovénie, Malte, Chypre) et en 2007 (Bulgarie et Roumanie), nous n'étudierons pas, pour des raisons statistiques, les cas de Chypre et Malte.

panel, afin de tenir compte à la fois de l'aspect dynamique de la croissance et de l'hétérogénéité des économies. Nous cherchons dans un second temps à expliquer ces dynamiques divergentes de croissance en utilisant un modèle à effets fixes avec données de panel. Nous montrons qu'il est possible de distinguer plusieurs dynamiques de croissance au sein de l'Union européenne et sa périphérie, dont les spécificités sont grandement liées à la proximité du cœur de l'Europe et au type d'intégration internationale.

2 - β -convergence absolue et spécificité des trajectoires de croissance

S'interroger sur les dynamiques de croissance renvoie généralement aux modèles de convergence représentés à l'origine par celui de Solow (1956). Ce modèle repose deux hypothèses, celle de productivité marginale décroissante des facteurs de production et celle de rendements d'échelle constants et peut être interprété de deux façons. Selon la première, la productivité du capital par travailleur diminue au fur et à mesure que les pays accumulent du capital, ce qui conduit à long terme chaque économie vers son propre état stationnaire de croissance de la production par tête. On est ici dans une approche de la convergence qui peut être analysée en termes de β -convergence [Barro et Sala-i-Martin (1992) ou Mankiw et al (1992)], où seule la vitesse de convergence de la nation (vers son sentier d'équilibre), ou d'un bloc de nations (vers un sentier d'équilibre moyen) est appréhendée.

Selon l'autre point de vue, les hypothèses du modèle de Solow (1956) peuvent être interprétées comme le fait que les pays peu développés, donc faiblement capitalistiques, éloignés temporairement de leur sentier d'équilibre connaissent, en raison d'une productivité marginale du capital élevée, un rythme de croissance plus soutenu que les pays développés fortement dotés en capitaux. On doit, dès lors, observer à long terme une convergence des pays pauvres vers les pays riches. On est ici dans une logique de réduction des inégalités entre les pays, ce que traduit plutôt la notion de σ -convergence [Barro et Sala-i-Martin (1990)].

Dans le cadre de notre problématique seule la β -convergence nous intéresse car la σ -convergence ne permet pas de préciser les trajectoires individuelles. En coupe transversale la β -convergence étudie la relation entre le taux de croissance par tête et le niveau initial du PIB par tête. Ce concept tel qu'il est proposé par Barro et Sala-i-Martin (1992) ou par Mankiw et al. (1992) s'exprime, dans le cas « absolu », en utilisant l'équation suivante :

$$(1) \quad \text{Log}(Y_{iT}/Y_{i0}) = a + (e^{-\beta T} - 1) \text{Log}(Y_{i0}) + \varepsilon$$

Y_{iT} représente le PIB par tête du pays i à la période finale

Y_{i0} représente le PIB par tête du pays i à la période initiale

β représente la vitesse à laquelle ce fait la converge vers l'état stationnaire. Pour qu'il y ait convergence, il faut que le coefficient β soit positif, ce qui indique que, quel que soit le revenu initial, celui-ci converge vers un état de croissance régulier. Le coefficient estimé $b = (e^{-\beta T} - 1)$ doit être négatif et significativement différent de zéro pour qu'il y ait β -convergence inconditionnelle. On note toutefois que si l'étude se fait en coupe transversale, pour N pays, la β - convergence peut être interprétée comme un facteur de rattrapage entre nations.

Appliquée aux 26 pays de notre étude⁴, l'équation (1) indique plutôt une absence de convergence puisque la valeur estimée de b est positive (tableau 1).

⁴ Il s'agit de pays de l'UE (Allemagne, France Belgique, Pays – Bas, Italie, Espagne, Grèce Portugal, Irlande, Pologne, Hongrie, Estonie, Lituanie, Lettonie, République tchèque, Slovaquie, Slovénie Bulgarie et Roumanie) plus la Croatie, l'Ukraine, la Russie, plus le Maroc, la Tunisie, l'Algérie et la Turquie.

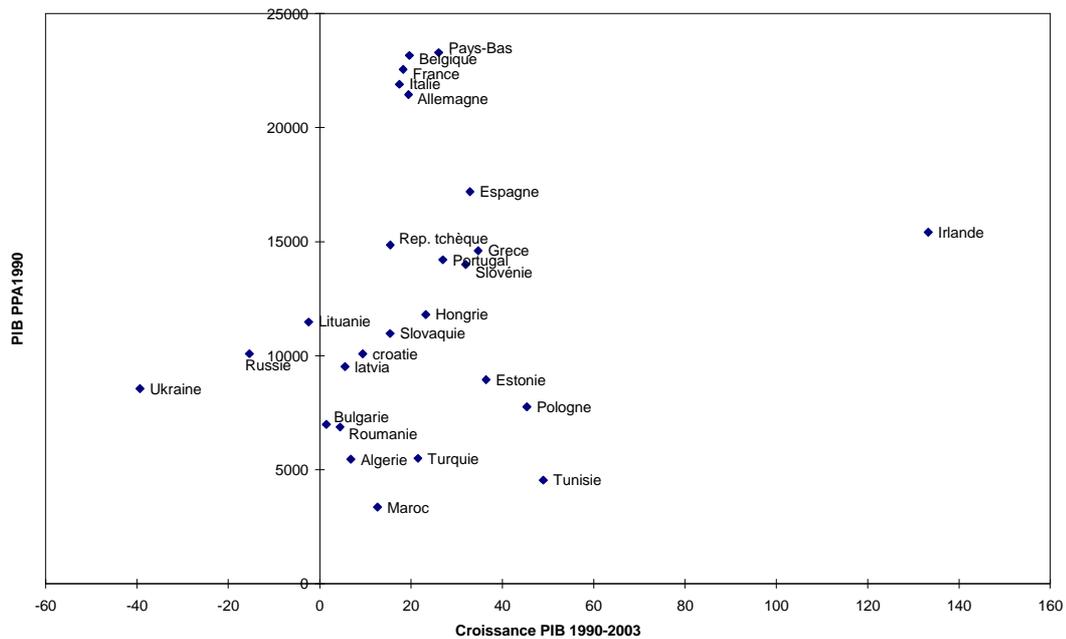
Tableau 1. Estimation de la β -convergence (1990-2003, 26 pays)

	Valeur de b	Ecart-type	t	Pr > t
Log(Y_{i0})	0,051	0,005	9,383	0,0001

Source des données : Banque Mondiale.

Au demeurant, il est impossible de trouver de corrélation nette entre le niveau de revenu par tête initial de l'ensemble des pays et les taux de croissance (graphique 1).

Graphique 1 : Corrélation entre taux de croissance et niveau de revenu par tête initial, 1990-2003.



Source : calculs des auteurs à partir des données Banque mondiale.

Ces premières estimations sont toutefois difficilement interprétables puisque la faiblesse du résultat ne permet pas déterminer si c'est l'ensemble des pays de l'échantillon qui ne convergent pas, ou si c'est simplement certains d'entre eux. De plus, aucun éclairage ne peut être obtenu sur les trajectoires individuelles. En effet, les estimations en termes de β présentent deux grandes limites. Il s'avère tout d'abord que l'estimation de β , pour un groupe de pays, est censée traduire une convergence commune des pays vers le même niveau de revenu à long terme, ce qui suppose que les pays connaissent tous le même rythme de convergence. Les régressions en coupe contraignent en effet les paramètres à être identiques pour tous les pays et la contrainte d'homogénéité imposée à tort, biaise les estimations. La diversité des trajectoires ne peut être appréhendée par un seul coefficient b , censé traduire une moyenne.⁵

⁵Certains auteurs proposent, afin de tenir compte de l'hétérogénéité des trajectoires à long terme, de tester un modèle de Solow « augmenté », prenant en compte les conditions initiales des économies, à savoir l'accumulation du capital humain et du capital physique [Mankiw, Romer et Weil (1992)]. Dans ce dernier cas la convergence à la « Solow » ne s'observe qu'une fois contrôlés les déterminants de l'état stationnaire, ce que l'on appelle la convergence « conditionnelle ». L'équation testée est de la forme :

(2bis) $\text{Log}(Y_{it}/Y_{i,t-1}) = a + (e^{-\beta T} - 1) \text{Log}(Y_{t-1}) + c(\text{Pop}) + d(\text{FBCF}) + e(\text{Univ}) + \varepsilon_t$

La deuxième limite vient du fait que les estimations qu'elles sont très sensibles à la date initiale de l'étude, ce d'autant plus que la période T est courte.

Certains auteurs ont proposé d'abandonner l'approche transversale pour celle des séries chronologiques et d'introduire un terme auto - régressif dans l'équation (2) afin de traduire la convergence de chaque pays vers son propre état stationnaire (Quah, 1993 ; Graeasley et Oxley, 1995). L'hypothèse d'une convergence de chaque pays vers son propre sentier d'équilibre est testée en utilisant l'équation suivante :

$$(2) \quad \text{Log}(Y_{it}/Y_{it-1}) = a + (e^{-\beta} - 1) \text{Log}(Y_{it-1}) + \varepsilon_t$$

L'intérêt de la méthode réside dans le fait qu'il est possible de déterminer une équation auto - régressive par pays et ainsi obtenir autant de vitesses de convergence qu'il y a de nations. Dans ce cas, si les vitesses de convergence peuvent être estimées, il est alors possible de calculer la période de rattrapage (la demie - vie) nécessaire pour que les pays parcourent le demi - écart entre leur initial et leur état régulier. Ce temps de rattrapage est égale à $t = \log(2) / \beta$. Dès lors il peut être envisagé de constituer des groupes de pays aux comportements similaires.

De telles estimations nécessitent cependant, pour garantir la fiabilité des résultats statistiques, de disposer de séries chronologiques longues. Or, si elles sont parfois difficiles à obtenir pour l'ensemble des pays, concernant les pays de l'Est, des données cohérentes ne peuvent être obtenues, dans le meilleur des cas, qu'après 1990. Ainsi, une fois encore, appliquée au pays de l'étude pour la période 1990 – 2003, les résultats restent d'une exploitation malaisée.

Pour les pays de l'Est, si les coefficients $(e^{-\beta} - 1)$ sont bien négatifs seule la Pologne obtient un coefficient significativement différent de zéro (tableau 2a). Toutefois dans ce dernier cas la statistique de Fisher qui teste la robustesse globale du modèle nous indique que celui - ci est mauvais. Cette statistique indique au demeurant de mauvais résultats pour chacun des pays.

Tableau 2a : Résultats relatifs à l'équation (2), sur la période 1990 – 2003, dans le cas des pays de l'Est.

UE5	Valeurs des coefficients ($e^{-\beta} - 1$)	Pr > t	Pr > F
République Tchèque	-0.001	0.367	0.3666
Pologne	-0.003	0.038	0.3120
Hongrie	-0.0025	0.244	0.2443
Slovaquie	-0.0014	0.625	0.6248
Lituanie	0.0001	0.981	0.9808
Lettonie	-0.0022	0.718	0.7185
Estonie	-0.0059	0.229	0.2294
Croatie	-0.0045	0.213	0.2127
Ukraine	0.0034	0.307	0.3072
Russie	0.0010	0.639	0.6392
Roumanie	-0.0007	0.733	0.7327
Bulgarie	-0.0016	0.576	0.5755

Calculs des auteurs partant des données Banque mondiale

Avec « Pop », le taux de croissance de la population et « FBCF » le taux d'investissement. La variable « Univ » représente le pourcentage moyen de la population active qui a suivi des études universitaires. Testé pour nos 26 pays les résultats fournis en annexe restent peu convaincants. En effet, malgré la prise en compte de caractéristiques structurelles initiales des pays (capital physique, capital humain), censées déterminer les sentiers d'équilibre de long terme, il n'est pas possible de mettre en évidence un processus de convergence pour l'ensemble de l'échantillon (le coefficient du revenu initial est significativement différent de zéro mais positif).

Parmi les pays du Bassin méditerranéen, les résultats (tableau 2b) indiquent que soit les coefficients sont bien négatifs mais d'une significativité limitée comme dans le cas de la Tunisie (au seuil de 15%), soit les coefficients sont significatifs mais positif, dans le cas de l'Algérie et du Maroc, mais dans le cas de ce dernier pays la validité globale du modèle est remise en cause par le test de Fisher.

Tableau 2b : Résultats relatifs à l'équation (2), sur la période 1990 – 2003, dans le cas des pays du bassin méditerranéen

UE5	Valeurs des coefficients ($e^{-\beta} - 1$)	Pr > t	Pr > F
Maroc	0.0013	0.428	0.4282
Tunisie	-0.0021	0.014	0.0138
Algérie	0.0018	0.084	0.0837
Turquie	0.00001	0.999	0.999

Calculs des auteurs partant des données Banque mondiale

Les seuls résultats satisfaisant en terme de significativité et au regard du signe du coefficient sont ceux des pays de l'Union européenne (tableau 2c). Toutefois, force est de constater des hétérogénéités au sein de ces pays puisque l'on observe plusieurs catégories de vitesse de convergence et que trois groupes peuvent être identifiés. Celui qui comprend, l'Italie, l'Allemagne, la France, dont la valeur du coefficient ($e^{-\beta} - 1$) est comprise entre 0,0010 et 0,0013, l'autre qui comprend les Pays – Bas, la Belgique, l'Espagne, le Portugal, la Grèce et le dernier qui ne comprend que l'Irlande dont la vitesse de convergence est la plus élevée.

Résultats relatifs à l'équation (2), sur la période 1990 – 2003, dans le cas des pays de l'UE

UE5	Valeurs des coefficients ($e^{-\beta} - 1$)	Pr > t	Pr > F
Allemagne	-0.0013	0.030	0.029
France	-0.0010	0.058	0.057
Belgique	-0.0018	0.035	0.034
Pays – Bas	-0.0018	0.041	0.040
Italie	-0.0013	0.007	0.0068
Espagne	-0.0025	0.001	0.0007
Portugal	-0.0026	0.016	0.0160
Grèce	-0.0028	0.010	0.0097
Irlande	-0.011	0.000	0.0001

Calculs des auteurs partant des données Banque mondiale

Une solution permettant d'appréhender l'hétérogénéité des pays et des trajectoires est d'utiliser l'économétrie des données de panel (Islam, 1995). L'économétrie de panel permet d'estimer une α -convergence tout en tenant compte des effets spécifiques individuels ce qui permet alors de prendre en considération la diversité des trajectoires. De plus, elle corrige le problème des variables omises car elle permet d'introduire l'existence de différences technologiques entre les pays, sous la forme d'effets (pays) individuels.

Pour tenir compte de l'hétérogénéité des pays dans leur dynamique de croissance, il est possible de tester une troisième équation dont le coefficient directeur de droite ($1 - e^{-\beta}$) identique pour tous les pays comme dans le cas d'un modèle MCO, mais de proposer en plus une décomposition de la constante qui tient compte des spécificités de comportements des pays et/ou des périodes au travers d'effets fixes (FE)⁶.

⁶ Baltagi (2001) ; Egger et Pfaffermayr (2003) ; Cheng et Wall. (2003).

$$(3) \quad \text{Log} (Y_{it}/Y_{it-1}) = a + (e^{-\beta t} - 1) \text{Log} (Y_{it-1}) + \alpha_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$\forall t = 1, \dots, T \text{ périodes et } \forall i = 1, \dots, N \text{ pays}$$

Avec Y_{it} , le PIB par tête du pays i à la période t et Y_{it-1} le PIB par tête du pays i à la période $t-1$.

β représente la vitesse commune à laquelle les pays convergent vers l'état stationnaire. Comme précédemment, il y a convergence si $b = (1 - e^{-\beta})$ est significatif et négatif.

(α_{it}) représentent les effets fixes qui interviennent dans le modèle comme autant de variables muettes qui prennent une valeur numérique différente de zéro quand le pays i et la période t sont concernés mais la valeur 0 dans les autres cas. Ainsi, chaque pays peut être caractérisé par la constante commune au modèle (a) et par une constante (α_{it}) qui incorpore une information propre à la période (t) et à la nation (i).

Appliqué à notre échantillon de 26 pays sur la période 1990 – 2003, les résultats sont les suivants :

Tableau 3 : Comparaisons des résultats des modèles MCO et à effets fixes (FE)

	Modèle MCO			Modèle FE		
	Coefficient	(t)	prob	Coefficient	(t)	prob
Constante commune (a)	-0.028106	-1.29	0.198	0.3327071	3.38	0.001
Variable exogène (Y_{it-1})	0.0083526	1.55	0.123	-0.0811543	-3.32	0.001
<u>Modèle MCO contre modèle FE</u> Effets fixes α_{it}				F(25, 311) = 1.49 Prob >F = 0.0659		
<u>Statistiques globales</u>	R ² = 0.0071 N = 338 F(1, 336) = 2.40 Prob > F = 0.1226 Période : 1990 – 2003			R ² = 0.1934 N = 338 F(1, 311) = 11.04 Prob > F = 0.0010 Période : 1990 – 2003 Nombre d'effets fixes pays : 338		

Source des données : Banque mondiale.

Dans le modèle à effets fixes, le coefficient directeur de la droite est significatif et négatif alors qu'il ne l'est pas dans le modèle MCO. Il apparaît en outre que l'introduction des effets fixes améliore le modèle (on compare le modèle MCO au modèle FE grâce à un test de Fisher (pseudo test de Chow) à F(25,311) degrés de liberté⁷) et qu'il est pertinent de tenir compte de l'hétérogénéité des trajectoires des pays dans le temps. Il existerait donc une convergence « globale » possible pour les pays de l'étude, une fois pris en compte les effets spécifiques

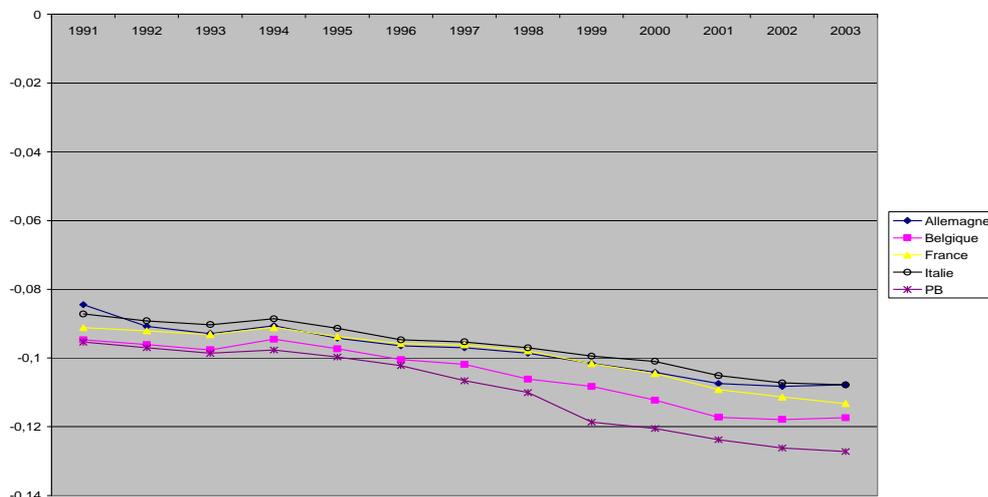
Lorsque l'on observe l'ensemble de ces effets fixes (graphiques suivants), il est possible de repérer cinq groupes de pays⁸. Il y a tout d'abord les pays dont les valeurs des effets fixes sont

⁷ Ce test de Fisher permet de comparer les deux modèles et déterminer celui qui est le plus puissant.

⁸ Il ne s'agit pas ici d'étudier le processus de convergence au sein de sous-groupes homogènes (clubs de convergence), mais d'expliquer la multiplicité des régimes de croissance. La notion de clubs de convergence se base sur la convergence conditionnelle. L'émergence d'un club de convergence suppose en effet que les pays ont

négatives sur l'ensemble de la période, ce qui signifie que les spécificités de ces pays ont un effet « pro – croissance ». Parmi ceux-ci, on trouve les pays de l'UE5 (Groupe 1) dont les effets ont une évolution stable mais de faible amplitude sur la période d'analyse. Les Pays - Bas voient, par exemple, la valeur de leurs effets fixes évoluer entre $-0,09$ et $-0,12$, ce qui constitue la plus forte progression du groupe. Pour tous ces pays, les valeurs absolues des coefficients augmentent dans le temps.

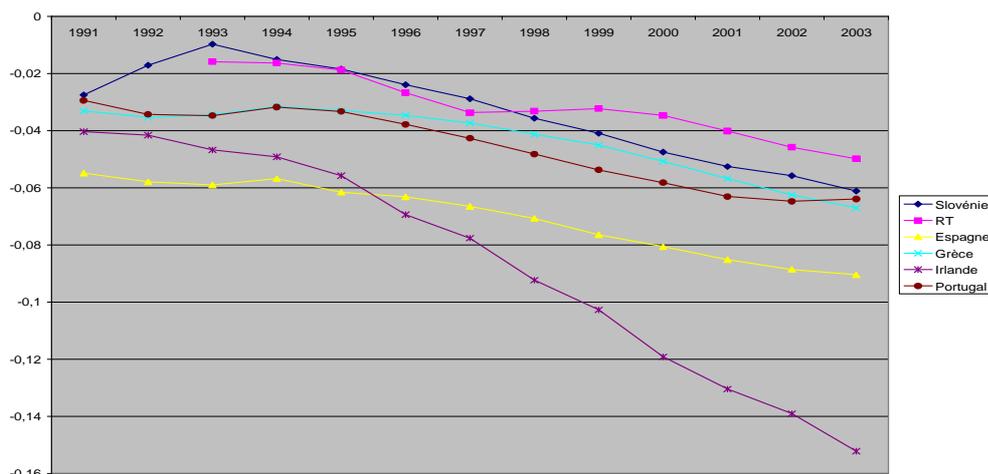
Graphique 2 : Evolution des effets fixes du groupe 1 (1990-2003)



Source : Calculs des auteurs à partir des données Banque Mondiale.

Les pays de la première périphérie de l'UE (Groupe 2) comme la Grèce, le Portugal, l'Irlande et l'Espagne, auxquels s'ajoutent la République tchèque et la Slovénie, obtiennent également des effets fixes dont les valeurs sont négatives sur l'ensemble de la période. Cependant, à l'inverse du groupe précédent, les évolutions sont plus marquées et la valeur des coefficients augmente fortement dans le temps. Ceci confirmerait l'hypothèse d'un rythme de croissance plus rapide pour les nations comparativement moins riches et donc un possible effet de rattrapage.

Graphique 3 : Evolution des effets fixes du groupe 2 (1990-2003)

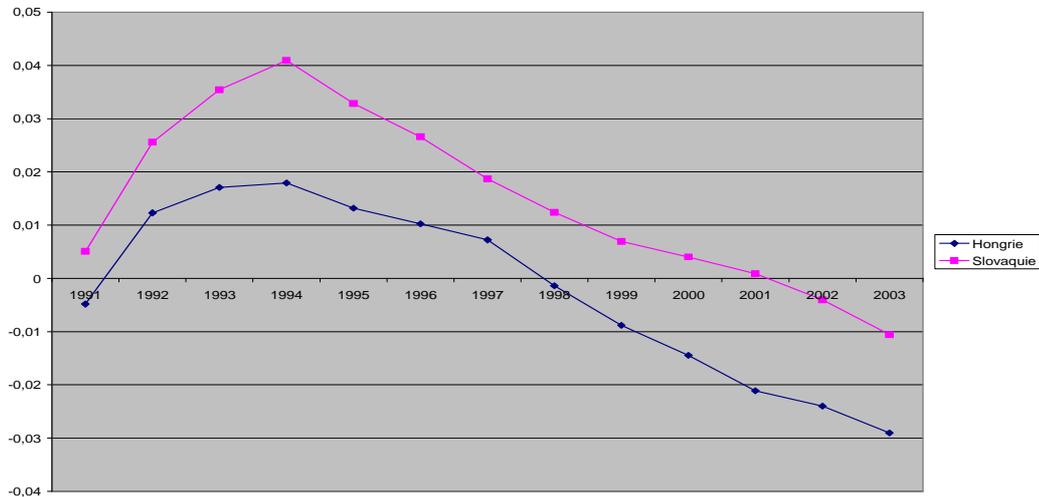


Source : Calculs des auteurs à partir des données Banque Mondiale.

des structures identiques et que leurs conditions initiales sont très proches (Le Pen, 1997). Un processus de convergence peut alors se produire. Les groupes de pays constitués dans ce travail se caractérisent par des dynamiques de croissance proches, ce qui ne signifie pas ni que ces pays sont structurellement proches, ni que ces pays convergent entre eux (au contraire, par définition).

Le troisième groupe de pays comprend la Slovaquie et la Hongrie. Les coefficients sont tout d'abord positifs, mais leur valeur décroît dans le temps : ils deviennent négatifs dès 1998 pour la Hongrie, en 2002 pour la Slovaquie. Les spécificités propres à ces deux pays, si elles restent des freins aux processus de croissance dans les premiers temps de la transition jouent en faveur d'un rattrapage économique sur la seconde période.

Graphique 4 : Evolution des effets fixes du groupe 3 (1990-2003)

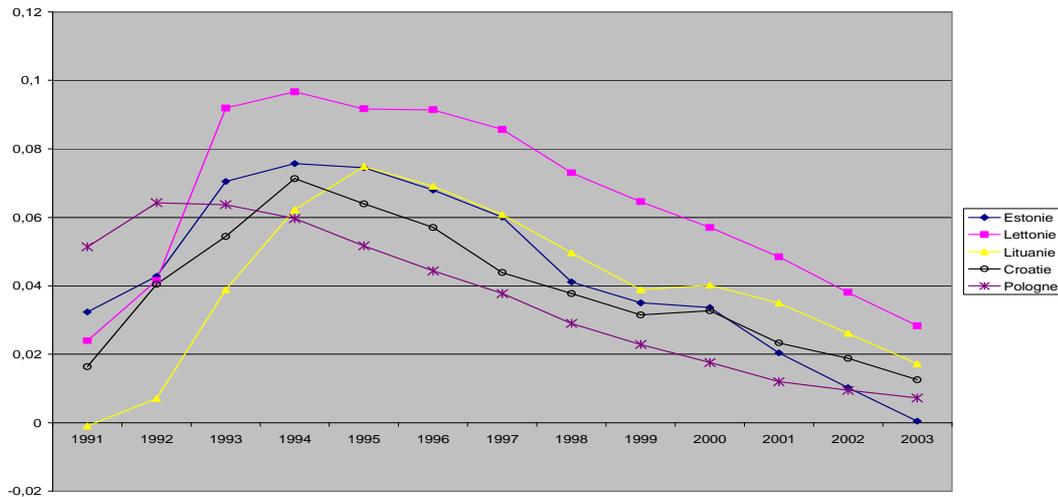


Source : Calculs des auteurs à partir des données Banque Mondiale.

Les quatrième et cinquième groupes sont constitués de pays pour lesquels les coefficients restent positifs sur toute la période d'analyse. Tandis que, dans le quatrième groupe, la Croatie, l'Estonie, la Lituanie, la Lettonie et la Pologne s'inscrivent dans une dynamique convergente, la valeur des coefficients étant décroissante, les pays du cinquième groupe (Maroc, Tunisie⁹, Turquie, Russie, Ukraine, Bulgarie, Roumanie et Algérie) sont caractérisés par une grande instabilité de leurs trajectoires. Ces pays voient leur dynamique de croissance lestée par un ensemble d'éléments dont il conviendra de déterminer la nature.

⁹ La Tunisie présente un cas particulier au sein du groupe 5. C'est en effet le seul pays dont la divergence décroît régulièrement tout au long de la période. Ses effets fixes restent cependant positifs et relativement élevés, ce qui justifie sa présence dans ce groupe.

Graphique 5 : Evolution des effets fixes du groupe 4 (1990-2003)



Source : Calculs des auteurs à partir des données Banque Mondiale.

Graphique 6 : Evolution des effets fixes du groupe 5 (1990-2003)



Source : Calculs des auteurs à partir des données Banque Mondiale.

Cette première analyse nous a permis d'identifier cinq groupes de pays et montré qu'il était pertinent, au-delà d'une convergence « globale » de tenir compte de la spécificité de chacun de ces groupes. Il reste à déterminer la nature de ces spécificités. En effet, les freins ou catalyseurs de la croissance tels qu'ils apparaissent implicitement dans les effets fixes peuvent être de nature institutionnelle, géographique, politique ou économique.

3. Dynamiques de croissance et diversités des trajectoires des groupes de pays

Puisqu'il est possible d'observer, au-delà d'un processus de convergence globale, des spécificités de pays ou de groupe de pays il est à présent nécessaire de centrer l'analyse sur les déterminants de ces « spécificités ». En d'autres termes il faut les déterminants des différences de trajectoires des groupes de pays que nous avons précédemment identifiés. Nous nous inscrirons ici

dans la lignée des modèles de croissance endogène [Romer (1986)] et l'hypothèse de la convergence conditionnelle, que l'on peut formaliser de la manière suivante :

Nous distinguerons, à l'instar des travaux de Durlauf, Johnson et Temple (2004), deux familles de variables de contrôle pouvant expliquer les divergences de rythmes de croissance. Les variables qui se rapportent aux conditions initiales des pays et qui sont incluses dans le modèle de Solow (les variables portant sur le capital et la population notamment) et celles qui ne sont pas incluses dans celui-ci et que l'on retrouve dans les modèles de croissance endogène :

$$(4) \text{Log} (Y_{it}/Y_{it-1}) = \Psi X_{it} + \Pi Z_{it} + \varepsilon_{it}$$

avec Y_{it} le PIB par tête PPA du pays i à l'instant t et X_{it} et Z_{it} les ensembles de variables de contrôle à la période t pour le pays i . Pour chaque variable appartenant à X ou Z , les paramètres Ψ et Π à estimer sont supposés identiques pour chaque pays du groupe (ce qui justifie l'utilisation du panel). En effet, les groupes étant supposés homogènes par rapport à leur rythme de croissance, leurs évolutions doivent être affectées de manière égale des mêmes variables de contrôle.

Dans ce type de modèle de croissance endogène, les variables de contrôle sont liées aux synergies de l'accumulation de capital privé (Romer, 1986), à l'effet bénéfique des infrastructures publiques sur le capital privé (Barro, 1990 ; Aghion et Howitt, 1992), aux dépenses de recherche et développement (Romer, 1990), ou à l'accumulation du capital humain (Lucas, 1988).

Nous prendrons donc en compte l'accumulation du capital physique par une variable « taux d'investissement » (variable FBCF)¹⁰. Dans la lignée des travaux de Romer (1986), un certain nombre de modèles considèrent que les firmes, qui connaissent des rendements d'échelle constants au sein de leur structure peuvent toutefois bénéficier, via l'accumulation du capital et la libre circulation de l'information, d'une accumulation du savoir-faire (learning spillover). Les rendements croissants que connaît alors l'industrie deviennent le fondement de la croissance. Les externalités technologiques peuvent provenir des complémentarités des firmes et des activités, ainsi que des mécanismes de diffusion de la connaissance. Dans cette optique, tout ce qui permet une meilleure circulation de l'information (comme l'état des infrastructures) et les transferts de technologie (comme l'ouverture commerciale des économies et les investissements directs étrangers peuvent être considérés comme des déterminants d'une croissance dynamique. Nous introduirons à ce titre une variable IDE, qui comptabilisera les entrées nettes d'IDE en pourcentage du PIB.

Les dépenses publiques peuvent également être un facteur de croissance à travers les infrastructures publiques, car elles permettent d'améliorer la productivité des entreprises privées (Barro, 1990). Pour Barro, la dépense publique est optimale lorsque les externalités qu'elle exerce sur la productivité de l'investissement privé sont compensées par les effets négatifs de la fiscalité. Le poids des dépenses publiques (en % du PIB) (variable *dépenses publiques*) peut donc avoir un signe incertain, selon que l'un ou l'autre de ces deux effets l'emporte. Nous introduisons également des variables d'infrastructures : la taille du réseau routier (mesuré par le nombre de routes goudronnées en pourcentage du total (variable *routes*)), la qualité du réseau électrique (appréhendée par les pertes du réseau électrique (variable *pertes électriques*)), le nombre de téléphones pour 1000 habitants (variable *téléphone*) et le nombre d'ordinateurs personnels pour 1000 habitants (variable *ordinateur*). Ces variables donnant des résultats analogues nous avons pour la suite de l'étude uniquement conservé la variable *ordi*.

Nous prenons également en compte dans ce modèle des variables qui peuvent améliorer l'incitation à investir (comme la fourniture d'infrastructures publiques ou la présence d'un système bancaire développé) et ce qui peut favoriser sa diffusion. Le niveau de développement financier est

¹⁰ Les dépenses de recherche et développement, non disponibles, n'ont pu malheureusement être prises en compte.

approximé par le ratio crédit domestique fourni par le secteur bancaire sur PIB (variable *crédit bancaire*) (Aghion et al., 2003). Nous avons également introduit le taux annuel d'inflation comme mesure de répression financière (*inflation*).

Autre facteur de croissance endogène, le capital humain représente pour Lucas (1988), l'ensemble des capacités physiques, intellectuelles et techniques des individus. L'évolution favorable de certaines composantes de l'indicateur de développement humain (IDH), comme le taux de scolarisation, de qualification de la main-d'œuvre ou l'état de santé des populations sont autant de déterminants probables de la croissance (Barro, 1991 ; Barro, Lee, 1994 ; Benhabib, Spiegel, 1994). Nous avons utilisé comme indicateur de connaissances le taux d'inscription en troisième cycle (notée *Université*)¹¹ ainsi que le poids des dépenses de santé en pourcentage du PIB comme approximation de l'état de santé des populations (notée *Dep santé*) comme dans les travaux de [Barro, Lee, 1994 ; Benhabib, Spiegel, 1994]. La *population active* est également prise en compte.

L'ouverture commerciale peut également être un facteur de croissance et de rattrapage, sous certaines conditions toutefois, notamment de qualité initiale de la spécialisation (Rodrik 1999, Fontagné, Guérin, 1997, Bensidoun et al., 2001). L'ouverture commerciale, qui peut passer par la baisse des tarifs douaniers mais également par le rattachement des pays à une zone d'intégration commerciale et politique (Aubin, 1994), ravive la concurrence entre les firmes des divers pays, évite les redondances dans les dépenses de R&D, limite les activités d'imitation, conduit à des économies de gammes, permet les transferts de technologie, suscite la croissance économique et au final permet la convergence. Pour Aghion et Howitt (1992), la concurrence est également un facteur d'innovation. Nous avons utilisé les exportations de biens et services vers l'UE15 et les importations en provenance de l'UE15 (en % du PIB) comme mesure de l'ouverture commerciale mais également comme mesure d'intégration régionale. Ces variables sont notées respectivement, *Export UE*, et *Import UE*¹². Pour Romer (1986, 1991), l'étendue du marché est une autre source de croissance endogène, à travers la division du travail, la spécialisation et donc la taille de l'économie. Nous utilisons le nombre d'habitants (*population*) pour appréhender la taille du marché potentiel.

Nous avons également utilisé les importations de biens intermédiaires des différents pays (variable *biens intermédiaires*)¹³. Ces importations indiquent à la fois l'insertion éventuelle du pays dans une décomposition des processus productifs, mais également le fait que les pays importent des biens intermédiaires dans une logique de modernisation des processus productifs et d'un besoin de rattrapage économique. Les importations de biens intermédiaires peuvent également être perçues comme un transfert de technologie. Nous avons enfin tenu compte, dans la même optique, des flux d'IDE totaux et en provenance de l'UE-15 (en % du PIB)¹⁴, ainsi que des flux d'aide internationale (variable *aide*). Comme mentionné plus haut, les IDE sont un facteur de diffusion de la connaissance et sont importants pour le rattrapage et le développement d'une spécialisation intra-branche.

Nous avons testé la significativité de ces diverses variables, tout d'abord pour l'ensemble des pays (sans distinguer les groupes) dans trois modèles de type (4) différents : un modèle à moindres carrés ordinaires (MCO), un modèle à effets fixes (FE) et un modèle à erreurs aléatoires composées (RE)¹⁵. Les résultats obtenus sont les suivants :

¹¹ Les autres indicateurs de scolarité (école primaire et secondaire) étaient indisponibles ou incomplets pour de nombreux pays.

¹² Nous avons opté pour les échanges avec UE et non pour les échanges totaux, car dans le premier il est possible d'intégrer dans la mesure « l'effet » intégration régionale.

¹³ Nous avons utilisé la base de données Chelem pour toutes les données de commerce international.

¹⁴ Nous avons également introduit les IDE en provenance de l'UE15 (IDEUE15). Cette variable est apparue non significative.

¹⁵ Il est supposé dans le modèle RE que les effets α_{it} ne sont plus de nature déterministe. Ils deviennent des aléas à addition à l'erreur de spécification. Le modèle RE s'écrit : $\text{Log}(Y_{it}/Y_{it-1}) = \Psi X_{it} + \Pi Z_{it} + w_{it} \cdot w_{it} = \varepsilon_{it} + \alpha_{it}$ est un terme d'erreur qui satisfait les hypothèses normales standards. α_{it} est une composante aléatoire spécifique au pays.

Tableau 4 : Comparaison des résultats et des modèles MCO, FE (effets fixes) et RE (aléas composés)

	Statistiques globales			Statistiques globales			Statistiques globales		
	R ² = 0.48 N=337 F(12,,324) = 24.94 Prob > F = 0.0000			R ² = 0.524 N=337 F(13,,298) = 25.32 Prob > F = 0.0000			R ² = 0.524 N=337 Wald Chi2(13) = 295.15 Prob>chi2= 0.0000		
Les variables exogènes	Le modèle MCO			Le modèle FE			Le modèle RE		
	c _j	(t)	prob	c _j	(t)	prob	c _j	(t)	prob
- Constante	14111	8.44	0.000	8210	6.96	0.000	14263.2	8.56	0.000
Variables Xi									
- Population active	-0.0002	-0.27	0.785	-0.0001	-1.10	0.271	-0.0009	-0.09	0.929
- IDE	33.8617	2.22	0.027	51.115	4.95	0.000	-15.815	-2.32	0.020
- FBCF	-27.715	-0.62	0.536	3276.4	2.33	0.020	129.23	4.66	0.0000
- Université	12.9992	1.37	0.172	4226.9	3.83	0.000	27.40	2.81	0.005
- Dépenses de santé	553.1966	5.36	0.000	15.680	4.09	0.000	182.19	2.52	0.012
- Biens intermédiaires importés	-23074.8	-5.24	0.000	-117.28	-3.38	0.001	913.303	0.29	0.768
- Ordinateurs	27.8558	9.92	0.000	-8.6347	-1.42	0.158	17.793	13.15	0.000
- VAB agricole	-334.6628	6.92	0.000	151.06	6.07	0.0000	-73.425	-1.78	0.075
Variables Zi									
- Importations UE	2235.78	1.89	0.060	37.9686	4.18	0.0000	49.365	4.24	0.000
- Exportations UE	7022.81	4.84	0.000	103.279	1.58	0.116	2194.36	1.44	0.150
- Crédit bancaire	27.8943	5.73	0.000	4442.5	1.59	0.113	1972.8	1.66	0.097
- Dépenses publiques	-187.6527	-5.68	0.000	16.805	13.76	0.000	20.780	4.96	0.000
- Aide internationale	-90.852	-5.90	0.000	-15.1758	-0.40	0.691	-142.272	-3.76	0.000
- Distance	-1.1755	-3.54	0.000	-----	-----	-----	-4.681	-5.81	0.000
- Inflation	0.3934	0.72	0.473	0.0992	0.44	0.658	0.0816	0.32	0.745
<u>Modèle MCO contre modèle FE</u>				F(25,297) = 58.76 Prob >F=0.0000					
Effets bilatéraux α_{it}									
<u>Modèle FE contre modèle RE</u>							χ^2 (12) = 213.80 Prob > χ^2 = 0.0000		
Test d'HAUSMAN ¹⁶									

On observe tout d'abord que dans les trois modèles les mêmes variables de contrôle apparaissent généralement significatives. Le modèle est donc globalement stable. Le test de Fisher indique que le modèle FE est supérieur au modèle MCO ($F(25,297) = 58,76$). Ce résultat confirme qu'il est nécessaire de tenir compte de la spécificité des pays dans le temps. Au demeurant, le test d'Hausman ($\chi^2(12) = 213,8$), montre que la composante α_{it} n'est pas de nature aléatoire puisque la probabilité du test est inférieure à 10%. C'est donc le modèle FE, qu'il est possible de retenir.

On retrouve ici des résultats conformes à la théorie, puisque l'on retrouve l'influence positive de l'investissement en capital (FBCF), du niveau d'étude de la main d'œuvre (Université), du degré d'insertion internationale (IDE, exportations vers l'UE15, importations en provenance de l'UE15) et des réseaux de communication (nombre d'ordinateurs par habitants) sur les dynamiques de croissance. On constate l'importance des logiques d'insertion internationale par le biais des variables « IDE », « importations » et « exportations » mais également via la variable de « distance » qui a un signe négatif.

Ces variables de distance, d'exportations et d'IDE sont sans conteste liées. De nombreuses études empiriques montrent la complémentarité entre les flux commerciaux (négativement corrélés avec la distance géographique) et les investissements directs (voir par exemple Mucchielli, 2001). En effet, comme le soulignent les modèles gravitaires des différentes générations (Pöyhönen 1963 ; Aitken 1973 ; Gros et Gonciarz 1996), la distance géographique et la taille des marchés (approximée par les PIB) sont de puissants déterminants des échanges. De leur côté les stratégies d'IDE horizontaux restent surtout dépendantes des débouchés (fonction de la taille du pays d'accueil) mais

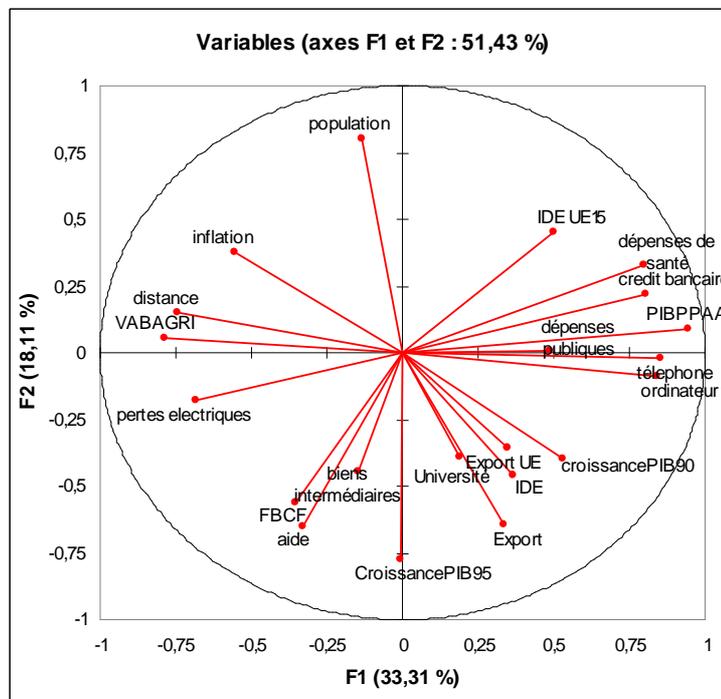
¹⁶ Le test d'Hausman est un test de χ^2 qui permet de comparer le modèle à effets fixes et le modèle à effets aléatoires.

également des coûts de transport et donc des distances géographiques, puisque dans le cas d'une distance importante la mobilité du capital se substitue à la mobilité des biens. De même, dans le cadre de la Nouvelle Economie Géographique, la distance intervient dans les phénomènes d'agglomération spatiale d'activités industrielles. En effet, les entreprises sous le jeu de force « centripètes » et « centrifuges », peuvent vouloir concentrer leur activité près des marchés qui offrent le plus de débouchés (le cœur de l'UE), pour bénéficier d'économies d'échelle. Les IDE, en conduisant alors à une accumulation « agglomérée » du capital peuvent en retour devenir des facteurs de croissance (Fujita et Thisse, 2003) comme dans les modèles de croissance endogène (Baldwin, Martin, Ottaviano, 2001).

Une analyse en composantes principales nous permet de préciser l'importance de ces différentes variables explicatives et de préciser les corrélations pour nos différents groupes de pays. Il apparaît tout d'abord que sur notre échantillon et sur l'ensemble de la période, le taux de croissance du PIB (croissancePIB90) est positivement corrélé à son niveau initial, ce qui n'est plus le cas (absence de corrélation) si l'on se limite à la période récente (après 1995). Il n'y a donc pas, sur la période et pour l'ensemble des pays, de processus de rattrapage, ce qui confirme nos résultats de la section 2.

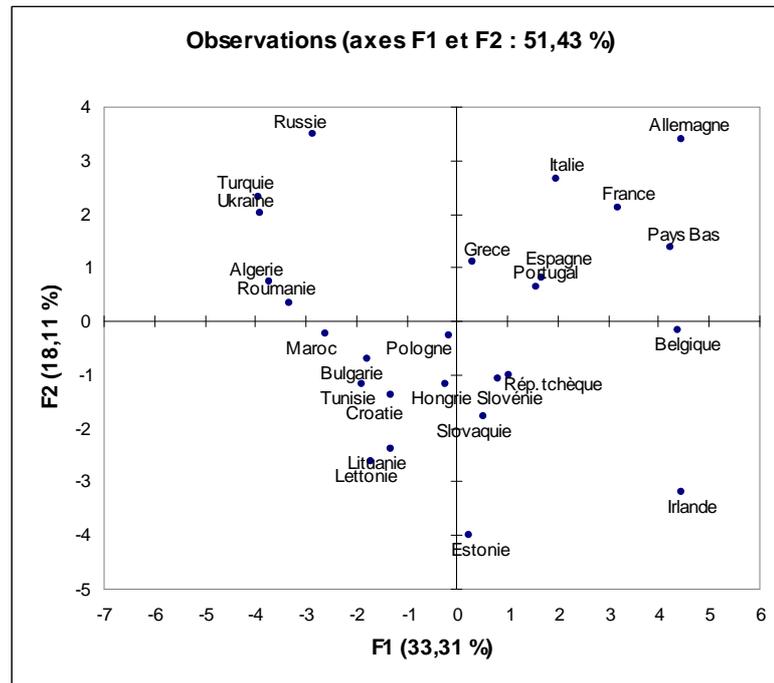
L'analyse factorielle (Graphique 8) met en évidence un axe horizontal qui peut être interprété comme un axe de « développement », tandis que l'axe vertical est représentatif des facteurs de croissance. La distance, le sous-équipement des réseaux, le pourcentage de population rurale sont autant de freins au rattrapage. La croissance apparaît liée au capital physique (FBCF), au capital humain (université) et au degré d'insertion internationale (IDE, exportations, biens intermédiaires importés). La proximité du cœur de l'Europe est un facteur de croissance, davantage via l'ouverture des marchés au commerce qu'à travers les IDE. Les IDE européens, qui se concentrent dans les pays les plus riches, semblent moins déterminants comme facteur de croissance dans les pays périphériques que l'intégration commerciale européenne. En revanche, les IDE totaux reçus sont bien un facteur de croissance.

Graphique n°7. Analyse en composantes principales, 1990-2003



Source : Calculs des auteurs à partir des données Banque Mondiale.

Graphique 8 : Représentation des pays dans l'ACP



Source : Calculs des auteurs à partir des données Banque Mondiale.

L'ACP permet de retrouver les groupes de pays préalablement identifiés par les effets fixes (Graphique 8)¹⁷.

Afin de préciser les différentes stratégies de croissance, nous avons appliqué le modèle (4) à chacun des cinq groupes identifiés. Cependant, la taille des échantillons respectifs, pour chaque groupe, en relation avec le nombre de variables exogènes (treize au total), a posé des problèmes de sur-identification d'une part et d'hétéroscédasticité d'autre part. Cette dernière qui n'apparaissait pas dans le modèle global puisque le nombre de données était suffisant a été corrigée dans les estimations du tableau 4 par la méthode de White¹⁸. De plus, comme le nombre de variables explicatives devenait trop important étant donnée la taille du groupe 3 (Slovaquie et Hongrie)¹⁹, nous avons testé, dans ce cas, pas à pas chaque variable pour déterminer les plus pertinentes à retenir. Les résultats obtenus sont les suivants :

¹⁷ Nos résultats, en termes de groupes de pays, apparaissent très proches de la cartographie mise en évidence par Laborderie (2006).

¹⁸ Les tests de Breuch et Pagan confirment la présence d'hétéroscédasticité lorsque l'on réduit la taille des échantillons. Cette hétéroscédasticité a été corrigée par la méthode de White.

¹⁹ Le groupe 3 ne comprend que deux pays, soit 26 données pour 13 variables explicatives possibles.

Tableau 4 : Estimation par groupes de pays (Période : 1990 – 2003)

Groupe	Variables	Statistiques globales	Test d'homogénéité des coefficients c_j Procédure de Hsiao (1986) ²⁰
<u>Groupe 1 :</u> Pays – Bas, Belgique, Italie, Allemagne et France	- IDE (2.69) - FBCF (6.80) - Pop active (7.45)	$R^2 = 0.52$ N=65 $F(2,63) = 2564.85$ Prob > F = 0.0000	$F(192,650) = 1.03$
<u>Groupe 2 :</u> République tchèque, Slovaquie, Portugal, Grèce, Espagne et Irlande	- Export UE (5.18) - IDE (6.53) - FBCF (6.34) - Import UE (-6.12) - CREDIT (3.29)	$R^2 = 0.98$ N=78 $F(5, 73) = 901.87$ Prob > F = 0.0000	$F(385,624) = 1.16$
<u>Groupe 3 :</u> Slovaquie et Hongrie	- FORCE (10.41) - Export UE (3.05) - FBCF (18.39)	$R^2 = 0.97$ N=26 $F(3,23) = 338.54$ Prob > F = 0.0000	$F(75,260) = 1.06$
<u>Groupe 4 :</u> Croatie, Estonie, Lituanie, Lettonie, Pologne	- Import UE (-1.93) - CREDIT (13.51) - VAB (-8.63) - ORDI (8.87)	$R^2 = 0.70$ N=337 $F(4, 335) = 361.14$ Prob > F = 0.0000	$F(1344,3033) = 0.72$
<u>Groupe 5 :</u> Algérie, Bulgarie, Maroc, Roumanie, Russie, Tunisie, Turquie et Ukraine	- Export UE (3.48) - AIDE (-2.80) - Biens intermédiaires (-4.67) - GOUV (-4.78) - ORDI (7.23)	$R^2 = 0.38$ N=104 $F(4,100) = 14.98$ Prob > F = 0.0000	$F(515,832) = 1.03$

Les chiffres entre parenthèses sont les t-student. Dans l'ensemble des tests les variables sont significatives à 5%.

On observe tout d'abord que les tests d'homogénéité des coefficients (suivant la procédure de Hsiao) indiquent que les groupes définis sont bien homogènes et que la structure de panel se justifie

²⁰ La procédure de Hsiao permet de réaliser un test d'homogénéité des coefficients c_j au sein de chaque groupe. Il s'agit de tester l'hypothèse H_0 où $c_j = c$ pour tous les pays du groupe contre l'hypothèse alternative H_1 où chaque pays obtient un coefficient qui lui est propre. La statistique utilisée est un Fisher à $(N-1)K$ et $NT - N(K+1)$ degrés de liberté qui s'écrit :

$$F_{\text{calculé}} = [(SCRc - SCR1)/(N-1)K] / [SCR1/(NT - N(K+1))]$$

SCR1 désigne la somme des carrés des résidus du modèle non contraint où chaque pays i obtient un coefficient c_j qui lui est propre. Ce modèle est du type $y_{it} = b_i + c_{ij} * x_{it} + \varepsilon_{it}$, la constante b_i est propre à chaque pays i ainsi que le coefficient c_j . La somme des carrés des résidus du modèle non contraint SCR1 est alors simplement définie comme la somme des N sommes des carrés des résidus obtenus pour les N équations individuelles. SCRc désigne la somme des carrés des résidus du modèle contraint qui est du type $y_{it} = b_i + c_j * x_{it} + \varepsilon_{it}$ et qui est un modèle à effets individuels. Lorsque la statistique calculée est inférieure à la statistique de la table on ne peut pas rejeter H_0 et il est possible d'admettre la structure de panel pour les pays du groupe.

dans chacun des cinq cas. La constitution des groupes identifiés est donc pertinente au regard de cette procédure.

On observe ensuite que les variables explicatives évoluent d'un groupe à l'autre. Cependant, la variable d'exportations vers l'UE-15 apparaît comme significative et positive pour les groupes 2, 3 et 5. L'intégration à l'Europe est ici sans conteste un levier de la croissance. On retrouve donc par ce biais l'hypothèse des travaux de Lucas (1988), Rodrik (1999), ou Aubin, (1994), selon laquelle l'ouverture et l'intégration commerciale sont un facteur de rattrapage. On note également l'importance de l'accumulation du capital physique pour les nations les plus « développées » (groupes 1, 2 et 3) à l'instar des travaux de Romer (1986). Le taux d'investissement est significatif dans les groupes les plus dynamiques. Les IDE renforcent l'effet de l'investissement domestique comme source de croissance dans les pays de l'UE-5, mais également dans les pays du groupe 2 à forte dynamique de rattrapage.

Pour les pays les plus en retard (groupes 4 et 5), on note le poids de la contrainte extérieure à travers les importations (importations en provenance de l'UE15 ou importations de biens intermédiaires). En effet, tout processus de croissance ne peut s'accompagner, au regard de la spécialisation de ces pays, que par un surcroît d'importations et notamment de biens intermédiaires. Enfin, le poids des dépenses publiques, quand il est significatif, a plutôt un impact négatif sur la croissance (groupe 5). Dans les pays du groupe 4, la croissance est freinée par l'importance de l'activité agricole (VAB). Ces pays ont cependant, comme l'indiquait l'analyse des effets fixes, des trajectoires de croissance moins instables que dans le groupe 5 indiquant peut être qu'ils sortent d'une trappe de sous « croissance ».

Les différences au niveau de la combinaison des variables s'expliquent par le fait que les groupes identifiés n'ont pas la même structure productive, la même attractivité ou que les logiques d'IDE ne mènent pas à des dynamiques de spécialisation comparables. En effet, si on observe de plus près les caractéristiques économiques des différents pays il est aisé de comprendre leurs différences ainsi que leur appartenance à des groupes distincts.

Ainsi, dans le groupe 2, la République tchèque et la Slovaquie ont des structures productives comparables, également très proches de celles de l'Espagne, de la Grèce et du Portugal. Pour l'ensemble de ces pays, plus de 60% de la valeur ajoutée se réalise dans les secteurs des services alors que très peu de cette valeur est créée dans l'agriculture (données Banque Mondiale). Au demeurant, sur la période que couvre notre analyse (1990 à 2003) la Slovaquie et la République tchèque ont suivi des trajectoires de spécialisation très proches. Ces deux pays ont consolidé leurs avantages comparatifs dans des secteurs comme l'« électroménager », le « matériel électrique » (Slovaquie) ou l'« automobile particulière » (République tchèque). Ils ont acquis des avantages comparatifs dans le secteur de l'« automobile particulière » (Slovaquie), des « éléments de véhicules automobiles » et des « moteurs ». Dans le même temps, ces deux pays se sont désengagés d'activités plus traditionnelles comme le « textile et l'habillement ». Ils perdent ainsi de manière marquée des avantages comparatifs dans le secteur des « fils et tissus » de la « confection » et de la « bonneterie »²¹. Ces évolutions ont été accompagnées de flux d'IDE, notamment dans le secteur de l'industrie automobile (en République tchèque) qui ont permis l'évolution des spécialisations. Ainsi, ces pays ont vu leurs structures commerciales à l'exportation se diversifier et leur commerce intra – branche se renforcer. On retrouve donc pour ces pays des trajectoires et des modalités de croissance comparables à celles de pays comme l'Espagne ou le Portugal. Dupuch, Mouhoud et Talahite (2004) montrent ainsi que l'indice de spécialisation relative de Krugman²² de la République tchèque et de la Slovaquie vis-à-vis de l'UE-15 est de 0.56 pour le premier pays et 0.66 pour le deuxième, qu'il est de 0.52 pour l'Espagne, alors qu'il est de 0.74 pour la Pologne, 1.2 pour la Lettonie, 1.0 pour la Lituanie, ou 1.08 pour la Roumanie (base

²¹ Sources : base de données Chelem.

²² Quand le chiffre tend vers 1 il indique une forte spécialisation, quand il tend vers 0 une diversification de la structure du commerce extérieur.

de données Chelem). De même, la part des échanges intra-branches dans les échanges avec l'UE était en 1996 de 47.7% pour la République tchèque, 32.3% pour la Slovaquie, 55.6% pour l'Espagne et 35.9% pour le Portugal, alors que cette part n'est que de 25% pour la Slovaquie, 23% pour la Pologne, qu'ils ne dépassent pas 15% pour la Bulgarie et la Roumanie, ou 6% pour la Lituanie, la Lettonie et l'Estonie (Dupuch, Mouhoud et Talahite, 2004).

Pour la Hongrie et la Slovaquie (groupe 3), l'intégration commerciale reste importante (la variable « Export UE » reste significative et positive), mais ne semble pas se combiner à des stratégies d'IDE comme pour les pays précédents. Ceci peut s'expliquer par le fait que ces pays ont développé une insertion internationale différente en maintenant ou renforçant, sur la période d'analyse, leurs avantages comparatifs dans les secteurs traditionnels de l'habillement (bonneterie et confection) et creusé leurs désavantages dans des secteurs comme les « moteurs », les « fournitures électriques » (Slovaquie) et les « véhicules utilitaires » (Hongrie)²³. De plus, par rapport à la République tchèque et la Slovaquie, ces pays peinent à maintenir leur avantage dans l'« électronique » ou le « matériel électrique ». Les IDE n'ont guère accompagné l'évolution des spécialisations²⁴ car si la Hongrie a pu être attractive au même titre que la République tchèque, elle a surtout bénéficié de ces flux dans les premières vagues de privatisation de 1993 – 1996. Par la suite, une situation moins favorable en Hongrie a conduit les investisseurs soit à rapatrier les bénéfices soit à reposer leur IDE vers les pays voisins (perspective crédit Agricole). La Slovaquie quant à elle ne s'est ouverte qu'à partir de 2000 aux IDE, avec le développement de « pôles de constructions automobiles » auxquels participent les constructeurs Volkswagen et Peugeot. C'est donc essentiellement sur les investissements internes que repose la dynamique de croissance de ces pays. Ces nations présentent toutefois une diversification de l'économie, des taux de commerce intra – branche et une structure productive comparable à celle du groupe 2. Les groupes 2 et 3 ont ainsi en commun d'être des économies d'exportations (Laborderie, 2006), à forte composante industrielle.

La variable « Export UE » est également significative et positive pour les pays du groupe 5. Ce sont effectivement des pays qui dépendent, comme les groupes précédents, de l'Europe pour leurs débouchés. Toutefois, pour ces pays de la périphérie la plus éloignée du cœur de l'union, cette variable est couplée à trois variables explicatives dont les coefficients sont significatifs mais négatifs : le poids des dépenses publiques, les importations de biens intermédiaires, et l'aide internationale. On retrouve pour ces pays le poids de la contrainte extérieure et la faiblesse de la spécialisation à travers la variable « importations de biens intermédiaires ». Ceci peut s'expliquer par le fait que ces pays qui développent essentiellement des échanges inter - branches, qui sont très faiblement diversifiés, qui reçoivent peu d'IDE (sauf la Turquie), qui sont peu insérés dans les réseaux internationaux de production ont une croissance qui ne peut s'accompagner, au regard de leur spécialisation, que par un surcroît d'importations de biens intermédiaires. Ce sont aussi des pays qui présentent soit des avantages comparatifs forts dans les secteurs agricoles (Turquie et Maroc) soit plus faibles mais réels (Ukraine, Russie, Roumanie, Bulgarie et Tunisie). Ils maintiennent tous (sauf l'Algérie, l'Ukraine et la Russie) des avantages forts sur le textile (supérieurs aux groupes 2 et 3) alors que leurs désavantages se creusent pour les « véhicules automobiles », les « véhicules utilitaires », les « éléments de véhicules », l'« électroménager », les « matériels électriques » et les « fournitures électriques ». Ils ont également des avantages comparatifs pour les secteurs qui ont trait à l'énergie. L'Ukraine, la Roumanie et la Roumanie ont des avantages comparatifs dans le secteur des « produits raffinés du pétrole », la Russie et l'Algérie pour le « pétrole brut », les « produits raffinés du pétrole », et le « gaz naturel », la Tunisie pour le « pétrole brut ». Si on ne considère que les IDE, les pays de cette zone en reçoivent globalement peu même si la Bulgarie et la Roumanie ont bénéficié depuis les années 2003-2004, grâce à des programmes de privatisation et à leur situation de « futurs adhérents » d'un afflux d'IDE en provenance des anciens « accédants ». Cependant, notre étude qui s'arrête en 2003 ne peut capter cette évolution.

²³ La Slovaquie développe toutefois un fort avantage dans les « véhicules particuliers ».

²⁴ L'étude économétrique montre que pour ce groupe les IDE ne sont pas significatifs.

Les pays du groupe 4 (Pays Baltes, Croatie et Pologne) restent dans une situation intermédiaire. La croissance est freinée par le poids de l'activité agricole (VAB). Ils maintiennent des avantages comparatifs dans les activités traditionnelles du « textile », de l'« habillement », des « meubles en bois et ouvrages en bois » comme la Slovaquie et la Hongrie du groupe 3, ou comme la Tunisie et le Maroc du groupe 5, alors que ce sont les secteurs où la République tchèque et la Slovénie se désengagent (groupe 2). Ils conservent également de forts avantages comparatifs pour les produits agricoles (Croatie, Lettonie, Estonie, Lituanie) comme les pays du groupe 5. On retrouve donc un certain nombre de freins communs au groupe précédant. Ils ont cependant des avantages comparatifs dans le secteur des services et, comme l'indiquait l'analyse des effets fixes, des trajectoires de croissance moins instables indiquant qu'ils peuvent sortir d'une trappe de sous « croissance ».

4 - Conclusion

Ce travail a permis de mettre en évidence la diversité des trajectoires au sein de l'Union européenne et sa périphérie, et de distinguer cinq groupes de pays homogènes en termes de dynamique de croissance. Deux grands facteurs permettent d'expliquer ces dynamiques divergentes. Le premier concerne l'accumulation, à travers le taux d'investissement domestique et à travers les investissements directs étrangers. Le second facteur explicatif – qui rejoint en partie le premier – a trait à l'intégration internationale. Les économies en phase de rattrapage vis-à-vis du cœur de l'Europe voient leur croissance tirée par les exportations, les IDE et leur insertion dans les processus de production internationaux. Les IDE jouent un rôle particulièrement important dans la dynamique de croissance, via les exportations et les gains en valeur ajoutée de ces exportations, mais également via les effets de report (*spillover effects*) sur l'industrie locale. A cet égard, la spécialisation industrielle des pays d'Europe centrale (hors Pologne) leur permet de bénéficier de ces effets de reports et de connaître une réelle dynamique de croissance. A l'inverse, les pays des Balkans, les Etats Baltes ou les pays du bassin méditerranéen, spécialisés dans des secteurs moins sujets aux effets de reports, risquent de voir enfermées leurs structures productives dans les secteurs traditionnels, ce qui retardera la convergence.

Bibliographie

- Aghion P. et Howitt P. [1992], A Model of Growth through Creative Destruction, *Econometrica*, Volume 60, 2, mars, p 323-351.
- Aghion P., Howitt P. et Mayer-Foulkes D. [1992], The Effect of Financial Development on Convergence: Theory and Evidence, *Quarterly Journal of Economics*, décembre, p 1-49.
- Aitken N.D. [1973], The Effect of the EEC and EFTA on European Trade : A Temporal Cross-section Analysis, *American Economic Review*, Vol.63, n°5, décembre, p 881-892.
- Aubin C. [1994], Croissance endogène et coopération internationale, *Revue d'Economie politique*, Volume 104 (1), janvier – février.
- Baldwin R.E, Martin P. et Ottaviano G. [2001], Global income divergence trade and industrialization : The geography of growth take – off, *Journal of Economic Growth*, Volume 6.
- Baltagi B.H. [2001], *Econometric Analysis of Panel Data*. John Wiley and Sons Ltd. Chichester.
- Barro R.J. [1990], Government Spending in a Simple Model of Endogeneous Growth, *Journal of Political Economy*, Volume 98 (5) S103 - S126.

- Barro R.J. [1991], Economic Growth in a Cross Section of Countries, *Quarterly Journal of Economics*, n° 106, p 407 - 443.
- Barro R.J. et Lee J.W. [1994], Data Set for a Panel of 138 Countries, Harvard University, janvier.
- Barro R.J. et Lee J.W. [1994], Sources of economic growth, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, volume 40, p 1-46.
- Barro R. et Sala-i-Martin X. [1990], Economic growth and convergence across the United States, *NBER*, n° 3419, août.
- Barro R. et Sala-i-Martin X. [1991], Convergence across states and regions, *Brookings paper,s* dans, *Economic Activity*, Volume 1, p 107-182.
- Barro R.J. et Sala-i-Martin X. [1992], Convergence, *Journal of Political Economy*, n°100, n° 2, p 223-251.
- Benhabib J. et Spiegel M.M. [1994], The Role of Human Capital in Economic Development: Evidence from Aggregate Cross-Country Data, *Journal of Monetary Economics*, volume 34, p 143-173.
- Bensidoun I., Gaulier G., et Unal-Kesenci D. [2001], The nature of Specialization Matters for Growth : an Empirical Investigation, *Document de travail*, n° 2001-13, CEPII.
- Cheng I-H. et Wall H.J. [2003], Controlling for Heterogeneity in Gravity Models of Trade and Integration, Working paper 1999 - 010D, *Federal Reserve Bank of St Louis*, mai 2003.
- Dupuch S., Mouhoud E.M. et Talahite F. (2004), L'Union européenne élargie et ses voisins méditerranéens : les perspectives d'intégration, *Economie Internationale*, CEPII, n° 97, 105-127.
- Egger P. [2000], A note on the Proper Econometric Specification of the Gravity Equation, *Economics Letters*, Volume 66, p 25-31.
- Egger P. et M. Pfaffermay, M. [2003], The Proper panel econometric specification of the gravity equation: A three-way model with bilateral interaction effects, *Empirical Economics*, Volume 28, p 571-580.
- Ferrara L. et Henriot A. (2004), La localisation des entreprises industrielles : comment apprécier l'attractivité des territoires ?, *Economie Internationale*, n° 99, p 91-111.
- Fontagné L. et Guérin, J.L. [1997], L'ouverture, catalyseur de la croissance, *Economie Internationale*, n° 71, troisième trimestre.
- Fujita M. et Thisse J.F. [2003], Does Geographical Agglomeration Foster Economic Growth ? And Who Gains and Loses from it, *The Japanese Economic Review*, 54.
- Greasley D. et Oxley, L. [1995], A Time - Series Perspective on Convergence: Australia, UK and USA since 1870, *Economic Record*, volume 71.
- Gros D. et Gonciarz A., (1996), A Note on The Trade Potential of Central and Eastern Europe, *European Journal of Political Economy*, Vol.12, p 709-721.
- Hausman G. [1978], Specification tests in econometrics, *Econometrica*, volume 46, p1251-1271.
- Hsiao C. [1986], Analysis of Panel Data, *Cambridge University Press*, Cambridge.

- Islam N. [1995], What have we learnt from the convergence debate?, *Journal of Economic Surveys*, vol. 17, n° 3, 309-362
- Laborderie E. [2006], Une frontière structurelle : retour sur la transition, *CA Eclairages*, n° 105, novembre.
- Le Pen Y. [1997], Convergence internationale des revenus par tête : un tour d'horizon, *Revue d'Economie politique*, 107(6), novembre-décembre, p 715-756.
- Lucas R.E. [1988], On the Mechanics of Economic Development, *Journal of Monetary Economics*, Volume 22, (1), p 3-42.
- Mankiw G., Romer D. et Weil D. [1992], A contribution to the empirics of economic growth, *Quarterly Journal of Economics*, CVII, mai, p 407 - 437.
- Mucchielli J-L. (2001), "Investissements directs et exportations : compléments ou substituts ?", *Accomex*, n° 40, juillet-août, p 9-15.
- Pöyhönen P., (1963), A Tentative Model for the Volume of Trade between Countries, *Weltwirtschaftliches Archiv*, vol.90, p93-99.
- Quah D. [1993], Galton's fallacy and the test of the convergence hypothesis, *Scandinavian Journal of Economics*, volume 95, p 427-443.
- Rodrik D. [1999], *The New Global Economy and Developing Countries: Making Openness Work*, Washington DC, Overseas Development Council.
- Romer P.M. [1986], Increasing Returns and Long-Run Growth, *Journal of Political Economy*, volume 94, p 1002 - 1037.
- Romer P.M. [1990], Endogenous Technological Change, *Journal of Political Economy*, Volume 98, (5), S71 - S102.
- Solow R.M. (1956), A contribution to the Theory of Economic Growth, *Quarterly Journal of Economics*, LXX, p 65-94.

Annexe 1

Estimation d'un modèle de Solow augmenté.

Tableau 2. Estimation de la β -convergence conditionnelle (1990-2003, 26 pays)

	Coefficients	Ecart-type	t	Pr > t
Constante	-0,0281892	0,0081954	-3,44	0,001
FBCF	0,0009985	0,0003216	3,10	0,002
Pop	-0,060309	0,0261145	-2,31	0,022
Univ	0,0003241	0,0000907	3,57	0,000
Log(Y_{i0})	0,0641411	0,0141827	4,52	0,000

$R^2 = 0,1874$ Obs : 338 $F(4,333) = 19.20$ Prob > F = 0.0000

Source des données : Banque Mondiale.

Cahiers du GREThA
Working papers of GREThA

GREThA UMR CNRS 5113

Université Montesquieu Bordeaux IV
Avenue Léon Duguit
33608 PESSAC - FRANCE
Tel : +33 (0)5.56.84.25.75
Fax : +33 (0)5.56.84.86.47

www.gretha.fr

Cahiers du GREThA (derniers numéros)

- 2007-19 : AYADI Mohamed, RAHMOUNI Mohieddine, YILDIZOGLU Murat, *Sectoral patterns of innovation in a developing country: The Tunisian case*
- 2007-20 : BONIN Hubert, *French investment banking at Belle Epoque: the legacy of the 19th century Haute Banque*
- 2007-21 : GONDARD-DELCROIX Claire, *Une étude régionalisée des dynamiques de pauvreté Régularités et spécificités au sein du milieu rural malgache*
- 2007-22 : BONIN Hubert, *Jacques Laffitte banquier d'affaires sans créer de modèle de banque d'affaires (des années 1810 aux années 1840)*
- 2008-01 : BERR Eric, *Keynes and the Post Keynesians on Sustainable Development*
- 2008-02 : NICET-CHENAF Dalila, *Les accords de Barcelone permettent- ils une convergence de l'économie marocaine ?*
- 2008-03 : CORIS Marie, *The Coordination Issues of Relocations? How Proximity Still Matters in Location of Software Development Activities*
- 2008-04 : BERR Eric, *Quel développement pour le 21^{ème} siècle ? Réflexions autour du concept de soutenabilité du développement*
- 2008-05 : DUPUY Claude, LAVIGNE Stéphanie, *Investment behaviors of the key actors in capitalism : when geography matters*
- 2008-06 : MOYES Patrick, *La mesure de la pauvreté en économie*
- 2008-07 : POUYANNE Guillaume, *Théorie économique de l'urbanisation discontinuë*
- 2008-08 : LACOUR Claude, PUISSANT Sylvette, *Medium-Sized Cities and the Dynamics of Creative Services*
- 2008-09 : BERTIN Alexandre, *L'approche par les capacités d'Amartya Sen, Une voie nouvelle pour le socialisme libéral*
- 2008-10 : CHAOUCH Mohamed, GANNOUN Ali, SARACCO Jérôme, *Conditional Spatial Quantile: Characterization and Nonparametric Estimation*
- 2008-11 : PETIT Emmanuel, *Dynamique des préférences et valeurs morales : une contribution de la théorie des émotions à l'analyse économique*
- 2008-12 : BRANA Sophie, NICET-CHENAF Dalila, *Diversités des trajectoires dans l'Union européenne et sa périphérie*