

La persistance des écarts de richesse au sein de l'Europe élargie: l'apport de l'économetrie des panels heterogenes non-stationnaires

Anna Tykhonenko *

Résumé: le but de cet article est de tester l'hypothèse de convergence réelle au sein de l'Europe-24 à la lumière de l'économétrie des données de panel hétérogènes non-stationnaires. Nous employons pour cela une approche en termes de persistance des écarts des revenus par tête au sein de l'Europe élargie vers l'Est. Les tests de racine unitaire en panel permettent de conclure à l'absence de la persistance des écarts de richesse dans le temps. A l'aide de l'approche par la cointégration en panel, nous cherchons alors à identifier les variables de « contrôle » de la convergence réelle entre les Etats membres de l'UE.

Mots clés: UE, Convergence, Croissance économique, Panels hétérogènes non-stationnaires, Ecarts de richesse

JEL: O52, O40, N14, C23, C12

Introduction.

Les années récentes ont connu un développement important de l'économétrie des panels en relation avec la question de la convergence réelle des économies. Nous chercherons alors à profiter des avancées importantes effectuées sur les tests de racine unitaire et de cointégration en panel pour proposer une approche en termes de persistance des écarts des revenus par habitant au sein de l'Europe élargie vers l'Est. Afin de vérifier l'existence d'un processus de convergence réelle au sein de l'échantillon de l'Europe-24, nous proposerons de tester la stationnarité des écarts des PIB par tête par rapport à la moyenne communautaire. Si l'hypothèse de racine unitaire est rejetée, nous pourrions conclure à l'absence de la persistance des écarts de richesse dans le temps et donc à la convergence réelle entre les pays membres de l'UE.

Dans la Section I, nous présenterons les travaux empiriques sur les données de panel qui utilisent les tests de racine unitaire pour tester l'hypothèse de convergence. L'objet de la Section II est de vérifier, à l'aide des tests de racine unitaire en panel de Harris et Tzavalis (1999) et de Im, Pesaran et Shin (1995,

* Université de Nice – Sophia Antipolis, CEMAFI: tikhonen@unice.fr

Received: 3 February 2007.

1997), si les écarts de richesse entre les Etats membres de l'Europe élargie sont persistants dans le temps. Enfin, dans la Section III, nous allons tester l'hypothèse de cointégration en panel entre les séries des PIB par tête et les séries relatives aux variables traditionnellement considérées comme « conditionnelles » de la convergence telles que l'investissement ou encore l'épargne domestique.

1. Les travaux empiriques.

Les travaux empiriques qui utilisent les données de panel pour tester l'hypothèse de convergence réelle sont une réponse à certaines des critiques formulées à l'égard des approches en coupes transversales qui présentent plusieurs inconvénients dont le principal est de ne pas tenir compte de l'hétérogénéité des pays. Les approches en données de panel permettent 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.

De plus, les analyses empiriques sur la convergence ont pu bénéficier de la mise en place des tests de racine unitaire en panel effectués soit sur les séries des écarts de revenus par tête des paires de pays, soit sur la série des écarts des revenus par tête par rapport à la moyenne en panel. Quah D. (1993, 1996) est un des premiers à mettre en relation le test de convergence avec le test de stationnarité sur les données de panel. Il considère qu'il existe un processus de convergence entre le pays i et le pays j , si et seulement si, l'écart des PIB par tête en logarithme ($\hat{y}_{ij,t} = y_{i,t} - y_{j,t}$) est un processus stationnaire de moyenne nulle.

L'auteur teste la racine unitaire dans le modèle suivant : $\hat{y}_{ij,t} = \rho \hat{y}_{ij,t-1} + \varepsilon_{ij,t}$

Si l'hypothèse nulle ($\rho = 1$) est acceptée, alors, les PIB par tête en logarithme des pays i et j divergent à long terme. Sinon, on retient l'hypothèse de convergence absolue, i.e. à la fois en termes de taux de croissance et de niveaux de revenu par tête. Quels que soient les pays considérés, Quah D. rejette cette dernière hypothèse. Notons que son approche reste assez restrictive car il n'envisage pas de possibilité d'écarts stationnaires autour d'une moyenne non-nulle.

Bernard A.B. et Jones C. (1996) essaient de surmonter cette difficulté en introduisant les effets fixes dans le modèle dynamique, la seule source d'hétérogénéité. Ils proposent d'appliquer le test de racine unitaire de Levin A. et Lin C.-F. (1992) en supposant que les écarts des PIB par tête en logarithme sont générés par le modèle suivant :

$$\hat{y}_{ij,t} = \mu_{ij} + \rho \hat{y}_{ij,t-1} + \varepsilon_{ij,t}$$

La première étape consiste à tester la présence de racine unitaire. Si l'hypothèse nulle ($\rho = 1$) est acceptée, alors, on peut conclure à la divergence

réelle entre le pays i et le pays j . En revanche, si l'hypothèse de racine unitaire est rejetée, on peut accepter la présence d'une convergence réelle.

La seconde étape consiste à reconnaître la spécificité de ce processus : la convergence est-elle absolue ou bien conditionnelle ? Rappelons que, selon les théoriciens de la croissance, alors que la convergence absolue prévoit un rattrapage à la fois en termes de taux de croissance et de niveaux de revenu par tête, la convergence conditionnelle ne l'est qu'en termes de taux de croissance. Autrement dit, même si les économies pauvres initialement croissent plus vite, les différences des revenus par tête peuvent quand même se maintenir, voire se renforcer dans le temps. Pour spécifier le type de la convergence, les auteurs proposent de tester si les effets fixes sont significativement différents de zéro. Bernard A.B. et Jones C. rejettent systématiquement l'hypothèse de convergence absolue (les effets fixes ne sont pas significativement différents de zéro) au profit de celle de convergence conditionnelle (ils sont significatifs). Toutefois, ils se font reprocher le fait que le coefficient associé au terme auto-régressif soit identique à tous les couples de pays au sein de l'échantillon.

Pour répondre à cette critique, Evans P. et Karras G. (1996) introduisent une seconde source d'hétérogénéité inter-individuelle : le coefficient associé au terme auto-régressif du premier ordre est supposé être variable d'un pays à l'autre. Les auteurs admettent ainsi une hétérogénéité dans la dynamique de croissance mais pas dans les coefficients des variables explicatives. Selon les auteurs, le fait de rendre aléatoire le coefficient associé au terme AR(1) permet d'obtenir un modèle de convergence plus flexible. Evans P. et Karras G. modifient le test de racine unitaire de Levin A. et Lin C.-F. (1992) pour tester la convergence au sein de deux échantillons : STATES comprenant 48 Etats de l'Amérique (sur la période 1929-1991) et SUMHES composé de 54 pays (1950-1990). Notons que, contrairement aux auteurs précédents, on ne s'intéresse pas à la persistance des écarts du PIB par tête (les pays étant pris deux à deux), mais à la persistance des écarts par rapport à la moyenne générale (les pays étant « empilés » les uns sur les autres). Paradoxalement, selon les résultats des estimations, les pays de l'échantillon STATES semblent être gouvernés par un processus de convergence conditionnelle, alors que les pays *a priori* plus hétérogènes de SUMHES, par celui de convergence absolue. Les auteurs attribuent ce résultat au manque puissance des tests de racine unitaire.

Gaulier G., Hurlin C. et Jean-Pierre P. (1999) se basent sur l'article de Evans P. et Karras G. (1996) pour mettre en place le test de stationnarité sur les données de panel. En utilisant des méthodes de Monte-Carlo ou de Bootstrap pour calculer les valeurs critiques, les auteurs tentent de vérifier ainsi la présence de processus de convergence au sein des trois échantillons (Monde-86, OCDE-27 et Europe-15) sur la période 1960-1990. Selon leurs résultats, aucune forme de convergence des revenus par tête, même conditionnelle, n'est détectée au sein de l'échantillon le plus large, Monde-86. En revanche, il existerait un processus de convergence conditionnelle qui influence la dynamique de croissance des 27

pays appartenant à l'échantillon OCDE. Quant au troisième échantillon, un processus de convergence absolue est mis en évidence pour les pays membres de l'UE. L'analyse des estimations des effets spécifiques à chaque pays conduit à la conclusion que l'investissement, tant public que privé, explique les disparités dans l'évolution des PIB des pays examinés.

Les tests de racine unitaire décrits ne sont pas sans poser un certain nombre de problèmes. En effet, bien que le test de racine unitaire mis en place par Evans P. et Karras G. (1996) permette de repousser davantage la contrainte d'homogénéité des coefficients, leur analyse représente une limite importante : l'hétérogénéité des coefficients associés aux variables de contrôle n'est pas prise en compte. En effet, le travail de Evans P. et Karras G. (1996) est basé sur le test de racine unitaire de Levin A. et Lin C.-F. (1992) qui l'ont développé pour le modèle dynamique suivant : $y_{i,t} = \rho y_{i,t-1} + z_{it} \gamma + \varepsilon_{it}$ pour $i=1, \dots, N$ et $t=1, \dots, T$

où ε_{it} est stationnaire ($\varepsilon_{it} \sim iid(0, \sigma_\varepsilon^2)$) et où z_{it} est tel que

$$z_{it} = \{0\}, \{1\}, \{\mu_i\} \text{ ou } \{\mu_i, t\}^1.$$

L'inconvénient principal du test de Levin A. et Lin C.-F. est de restreindre le paramètre ρ à être identique pour tous les individus i de l'échantillon. Ainsi, si l'on note ρ_i la valeur de ρ pour l'individu i , le test spécifie : $H_0 :$

$$\rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_N = \rho = 1^2$$

$$H_1 : \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_N = \rho < 1$$

Ces deux hypothèses imposent des restrictions fortes sur le paramètre ρ . Si l'hypothèse nulle se réfère à la situation où toutes les séries temporelles possèdent une racine unitaire, l'hypothèse alternative implique la situation inverse. Comme le souligne Maddala G.S. (1999), l'interprétation des résultats de ce test est problématique. En effet, si l'on retient l'hypothèse nulle de racine unitaire, cela ne signifie pas que $\rho=1$ pour tous les individus. Inversement, si c'est l'hypothèse alternative qui est retenue, cela ne signifie pas que :

- a) d'une part, toutes les économies convergent ($\forall i, \rho_i < 1$) et,
- b) d'autre part, même si effectivement elles convergent toutes sans exception, leur vitesse de convergence n'est pas forcément la même ($\rho_1 \neq \rho_2 \neq \dots \neq \rho_N$).

C'est la raison pour laquelle Maddala G.S. (1999) exprime son scepticisme quant à l'interprétation des résultats de ce test par Evans P. et Karras G. (1996) : ce n'est pas parce que l'hypothèse de racine unitaire est rejetée pour

¹ Harris R.D.F. et Tzavalis E. (1999) développent un test de racine unitaire pour ce même modèle avec $z_{it} = \{0\}, \{\mu_i\}$ ou $\{\mu_i, t\}$.

² Chaque série temporelle incluse dans le panel contient une racine unitaire.

l'ensemble des pays, qu'ils sont *tous* en train de converger vers le même sentier d'équilibre. En effet, il suffit que certains pays convergent (l'écart de leur PIB par tête par rapport à la moyenne est stationnaire sur la période étudiée), d'autres non (la série contient une racine unitaire) pour rejeter l'hypothèse nulle et accepter l'hypothèse de convergence. Inversement, dans un « club », il suffit d'un pays un peu atypique pour rejeter l'hypothèse de la convergence pour l'ensemble des pays. Pour Maddala G.S., l'hypothèse nulle d'un test de stationnarité en séries temporelles n'a pas la même signification que l'hypothèse nulle en panel. Le test de racine unitaire de type Levin A. et Lin C.-F. serait donc inapproprié pour vérifier l'hypothèse de convergence réelle. Une des solutions est d'appliquer le test de stationnarité de façon individuelle.

Im K.S., Pesaran M.H. et Shin Y. (1995, 1997, 2002) développent une série de tests de racine unitaire pour le modèle à coefficients aléatoires dans lequel ils relâchent la contrainte $\rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_N = \rho$ sous l'hypothèse alternative. Leur méthode consiste à appliquer des tests de stationnarité ADF séparément pour chaque pays pour le modèle :

$$y_{it} = \rho_i y_{it-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \phi_{ij} \Delta y_{it-j} + z_{it}' \gamma + \varepsilon_{it} \text{ pour } i=1, \dots, N \text{ et } t=1, \dots, T .$$

Les tests de Im K.S. et al. spécifient :

$H_0 : \rho_i = 1$ pour tous les pays ;

$H_A : \rho_i < 1$ pour au moins un pays.

Les auteurs proposent de baser leurs conclusions concernant la stationnarité du panel sur la IPS-statistique \bar{t} qui représente la moyenne des N ADF-statistiques individuelles.

Pour Maddala G.S. (1999), le test de Im K.S. et al. permet de relâcher la contrainte imposée par le test de Levin A. et Lin C.-F. ($\rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_N = \rho$) car il combine l'information basée sur les tests de racines unitaires individuels. Pour l'auteur, le test de Im K.S. et al. est plus puissant que le test de Levin A. et Lin C.-F. Cependant, strictement parlant, la comparaison entre les deux tests n'est pas tout à fait appropriée. Même si l'hypothèse nulle est identique pour les deux, ce n'est pas le cas de l'hypothèse alternative. En effet, si le test de Levin A. et Lin C.-F. impose l'homogénéité des termes AR(1), le test de Im K.S. et al. admet leur hétérogénéité (les estimations sont individualisées). Toutefois, Maddala G.S. souligne que, si la structure AR(1) est peu hétérogène d'un pays à l'autre, alors, c'est le test de Levin A. et Lin C.-F. qui devrait être privilégié. D'où l'importance du choix des tests en fonction des pays inclus dans l'échantillon.

2. Analyse empirique de la persistance des écarts de richesse.

Comme on a pu le constater, les études empiriques sur la convergence ont pu bénéficier des avancées importantes effectuées sur les tests de racine unitaire en panel. Nous chercherons alors à profiter de cette récente évolution afin de proposer une approche en termes de persistance des écarts des revenus par habitant. Afin de vérifier l'existence d'un processus de convergence réelle au sein de l'échantillon, nous proposons de tester la stationnarité des écarts des PIB par tête par rapport à la moyenne communautaire.

2.1. La formulation des hypothèses.

Si l'on définit la convergence comme l'absence de persistance des écarts des PIB par tête en logarithme par rapport à la moyenne communautaire, il est d'usage de tester la stationnarité des écarts autour d'une moyenne non-nulle, d'un trend ou des deux à la fois en fonction de l'hypothèse que l'on fait sur la nature du processus de convergence. Ainsi, pour Lee K., Pesaran M.H. et Smith R. (1997), si la série des écarts est stationnaire autour d'une moyenne nulle, on doit retenir l'hypothèse de convergence absolue. En revanche, si elle est stationnaire autour d'un trend et/ou d'une constante, alors, la convergence est conditionnelle. Sinon, on doit retenir l'hypothèse de divergence absolue.

Afin d'évaluer l'hypothèse de persistance des écarts de richesse dans le temps, on propose de tester la stationnarité de la série $z_{it} = \log(y_{it} - y_{.t})$ où :

- y_{it} représente le PIB par tête en PPA du pays i ($i=1, \dots, 24$) à la date t ($t=1987, \dots, 2001$) et

- $y_{.t} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N y_{i,t}$ est la moyenne temporelle (la moyenne de la période t) des PIB

par tête soit des quinze pays membres de l'UE, soit des cinq pays tels que la France, l'Allemagne, l'Italie, la Belgique et les Pays Bas³. Si nous détectons que les écarts des niveaux de vie par rapport à la moyenne se creusent au fur et à mesure, on retiendra l'hypothèse de divergence. En revanche, si les statistiques ne révèlent pas de persistance des écarts de richesse sur la période examinée, on rejettera cette hypothèse au profit de l'hypothèse de convergence réelle.

2.2. Les tests de racine unitaire en panel.

Deux types de tests seront employés ici afin de tester l'hypothèse de convergence réelle :

- 1) le test de Harris R.D. et Tzavalis E. (1999) et
- 2) les tests de Im K.S., Pesaran M.H. et Shin Y. (1995, 1997).

³ Rappelons que ces cinq pays, avec le Luxembourg, ont été à l'origine de la création de l'UE avec la signature du traité de Rome en 1957. Le Luxembourg est exclu du calcul de la moyenne en raison de sa dynamique économique « atypique » par rapport à celle des autres pays membres.

Ces tests ont été sélectionnés en fonction des spécificités que représentent les données sur le PIB par tête des pays de l'Europe de l'Est et de l'Ouest. D'une part, la période sur laquelle l'échantillon est cylindré (de 1987 à 2001) propose une dimension temporelle assez faible (15 observations annuelles). D'où le choix du test de Harris R.D. et Tzavalis E. (1999) dont la particularité est de rechercher la non-stationnarité des panels dynamiques avec une dimension temporelle limitée. D'autre part, l'hétérogénéité des pays considérés nous amène à utiliser les tests de Im K.S. et al. (1995, 1997) dont l'avantage évident est d'admettre l'hétérogénéité des coefficients associés au terme auto-régressif. Présentons d'abord le principe des deux tests avant de procéder à la vérification empirique de l'hypothèse de convergence.

- Le test de Harris R.D. et Tzavalis E. (1999) :

Il s'agit d'un test de racine unitaire développé pour les panels dynamiques dont la dimension temporelle est limitée. Afin de pouvoir contrôler les différences des trajectoires de croissance des pays par rapport au comportement moyen, les auteurs introduisent les effets individuels et/ou temporels fixes. Ainsi, trois spécifications sont proposées afin de tester la présence de racine unitaire en panel.

- Le modèle 1 (sans trend ni constante) :
$$z_{it} = \rho z_{it-1} + \varepsilon_{it} ;$$
- Le modèle 2 (avec la constante) :
$$z_{it} = \alpha_i + \rho z_{it-1} + \varepsilon_{it} ;$$
- Le modèle 3 (avec la constante et le trend) :
$$z_{it} = \alpha_i + \lambda_i t + \rho z_{it-1} + \varepsilon_{it} .$$

Le test de Harris R.D. et Tzavalis E. (1999) spécifie :

H_0 : $\rho = 1$ pour tous les pays i .

H_1 : $|\rho| < 1$ pour tous les pays i .

Le choix adéquat de chaque modèle dépend de l'information dont on dispose sur les panels des séries à tester. Ainsi, la spécification du modèle 1 est plutôt adaptée aux panels homogènes. Si l'on rejette l'hypothèse nulle de racine unitaire pour ce modèle, on va conclure à la convergence absolue car les panels des écarts seront stationnaires autour d'une moyenne nulle. Autrement dit, les écarts de richesse auront tendance à s'effacer complètement dans le temps. Sinon, on devrait passer aux modèles 2 et 3 en testant la stationnarité des écarts autour d'une moyenne non-nulle et d'un trend. La spécification du modèle 2, sous l'hypothèse nulle, correspond aux panels non-stationnaires avec termes constants hétérogènes, tandis que, sous l'hypothèse alternative, c'est un processus stationnaire avec effets individuels fixes. Par conséquent, si le panel des séries individuelles est stationnaire autour d'une moyenne non-nulle, les différences de revenu par tête seront peut-être réduites dans le temps mais ne disparaîtront jamais. En rejetant H_0 dans le cadre du modèle 2, on acceptera l'hypothèse de convergence conditionnelle.

L'interprétation des résultats du test dans le cadre du modèle 3 (avec effets individuels et temporels fixes) n'est pas aussi évidente. En effet, sous l'hypothèse nulle, chaque série d'écart suit une « marche aléatoire » avec la tendance. Sous l'hypothèse alternative, chaque série est stationnaire autour d'une tendance déterministe. Pour Greasley D. et Oxley L. (1995), les écarts stationnaires autour d'une tendance déterministe devraient être interprétés comme des formes de rattrapage. Toutefois, si l'écart du PIB par tête par rapport à la moyenne est du même signe que la pente de la tendance déterministe, cet écart se creusera dans le temps. En revanche, si l'écart et la tendance sont de signes opposés, il existera alors un processus de convergence à plus ou moins long terme vers la moyenne européenne temporelle.

- Les tests de Im K.S., Pesaran M.H. et Shin Y. (1995, 1997) :

Im K.S. et al. proposent des tests pour les panels dynamiques et hétérogènes permettant de détecter la présence de racine unitaire dans les modèles de type ADF :

- sans trend : $\Delta z_{it} = \alpha_i + \beta_i z_{i,t-1} + \sum \varphi_{ij} \Delta z_{i,t-j} + \varepsilon_{it}$ pour $i=1, \dots, N$ et $t=1, \dots, T$;

- avec le trend : $\Delta z_{it} = \alpha_i + \delta_i t + \beta_i z_{i,t-1} + \sum \varphi_{ij} \Delta z_{i,t-j} + \varepsilon_{it}$ ⁴ où $\Delta z_{it} = z_{it} - z_{i,t-1}$ et

$$\beta_i = -(1 - \rho_i).$$

Les tests de Im K.S., Pesaran M.H. et Shin Y. (1995, 1997) spécifient :

H_0 : $\beta_i = 0$ ($\rho_i = 1$) pour tous les pays.

H_1 : $\beta_i < 0$ ($\rho_i < 1$) pour les pays $i=1, \dots, N_1$ ($N_1 < N$)

$\beta_i = 0$ ($\rho_i = 1$) pour les pays $i=N_1+1, \dots, N$.

Sous l'hypothèse alternative, $\rho_i < 1$ pour au moins un individu. Par rapport au test de Harris R. et Tzavalis E., le test de Im K.S. et al. est moins restrictif car il relâche la contrainte d'homogénéité imposée sur le coefficient ρ sous

H_1 : $\rho_1 \neq \rho_2 \neq \dots \neq \rho_N$. Les conclusions du test sont basées sur la moyenne des sta-

tistiques ADF individuelles (t_{ρ_i}) : $\bar{t}_{NT} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_{\rho_i}$

Selon les simulations de Monte-Carlo obtenues par les auteurs, le test donne des résultats plus satisfaisants que le test de Levin A. et Lin C.-F. (1992) même si la dimension temporelle T est faible. Notons toutefois que, même si les écarts d'un certain nombre de pays ne sont pas stationnaires, il n'est pas impos-

⁴ Les erreurs sont supposées être auto-corrélées : $\varepsilon_{it} = \sum_{j=1}^{p_i} \varphi_{ij} \varepsilon_{i,t-1} + u_{it}$.

sible de pouvoir accepter l'hypothèse de convergence pour l'ensemble des pays. Par conséquent, le rejet de l'hypothèse nulle de la divergence n'implique pas nécessairement la convergence de *tous* les pays vers la moyenne européenne.

2.3. Application des tests de stationnarité des écarts en panel.

Pour pouvoir tester la présence de racines unitaires dans les écarts des PIB par tête par rapport aux moyennes européennes temporelles, nous avons utilisé le module NPT 1.3 conçu par Chiang M.-H. et Kao C.⁵ pour GAUSS 3.2. Les résultats des tests sont présentés dans le tableau 1. Nous testons la présence de racines unitaires dans les panels des séries des écarts des PIB par tête en logarithme par rapport à la moyenne des cinq pays membres (nommées z_{it}^{G5}) et des séries des écarts par rapport à la moyenne communautaire des quinze pays membres (nommées z_{it}^{G15}). L'hypothèse de stationnarité de chaque panel (z_{it}^{G5} et z_{it}^{G15}) est d'abord testée pour 24 pays observés sur la période 1987-2001 (360 observations).

Considérons premièrement les résultats du test de Harris R.D. et Tzavalis E. (1999). La présence de racines unitaires en panel est révélée pour le modèle 1 (sans trend ni constante). L'hypothèse nulle n'étant pas rejetée, la série des écarts des PIB par tête par rapport à la moyenne (aussi bien la moyenne du « noyau », y_i^{G5} , que la moyenne communautaire, y_i^{G15}) n'est pas stationnaire. On peut donc rejeter l'hypothèse de convergence absolue pour 24 pays de l'UE sur la période examinée. Ce résultat n'est pas surprenant compte tenu de l'hétérogénéité des pays concernés. Dès que la constante et la tendance sont incluses dans la spécification du modèle (i.e. les modèles 2 et 3), on rejette l'hypothèse nulle de non-stationnarité des écarts. Les écarts de richesse par habitant par rapport à la moyenne sont stationnaires autour d'une moyenne non-nulle, ce qui implique l'existence d'un processus de convergence conditionnelle. Autrement dit, les écarts de revenus seront peut-être réduits mais ne s'effaceront pas entièrement à long terme.

Les tests de Im K.S. et al. (1995, 1997) relâchent la contrainte d'homogénéité imposée sur la structure auto-régressive sous l'hypothèse alternative permettant ainsi la gestion plus appropriée de l'hétérogénéité des panels. On rejette la présence de racines unitaires pour l'ensemble des séries d'écarts par rapport à la moyenne du « noyau » de l'UE, y_i^{G5} . On accepte donc l'hypothèse de convergence conditionnelle vers la moyenne du « noyau » de l'ensemble de 24 pays. En revanche, on rejette cette hypothèse pour la série z_{it}^{G15} en panel dans le cadre du modèle sans tendance. La prise en compte dans le calcul de la moyenne de pays assez hétérogènes tels que le Luxembourg et le Danemark,

⁵ Pour plus de détails d'utilisation, voir Chiang M.-H. et Kao C. (2002), « Nonstationary Panel Time Series Using NPT 1.3 – A User Guide ».

d'une part, et la Grèce, l'Espagne et le Portugal, d'autre part, modifie les résultats des tests. Il existerait alors une persistance des écarts de richesse par rapport à la moyenne communautaire. En revanche, dès que la tendance est prise en compte, on rejette l'hypothèse nulle de non-stationnarité. Les écarts de richesse sont donc stationnaires autour d'une tendance déterministe.

On obtient les mêmes résultats pour neuf pays de l'Europe de l'Est candidats à l'adhésion. Le test de Harris R.D. et Tzavalis E. permet de rejeter l'hypothèse de convergence absolue au profit de la convergence conditionnelle des niveaux de richesse des PECO vers les moyennes européennes. En revanche, selon les résultats des tests de Im K.S. et al., l'hypothèse de convergence conditionnelle est rejetée dans le cadre du modèle sans tendance. La prise en compte de la tendance permet d'accepter l'hypothèse alternative de stationnarité des écarts, ce qui impliquerait l'existence d'un processus de convergence conditionnelle si, et seulement si, l'écart et la tendance ont des signes opposés. Ainsi, selon les résultats du test de Harris R.D. et Tzavalis E., on devrait retenir l'hypothèse de convergence conditionnelle, alors que, selon les résultats des tests de Im K.S. et al., on devrait la rejeter dans le cadre du modèle sans trend. La persistance des écarts disparaît dès que le trend est inclus.

Tableau 1. Les résultats des tests de racine unitaire en panel pour :

- $z_{it}^{G5} = \log(y_{it} - y_t^{G5})$, la série des écarts des PIB par tête en log par rapport à la moyenne des 5 pays du « noyau » de l'UE* ;
- $z_{it}^{G15} = \log(y_{it} - y_t^{G15})$, la série des écarts des PIB par tête en log par rapport à la moyenne communautaire de l'UE-15.

Pays et période	Série en panel	Test de Harris et Tzavalis (1999)			Test de Im, Pesaran et Shin (1995)		Test de Im, Pesaran et Shin (1997)	
		Modèle 1: sans trend ni constante	Modèle 2: sans trend avec la constante	Modèle 3: avec le trend et la constante	Modèle sans trend	Modèle avec le trend	Modèle sans trend	Modèle avec le trend
UE - 24 1987-2001 (360 obs.)	z_{it}^{G5}	I(1)**	I(0)***	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)
	z_{it}^{G15}	I(1)	I(0)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)
9 PECO 1987-2001 (135 obs.)	z_{it}^{G5}	I(1)	I(0)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)
	z_{it}^{G15}	I(1)	I(0)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)

* Les pays du « G5 » sont la France, l'Allemagne, l'Italie, la Belgique et les Pays-Bas ;

** I(1) signifie que la série en question n'est pas stationnaire en panel (intégrée d'ordre un) ;

*** I(0) signifie que la série est stationnaire en panel.

NB : le seuil de risque est de 5 %. La source des données est « WDI » de la Banque Mondiale (<http://sima-ext.worldbank.org/wbq/>)

3. Convergence conditionnelle et cointégration en données de panel.

Comme l'ont montré Phillips P.C. et Moon H. (2000), les séries du PIB par tête contiennent souvent des racines unitaires. Il est donc nécessaire de vérifier la stationnarité de ces séries pour notre échantillon. Si elles sont effectivement caractérisées par la présence de racine(s) unitaire(s), nous allons tester l'hypothèse de cointégration en panel entre les séries de PIB par tête et les séries relatives aux variables « conditionnelles » telles que l'investissement ou encore l'épargne.

3.1. Stationnarité du PIB par tête, de l'investissement et de l'épargne.

Le tableau 2 présente les résultats des tests de Harris R.D. et Tzavalis E. (1999) pour trois variables : le PIB nominal par tête en logarithme $\log(Y_{it})$, l'investissement domestique en logarithme $\log(I_{it})$, l'épargne domestique en logarithme $\log(S_{it})$. L'hypothèse de stationnarité de chaque panel est testée pour 24 pays sur la période 1987-2000.

Tableau 2. résultats des tests de Harris et Tzavalis (1999).

Série en panel	<u>Modèle 1</u> Sans trend ni constante	<u>Modèle 2</u> Sans trend avec constante	<u>Modèle 3</u> Avec trend et constante
$\log(Y_{it})$	I(1)	I(0)	I(0)
$\log(I_{it})$	I(1)	I(0)	I(0)
$\log(S_{it})$	I(1)	I(0)	I(0)

* I(1) signifie que la série en question n'est pas stationnaire en panel ;

** I(0) signifie que la série est stationnaire en panel au seuil de 5 %.

Les résultats des tests de Harris et Tzavalis (1999) indiquent que les trois variables ne sont pas stationnaires en panel dans le cadre du modèle 1. Nous testerons alors l'existence d'une relation de long terme entre l'évolution du PIB par tête et celle de l'investissement (ou encore celle de l'épargne) selon la spécification linéaire suivante :

$$(i) \quad \log(Y_{it}) = \alpha_i + \gamma \log(I_{it}) ;$$

$$(ii) \quad \log(Y_{it}) = \alpha_i + \lambda \log(S_{it}).$$

L'intérêt de cette étude est de vérifier si les deux variables considérées comme « conditionnelles » par les auteurs de la théorie de la convergence (telles l'investissement ou encore l'épargne domestiques) contribuent à expliquer l'évolution de long terme du PIB par tête.

3.2. Les tests de cointégration en panel.

Bien que, pour les séries temporelles, les techniques de cointégration soient devenues des outils plutôt classiques, leur développement pour les données de panel est assez récent. Nous utiliserons ici les tests de cointégration développés par Kao C. (1997) et Pedroni P. (1995) pour les données de panel.

Kao C. (1997) présente deux types de tests de cointégration en panel, les tests DF (Dickey et Fuller) et ADF (Dickey et Fuller Augmenté), développés pour le modèle suivant :

$$y_{it} = x_{it} \beta + z_{it} \gamma + e_{it} \quad \text{avec} \quad x_{it} = x_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad \text{- le processus non-stationnaire.}$$

Si les séries de panel y_{it} et x_{it} sont intégrées du même ordre en panel, leur combinaison linéaire $e_{it} = y_{it} - x_{it} \beta - z_{it} \gamma$ est susceptible d'être stationnaire. Si c'est le cas, on dira que y_{it} et x_{it} sont co-intégrées. Sinon, aucune relation de long terme n'est possible entre celles-ci.

Le test DF porte sur les résidus estimés ($\hat{e}_{i,t} = \rho \hat{e}_{i,t-1} + u_{i,t}$) et spécifie l'hypothèse nulle de non co-intégration ($H_0 : \rho = 1$). L'estimateur MCO du

coefficient ρ est :
$$\hat{\rho} = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \hat{e}_{it} \hat{e}_{i,t-1}}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \hat{e}_{i,t-1}^2}.$$

Kao C. construit quatre tests DF pour $z_{it} = \{\mu_i\}$:

$$DF_{\rho} = \frac{\sqrt{NT}(\hat{\rho}-1) + 3\sqrt{N}}{\sqrt{10.2}} \quad \text{et} \quad DF_t = \frac{t_{\rho} + \sqrt{1.25}t_{\rho} + \sqrt{1.875}N}{\sqrt{10.2}} \quad \text{et}$$

$$DF_{\hat{\rho}} = \frac{\sqrt{NT}(\hat{\rho}-1) + \frac{3\sqrt{N}\hat{\sigma}_{\hat{\rho}}^2}{\hat{\sigma}_{0v}^2}}{\sqrt{3 + \frac{36\hat{\sigma}_{\hat{\rho}}^4}{5\hat{\sigma}_{0v}^4}}} \quad \text{et} \quad DF_t^* = \frac{t_{\rho} + \sqrt{6N}\hat{\sigma}_v}{2\hat{\sigma}_{0v} \sqrt{(\hat{\sigma}_{0v}^2/2\hat{\sigma}_{\hat{\rho}}^2) + (3\hat{\sigma}_{\hat{\rho}}^2/10\hat{\sigma}_{0v}^2)}}.$$

Alors que les statistiques DF_{ρ} et DF_t sont basées sur l'hypothèse stricte d'exogénéité des régresseurs par rapport aux résidus, les statistiques $DF_{\hat{\rho}}$ et DF_t^* sont proposées dans le cas où leur relation serait endogène.

Le test ADF est proposé pour la régression de type

$$\hat{e}_{i,t} = \rho \hat{e}_{i,t-1} + \sum_{j=1}^p \vartheta_j \Delta \hat{e}_{i,t-j} + u_{itp} \quad \text{et spécifie} \quad H_0 : \rho = 1. \quad \text{La statistique ADF est :}$$

$$ADF = \frac{t_{\hat{\rho}} + \sqrt{6N}\hat{\sigma}_v/2\hat{\sigma}_{0v}}{\sqrt{(\hat{\sigma}_{0v}^2/2\hat{\sigma}_{\hat{\rho}}^2) + (3\hat{\sigma}_{\hat{\rho}}^2/10\hat{\sigma}_{0v}^2)}}$$

Les distributions asymptotiques des statistiques DF et ADF convergent vers une distribution normale $N(0,1)$.

Pedroni (1995) propose également un test de cointégration de type Phillips-Perron pour les données de panel qui admettent une forte hétérogénéité. Basé sur la moyenne des statistiques, ce test porte sur les résidus estimés ($\hat{e}_{i,t} = \rho \hat{e}_{i,t-1} + v_{i,t}$) et spécifie l'hypothèse nulle de non cointégration $H_0 : \rho = 1$. L'estimateur du coefficient auto-régressif $\hat{\rho}$ peut être construit de la

$$\text{façon suivante : } \hat{\rho}_{-1} = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T (\hat{e}_{it-1} \Delta \hat{e}_{it} - \hat{\lambda}_i)}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \hat{e}_{it-1}^2}$$

où $\hat{\lambda}_i = \frac{1}{2}(\hat{\sigma}_i^2 - \hat{s}_i^2)$, $\hat{\sigma}_i^2$ et \hat{s}_i^2 désignent les variances individuelles des résidus estimés $\hat{e}_{i,t}$. Pedroni propose deux statistiques de type PP afin de tester l'hypothèse H_0 :

$$PC_1 = T\sqrt{N}(\hat{\rho}-1)/\sqrt{2} \rightarrow N(0,1)$$

$$PC_2 = \sqrt{NT(T-1)}(\hat{\rho}-1)/\sqrt{2} \rightarrow N(0,1)$$

Le résultat du test étant basé sur la moyenne des statistiques, le rejet de cette hypothèse en panel signifie qu'un nombre suffisant de pays donne des statistiques éloignées des prédictions de la théorie selon laquelle leurs valeurs seraient générées sous l'hypothèse H_0 . Le tableau 3 ci-dessous présente les résultats des tests de cointégration en panel pour deux spécifications définies plus haut. Les statistiques de Kao C. et de Pedroni P. indiquent qu'il existe une relation de cointégration, d'une part, entre le PIB par tête et l'investissement (la spécification (i)) et, d'autre part, entre le PIB par tête et l'épargne (la spécification (ii)). L'hypothèse nulle de non-cointégration est rejetée dans les deux cas.

3.3. L'estimation des modèles de cointégration en panel.

Compte tenu des résultats des tests de cointégration en panel, on propose d'estimer les deux modèles (i) et (ii) afin de vérifier l'existence de relations de long terme entre le PIB par tête et les variables « de contrôle » telles que l'investissement et l'épargne domestiques. Toutefois, contrairement aux estimateurs des coefficients des modèles de co-intégration en séries temporelles, leurs estimateurs en panel n'ont pas les mêmes propriétés asymptotiques.

Tableau 3. Résultats des tests de cointégration en panel.

Tests	Statistiques	(i)	(ii)
Tests de Kao C. (1997)	DF_{ρ}	-4,243 (0.000)	-2,513 (0.006)
	DF_t	-3,447 (0.000)	-2,317 (0.010)
	DF_{ρ}^*	-8,393 (0.000)	-7,371 (0.000)
	DF_t^*	-4,426 (0.000)	-3,605 (0.000)
	ADF	-3,330 (0.000)	-4,803 (0.000)
	Tests de Pedroni P. (1995)	PC_1	-17,74 (0.000)
PC_2		-17,04 (0.000)	-14,577 (0.000)

NB : (a) les probabilités critiques sont présentées entre parenthèses.
(b) Les statistiques sont calculées à partir des résidus des relations (i) et (ii) estimées par la méthode des MCO.

Baltagi B.H. et Kao C. (2000) proposent donc de comparer les différents estimateurs de panel pour le modèle suivant :

$$y_{i,t} = \mu_i + x_{i,t} \beta + u_{it} \quad \text{avec} \quad i=1, \dots, N \quad \text{et} \quad t=1, \dots, T.$$

Les termes d'erreurs $\{u_{it}\}$ forment un processus stationnaire et $\{x_{it}\}$ est un processus intégré d'ordre un, tel que $x_{i,t} = x_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$ pour chaque i . Dans le cadre de cette spécification, on retrouve un système de relations de co-intégration dans lesquelles y_{it} est co-intégré avec x_{it} .

Les estimateurs MCO et FM (*Fully Modified*) du vecteur β des coefficients du modèle de co-intégration en panel sont respectivement :

$$\hat{\beta}_{OLS} = \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - x_i)(x_{it} - x_i)' \right]^{-1} \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - x_i)(y_{it} - y_i)' \right] \quad \text{et}$$

$$\hat{\beta}_{FM} = \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - x_i)(x_{it} - x_i)' \right]^{-1} \left[\sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T (x_{it} - x_i) y_{it}^* - T \hat{\Delta}_{zu}^* \right) \right].$$

L'estimateur DOLS (*Dynamic Ordinary Least Squares*) de β peut être obtenu en ajoutant des retards dans le modèle initial: $y_{i,t} = \mu_i + x_{i,t} \beta + \sum_{j=-q_1}^{q_2} c_{ij} \Delta x_{i,t-j} + v_{it}$.

Kao C. et Chiang M.-H. (2000) comparent les performances de chaque estima-

⁶ Avec $x_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_{it}$ et $y_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{it}$.

teur. Selon les conclusions des auteurs, les estimateurs MCO et FM sont considérablement biaisés. Seuls les estimateurs DOLS semblent être plus performants pour estimer le modèle cointégré, qu'il s'agisse de panels homogènes ou hétérogènes.

Nous proposons alors d'estimer les coefficients des deux modèles (i) et (ii) à l'aide des estimateurs MCO, FM et DOLS. Le tableau 4 présente les résultats des estimations effectuées à partir des données de panel pour 24 pays observés sur la période 1987-2000 (326 observations).

Tous les coefficients estimés ont le signe attendu (positif) et les t-statistiques possèdent des valeurs significativement importantes. Même si les estimateurs MCO, FM et DOLS sont considérablement différents, tous ces estimateurs confirment l'existence d'une relation à long terme positive entre, d'une part, le PIB par tête et l'investissement et, d'autre part, entre le PIB par tête et l'épargne.

Tableau 4. Résultats des estimations des modèles de cointégration.

	Estimateurs MCO		Estimateurs FM		Estimateurs DOLS	
	(i)	(ii)	(i)	(ii)	(i)	(ii)
$\log(I_{it})$	1,081 (78.21)*		0,442 (29.55)*		0,799 (40.08)*	
$\log(S_{it})$		1,135 (65.93)*		0,443 (23.75)*		0,809 (32.54)*
R ²	0,976	0,968	0,642	0,620	0,634	0,619

NB : (a) La variable dépendante est $\log(Y_{it})$. Toutes les régressions comportent des effets individuels fixes qui ne sont pas reportés ici. Les t-statistiques sont entre parenthèses ; le symbole (*) signifie que le coefficient est significativement différent de zéro au seuil de 1 %.

(b) Les estimateurs DOLS ont été obtenus pour $q_1=1$ et $q_2=2$.

Conclusion.

Afin de vérifier l'hypothèse de convergence réelle entre les 24 Etats membres de l'Europe élargie sur la période 1987-2000, nous avons employé une approche en termes de persistance des écarts de richesse dans le temps. Les différents tests de racine unitaire appliqués sur le panel des écarts des PIB par tête par rapport à la moyenne communautaire ont permis de rejeter l'hypothèse de convergence absolue au profit de l'hypothèse de convergence conditionnelle. Cela veut dire que, même si les écarts de richesse entre les pays auront tendance à se réduire dans le temps, ils ne s'effaceront jamais entièrement.

Comme les séries des PIB par tête contiennent des racines unitaires, nous avons cherché à tester l'hypothèse de cointégration en panel entre le revenu par

tête et les variables traditionnellement considérées comme « conditionnelles » de la convergence réelle telles que l'investissement ou encore l'épargne domestiques. Selon les résultats des tests de cointégration, dans le cadre du modèle de convergence conditionnelle, il existerait une relation à long terme positive entre, d'une part, le PIB par tête et l'investissement et, d'autre part, entre le PIB par tête et l'épargne. Les résultats obtenus permettent donc de vérifier la contribution de ces facteurs dans l'explication de l'évolution du revenu par tête et donc des écarts de richesse au sein de l'Europe élargie.

Bibliographie.

- Baltagi, B.H. et C. Kao (2000). Nonstationary Panels, Cointegration in Panels and Dynamic Panels. *Advances in Econometrics*, 15, 2-64.
- Bernard, A.B. et C.I. Jones (1996). Productivity Across Industries and Countries : Times Series Theory and Evidence. *The Review of Economics and Statistics*, 135-146.
- Chiang, M.-H. et C. Kao (2002). Nonstationary Panel Time Series Using NPT 1.3 - A User Guide, Syracuse University.
- Evans, P. et G. Karras (1996). Convergence Revisited. *Journal of Monetary Economics*, 37, 249-265.
- Gaulier, G., C. Hurlin et P. Jean-Pierre (1999). Testing Convergence: A Panel Data Approach. *Annales d'économie et de statistique*, 56, 411-427.
- Greasley, D. et L. Oxley (1995). Time-Series Perspective on Convergence : Australia, UK and USA since 1870. *Economic Record*, 71, 259-270.
- Harris, R. et E. Tzavalis (1999). Inference for Unit Roots in Dynamics Panels where the Time Dimension is Fixed. *Journal of Econometrics*, 91, 201-226.
- Im, K., M.H. Pesaran et Y. Shin (2003). Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels. *Journal of Econometrics*, 115(1), 53-74.
- Quah, D. (1993). Empirical Cross-Section Dynamics in Economic Growth. *European Economic Review*, 37, 426-434.
- Quah, D. (1996). Twin Peaks: Growth and Convergence in Models of Distribution Dynamics. *Economic Journal*, 106(437), 1045-1055.
- Lee, K., M.H. Pesaran et R. Smith (1997). Growth and Convergence in a Multi-country Empirical Stochastic Solow Model. *Journal of Applied Econometrics*, 12, 357-392.
- Maddala, G.S. (1999). On the Use of Panel Data Methods with Cross-Country Data. *Annales d'économie et de statistique*, 55-56, 429-448.
- Tykhonenko, A. (2005). La convergence réelle dans l'Europe des Quinze : un réexamen à partir de l'approche sur données de panel. *Economie Appliquée*, LVIII(3), 23-50.

Raznolikost bogatstva u proširenoj Evropi: ekonometrijski prikaz kroz panel analizu

Rezime: Cilj rada je testiranje pretpostavke realne konvergencije između 24 evropske zemlje, primenom heterogene ekonometrijske analize panel podataka. S tim u vezi, analiziraju se razlike u nivou dohotka per capita na primeru zemalja u proširenoj Evropskoj

uniji. Rezultati panela ukazuju da jaz u dohotku per capita nije stabilan tokom vremena. Zahvaljujući kointegraciji kroz panel, moguće je utvrditi relevantne varijable procesa realne konvergencije u Novoj Evropi.

Ključne reči: EU, Konvergencija, Ekonomski rast, Panel serije, Različito bogatstvo

JEL: O52, O40, N14, C23, C12