

# L'HÉTÉROGÉNÉITÉ DE LA RELATION ÉPARGNE-INVESTISSEMENT : UN INDICATEUR DE LA DYNAMIQUE D'INTÉGRATION ÉCONOMIQUE ? UNE APPLICATION AU CAS EUROPÉEN

Samuel Maveyraud-Tricoire<sup>1</sup>

Date de réception de l'article: 2 novembre 2004

Date d'acceptation pour publication: 24 avril 2006

**RÉSUMÉ.** Cet article étudie si l'hétérogénéité individuelle de la relation épargne-investissement constatée dans plusieurs travaux empiriques peut être liée à la dynamique d'intégration économique (*i.e.* à la transformation des structures productives nationales que peut engendrer un fort degré d'intégration économique). Pour cela, nous sélectionnons des groupes de pays selon un critère institutionnel (*i.e.* un groupe "OCDE", un groupe "zone euro" et un groupe des "pays signataires du traité de Rome"), en testant l'hypothèse que chaque regroupement s'accompagne d'un degré d'hétérogénéité entre les pays plus ou moins spécifique et nous apprécions dans quelle mesure cette particularité s'accompagne de la convergence des PIB par tête. Nous montrons que, dans une certaine mesure, le degré d'hétérogénéité qui prévaut dans la relation épargne-investissement de chaque échantillon peut s'expliquer par la dynamique d'intégration économique qui le caractérise.

Classification *JEL* : E2 ; F15.

Mots-clefs: Relation épargne-investissement ; intégration économique ; économétrie de panel.

**ABSTRACT.** This article seeks to analyse whether individual heterogeneity in the saving-investment relationship, observed in empirical studies could be linked to the dynamics of economic integration (*i.e.* to the transformation of national structures of production following a high degree of economic integration). To this end, groups of countries are selected according to institutional criterion (*i.e.* an "OECD" group, a "euro area" group and a group composed of "Treaty of Rome" countries), by testing the assumption that each sample can be accompanied by a specific degree of heterogeneity and the article evaluates this feature with respect to the convergence of GDP per capita. It is shown that, to a certain extent, the degree of heterogeneity which characterises the saving-investment relationship for each group considered could well be explained by the process of economic integration which prevails in it.

*JEL* Classification: E2; F15.

Keywords: Saving-Investment Relationship; Economic Integration; Econometry on Panel Data.

---

1. Samuel MAVEYRAUD-TRICOIRE, Université Montesquieu-Bordeaux IV (samuel.maveyraud@u-bordeaux4.fr).

Le degré d'intégration économique d'un pays avec le reste du monde peut s'appréhender par la régression de son taux d'investissement sur son taux d'épargne nationale (Feldstein et Horioka, 1980)<sup>2</sup>. Selon cette approche, une forte intégration économique doit impliquer, *ceteris paribus*, une faible corrélation épargne-investissement.

Les travaux économétriques effectués sur données de panel montrent que la valeur du "coefficient de rétention d'épargne" est conditionnée par les spécificités nationales : la prise en compte de l'hétérogénéité individuelle dans l'étude de la relation épargne-investissement diminue substantiellement la valeur du coefficient obtenue traditionnellement (cf., *inter alia*, Flandreau et Rivière, 1999; Corbin, 2001). Mais l'origine de ces spécificités nationales est peu expliquée par ces études. Dans ce travail, nous cherchons à déterminer en quoi le degré d'hétérogénéité de la relation épargne-investissement pourrait éclairer sur la manière dont la dynamique d'intégration économique se manifeste dans une zone considérée. Cette dynamique d'intégration se caractérise par la transformation des structures productives nationales que peut engendrer un fort degré d'intégration économique. Ainsi définie, elle peut être considérée comme opérant selon deux modalités distinctes reflétées par des degrés d'hétérogénéité différents de la relation épargne-investissement : soit elle favorise le rattrapage des économies les moins développées vers les plus développées, soit elle caractérise un état plus ou moins stationnaire entre des pays développés déjà fortement intégrés. Lorsque le processus d'intégration économique est en cours, et qu'il s'accompagne de la convergence des économies, la relation épargne-investissement peut être alors fortement hétérogène. Les économies connaissent des stades de développement distincts identifiables par la dispersion de leurs soldes des paiements courants (Blanchard et Giavazzi, 2002; Gourinchas, 2002). *A contrario*, lorsque le processus d'intégration économique est avancé, et que les nations sont relativement proches sur le plan de leurs structures productives (cf. Mankiw *et al.*, 1992, et dans le cas des zones monétaires, Frankel et Rose, 1998), leurs cycles des affaires sont fortement corrélés; la relation épargne-investissement pourrait alors prendre une forme homogène entre les pays concernés. Dans les deux cas de figure, on peut concevoir l'hétérogénéité de la relation épargne-investissement comme *endogène* à la dynamique d'intégration économique.

Dans cette étude, la démarche s'inspire de celle proposée par Fujiki et Kitamura (1995) qui utilisent l'économétrie sur données de panel pour mesurer le degré d'hétérogénéité dans la relation épargne-investissement. Cependant, à la différence de ces auteurs, nous proposons une méthode robuste à l'hétéroscédasticité des résidus de la régression du taux d'investissement sur le taux d'épargne.

---

2. Ces auteurs considèrent que le coefficient de rétention d'épargne mesure le degré d'*intégration financière*. Mais la relation épargne-investissement est plus fondamentalement liée à la parité des taux d'intérêt réels; celle-ci prévaut lorsque les parités de taux d'intérêt couverte, non couverte et réelle sont simultanément vérifiées. Dès lors, il semble préférable d'interpréter le coefficient comme une mesure du degré d'*intégration économique* (i.e. intégration financière et réelle) (Frankel, 1992). Pour une revue des contributions, on peut se référer pour les années quatre-vingt à Bordes (1992) et Obstfeld (1996) et pour les années quatre-vingt-dix à Coakley, Kulasi et Smith (1998).

Après avoir rappelé les principaux résultats obtenus dans les études effectuées sur données de panel, nous proposons un modèle montrant en quoi la dynamique d'intégration économique, rendue possible par une forte intégration économique, implique une relation épargne-investissement plus ou moins hétérogène. Ensuite nous présentons la méthode utilisée pour juger du degré d'hétérogénéité de la relation épargne-investissement. Nous sélectionnons ensuite des groupes de pays selon un critère institutionnel (*i.e.* un groupe "OCDE", un groupe "zone euro" et un groupe des "pays signataires du Traité de Rome") et nous testons l'hypothèse que chaque regroupement s'accompagne d'un degré d'hétérogénéité entre les pays plus ou moins spécifique; enfin nous apprécions dans quelle mesure cette particularité s'accompagne de la convergence des PIB par tête.

### ■ LE DEGRÉ D'HÉTÉROGÉNÉITÉ DE LA RELATION ÉPARGNE-INVESTISSEMENT : LE RÔLE DE LA DYNAMIQUE D'INTÉGRATION ÉCONOMIQUE

Nous procédons à un aperçu des études qui ont mis en exergue le rôle de l'hétérogénéité pour expliquer la forte corrélation épargne-investissement puis nous montrons à l'aide d'un modèle intertemporel en quoi le degré d'hétérogénéité de cette relation pourrait s'expliquer par la dynamique d'intégration économique.

#### **Le paradoxe de Feldstein-Horioka étudié par le prisme des données de panel**

L'analyse proposée par Feldstein et Horioka (1980) s'appuie "implicitement" sur des données de panel. La régression du taux d'investissement sur le taux d'épargne menée dans cette étude est fondée sur l'estimateur *Between*<sup>3</sup>. Le coefficient de cette régression est appelé coefficient de rétention de l'épargne nationale car il représente la part d'épargne "retenue" à l'intérieur des frontières nationales par l'investissement national. Lorsque ce coefficient est proche de zéro, cela signifie que l'investissement est peu financé par l'épargne nationale (alors qu'il l'est davantage par l'épargne étrangère): ceci peut être associé au fait qu'il y a forte mobilité des capitaux et des biens<sup>4</sup>.

Dans l'étude de Feldstein et Horioka, cet estimateur est très proche de 1 pour seize pays de l'OCDE étudiés entre 1960 et 1974, ce qui suggère, paradoxalement, l'absence d'intégration économique. L'explication de ce "paradoxe" pourrait en partie provenir de la spécification du modèle *Between*: ce dernier suppose que les pays sont homogènes et qu'il n'y a pas de variabilité temporelle. Les travaux ultérieurs, fondés explicitement sur des données de panel<sup>5</sup>,

3. Pour une présentation rapide des principaux estimateurs en données de panel utilisée dans cette littérature, voir ENCADRÉ 1.

4. Lorsque le coefficient de rétention d'épargne est égal à 1, cela peut s'interpréter comme le signe d'une parfaite "segmentation" économique. Dans l'intervalle [0,1], on suppose que la valeur prise par le coefficient de rétention d'épargne reflète un degré d'intégration économique plus ou moins grand.

5. Voir, *inter alia*, Fujiki & Kitamura (1995), Krol (1996), Flandreau & Rivière (1999), Coiteux & Olivier (2000), Corbin (2001) et Bordo & Flandreau (2003).

ont donc mis en exergue l'absence de prise en compte de l'hétérogénéité individuelle pour expliquer le fort coefficient de rétention d'épargne. Ils se sont en particulier appuyés sur l'estimateur *Within*, qui tient compte de cette hétérogénéité, et qui présente ainsi deux avantages : alors que la variabilité du compte courant est écrasée par l'estimateur *Between*, elle est prise en compte par l'estimateur *Within*. De plus, le choix de l'estimateur *Within* permet de limiter les estimations faussées par un pays aux caractéristiques particulières (Flandreau et Rivière, 1999).

Les résultats obtenus dans les études en données de panel font ressortir que l'estimateur *Between* donne, dans la plupart des cas, des valeurs supérieures à l'estimateur sur données empilées *Pooling* (où l'on considère homogénéités individuelle et temporelle), lui-même supérieur à l'estimateur *Within* ce qui semble valider l'hypothèse d'hétérogénéité individuelle. Flandreau et Rivière (1999) analysent ainsi la relation épargne-investissement entre 1880 et 1996 en considérant quatre périodes : "l'Étalon-or" (seize pays), "l'Entre-deux-guerres" (quinze pays), "Bretton Woods" (vingt-quatre pays) et "les Changes flottants" (vingt-quatre pays). Pour les trois premiers échantillons, l'estimateur *Between* est supérieur à l'estimateur *Pooling*, ce dernier étant plus grand que l'estimateur *Within*. Dans le cas des "changes flottants" (entre 1974 et 1996), les résultats sont plus surprenants : ils montrent que l'estimateur *Within* est supérieur à l'estimateur *Pooling* (et à l'estimateur *Between*) ce qui s'expliquerait par la prise en compte du Luxembourg dans l'échantillon de référence. Ces résultats sont semblables à ceux obtenus par Corbin (2001) (Luxembourg exclu) qui considère quatre périodes sensiblement identiques à l'étude précédente.

Plus récemment, Bordo et Flandreau (2003) décomposent un large échantillon<sup>6</sup> entre pays développés où la mobilité du capital est grande ("le cœur") et pays peu développés ("la périphérie") eux-mêmes répartis par zones où l'intégration financière est plus ou moins prononcée. On peut observer que les estimateurs *Within* apparaissent dans l'ensemble plus proches des estimateurs *Pooling* lorsque les pays sont dans "le cœur" que lorsqu'ils sont dans "la périphérie" suggérant ainsi que le degré d'hétérogénéité est assez faible pour des pays au développement similaire dont le degré d'intégration économique est important.

Dans cet article, nous tentons de mettre ce lien explicitement en évidence à l'aide d'un modèle macroéconomique intertemporel.

### **Dynamique d'intégration économique et degré d'hétérogénéité de la relation épargne-investissement**

Afin de montrer que le degré d'hétérogénéité de la relation épargne-investissement peut être associé à la dynamique d'intégration économique, nous considérons une adaptation du modèle proposé par Blanchard et Giavazzi (2002).

6. Bordo et Flandreau (2003) utilisent la même base de données que celle de Flandreau et Rivière (1999), à quelques mises à jour près, et conservent les mêmes sous-périodes. Ils obtiennent ainsi sensiblement les mêmes résultats pour l'échantillon complet.

ENCADRÉ 1 - LES ESTIMATEURS *POOLING*, *BETWEEN* ET *WITHIN*

En économétrie de panel, les échantillons considérés sont composés de données longitudinales (temporelles et en coupe transversale). L'intérêt de cette approche est la hausse du nombre de données dans les échantillons renforçant ainsi la robustesse des tests dont la portée n'est souvent qu'asymptotique. L'association de données individuelles et temporelles pose cependant des problèmes d'interprétation des résultats: les spécificités propres à chaque individu et/ou à chaque période de temps modifient les coefficients de régression des relations économétriques. Pour résoudre ce problème l'hétérogénéité entre individus (ou individuelle) et l'hétérogénéité entre les périodes de temps (ou temporelle) doivent être prises en compte. Les techniques sur données de panel proposent pour cela plusieurs modèles qui diffèrent principalement en fonction du degré d'hétérogénéité des individus et/ou des périodes considérées.

Dans le cas où il n'y a pas d'hétérogénéité, le modèle de base sur données de panel (appelé modèle sur données empilées ou *Pooling*) est le suivant :

$$I_{it} = \beta S_{it} + \alpha + \varepsilon_{it}$$

avec  $E(\varepsilon_{it}) = 0$  et  $\text{Var}(\varepsilon_{it}) = \sigma^2$

$$\forall i = 1, \dots, N, \forall t = 1, \dots, T$$

où  $I_{it}$  est le taux d'investissement et  $S_{it}$  le taux d'épargne nationale.

Toujours dans le cas d'absence de spécificités individuelle et/ou temporelle, on peut s'intéresser aux moyennes des séries de l'échantillon au cours du temps: il s'agit alors du modèle *Between* (ou inter-individuel):

$$\bar{I}_i = \beta \bar{S}_i + \alpha + \varepsilon_i \quad \forall i = 1, \dots, N$$

où  $\bar{I}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T I_{it}$  et  $\bar{S}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T S_{it}$

Cependant, en pratique, les individus de l'échantillon sont dans la plupart des cas hétérogènes. Cet effet spécifique à chaque individu peut être pris en compte en faisant la régression des écarts entre la valeur associée à un individu à une période donnée et la moyenne des valeurs associées à ce même individu sur la période étudiée. On parle alors d'estimateur *Within* (ou intra-individuel):

$$I_{it} - \bar{I}_i = (S_{it} - \bar{S}_i) \beta + (\varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i)$$

$\forall i = 1, \dots, N \quad \forall t = 1, \dots, T$

où  $\bar{I}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T I_{it}$  et  $\bar{S}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T S_{it}$

Soit un groupe de  $n$  petits pays qui fabriquent un bien unique pendant deux périodes. Chaque pays est associé à un consommateur-producteur qui consomme le bien composite suivant :

$$C = \left( \sum_{k=1}^n c_k^{\frac{\theta-1}{\theta}} \right)^{\frac{\theta}{\theta-1}} \quad (1)$$

où  $C$  est le niveau de consommation du bien composite,  $c_k$  la consommation du produit  $k$  (fabriqué par le consommateur-producteur du pays  $k$ ) et  $\theta$  l'élasticité de substitution entre les biens ( $\theta > 0$ ).

L'indice des prix à la consommation du bien composite s'écrit :

$$P = \left( \sum_{k=1}^n p_k^{1-\theta} \right)^{\frac{1}{1-\theta}} \quad (2)$$

où  $p_k$  est le prix du bien  $k$  exprimé dans la monnaie du petit pays considéré.

Nous considérons une fonction d'utilité logarithmique :

$$U = \log(C_t) + \log(C_{t+1}) \quad (3)$$

L'agent maximise sa consommation de bien composite au cours des deux périodes considérées et détermine le niveau optimal d'investissement compte tenu de sa contrainte budgétaire intertemporelle :

$$P_t C_t + p_t I_t + \frac{1}{(1+i)(1+x)} P_{t+1} C_{t+1} + \frac{1}{(1+i)(1+x)} p_{t+1} I_{t+1} = p_t Y_t + \frac{1}{(1+i)(1+x)} p_{t+1} Y_{t+1} \quad (4)$$

avec :

–  $Y_t = AK_t^\alpha$  où  $K_t$  représente la quantité de capital circulant nécessaire à la fabrication du bien du petit pays considéré.  $A$  est un paramètre positif et  $\alpha$  l'élasticité de la production au capital circulant ( $\alpha < 1$ ) ;

–  $I_t = K_{t+1} - K_t$ ,  $K_t$  est un produit de la nature (*i.e.* exogène) et l'ensemble du capital circulant est utilisé au cours des deux périodes ( $K_{t+2} = 0$ ) ;

–  $x$  représente les entraves à l'intégration économique (*i.e.* l'intégration financière et réelle) : plus  $x$  est petit et plus l'intégration économique est grande.

Le taux d'investissement optimal s'écrit :

$$inv_t = (1+\pi) \frac{1}{AK_t^\alpha} \left( \frac{\alpha A}{(1+r)(1+x) \frac{P_{t+1}}{P_t}} \right)^{\frac{1}{1-\alpha}} - \frac{K_t^{1-\alpha}}{A} \quad (5)$$

et le taux d'épargne :

$$s_t = \frac{1}{2} \left( 1 - \frac{1}{(1+r)(1+x) \frac{P_{t+1}}{P_t}} \frac{p_t}{P_{t+1}} \left( \frac{1}{1+k} \right)^\alpha \right) \quad (6)$$

où  $\pi$  représente le taux d'inflation du bien fabriqué par le petit pays considéré et  $k$  le taux de croissance du capital circulant dans le pays considéré.

Si l'on considère l'ensemble des pays, l'agrégat de consommation est égal à l'agrégat de production ( $Y^*$ ), on obtient :

$$(1+r) \frac{P_{t+1}}{P_t} = \frac{Y_{t+1}^*}{Y_t^*} = (1+k^*)^\alpha \quad (7)$$

De plus, la demande d'un bien est donnée par :

$$p_t = \left( \frac{Y_t}{Y_t^*} \right)^{\frac{1}{\theta}} P_t^{-\frac{1}{\theta}} \quad (8)$$

Il vient que le taux d'investissement est égal à :

$$inv_t = (1+\pi) \frac{1}{AK_t^\alpha} \left( \frac{\alpha A}{(1+k^*)^\alpha (1+x) - 1} \right)^{\frac{1}{1-\alpha}} - \frac{K_t^{1-\alpha}}{A} \quad (9)$$

et le taux d'épargne à :

$$s_t = \frac{1}{2} \left( 1 - \frac{1}{1+x} \left( \frac{1+k}{1+k^*} \right)^{\alpha \left( \frac{\theta-1}{\theta} \right)} (1+\Pi)^{-\frac{1}{\theta}} \right) \quad (10)$$

où  $\Pi$  représente le taux d'inflation du bien composite.

Dans ce modèle, le rattrapage des économies les moins développées vers les plus développées se traduit par le fait que le taux de croissance du capital circulant du petit pays considéré est supérieur à la croissance du capital circulant mondial ( $k > k^*$ ). En considérant un groupe de  $m$  petits pays ( $m < n$ ) où les niveaux de développement sont spécifiques, c'est-à-dire où les taux de croissance du capital circulant sont différents entre ces pays ( $k_i \neq k_j$ , pour  $(i, j) = (1, \dots, m)^2$  et  $i \neq j$ ), il vient que la relation épargne-investissement est propre à chaque pays. L'analyse économétrique menée sur ce groupe de pays devrait donc se traduire par une relation épargne-investissement hétérogène.

En revanche, lorsque les niveaux de développement entre les pays de la zone sont identiques, la convergence étant achevée ( $k_i = k_j = k^*$ ), la relation épargne-investissement est la même pour tous les pays du groupe considéré. Il vient que, d'un point de vue économétrique, la relation épargne-investissement prend une forme homogène.

Ainsi, le degré d'hétérogénéité de la relation épargne-investissement pourrait s'expliquer par la dynamique d'intégration économique. Afin de tester empiriquement ce phénomène, nous présentons à présent une méthode susceptible de révéler le degré d'hétérogénéité de la relation épargne-investissement.

## ■ LA PROCÉDURE DE SÉLECTION DES ESTIMATEURS

Nous adaptions la procédure proposée par Hsiao (1986) et adoptée par Fujiki et Kitamura (1995) pour caractériser le degré d'hétérogénéité qui prévaut dans la relation épargne-investissement pour une période et un groupe de pays donnés. Comme le font ces auteurs, les

effets spécifiques sont fixés<sup>7</sup>. L'hétérogénéité peut être alors spécifiée dans ce cadre selon différentes formes qui sont ensuite confrontées au cours de la procédure afin de dégager celle qui caractérise le mieux l'hétérogénéité supposée.

Cependant, la procédure envisagée ici est différente. Le test de Fisher, que ces études adoptent pour confronter les différentes spécifications, n'est valable que dans le cas où les résidus sont indépendants et identiquement distribués, hypothèse très rarement vérifiée. Aussi, pour pallier ce problème, on envisage une procédure robuste d'estimation telle que celle suggérée par White. Dans ce cadre, les différents modèles peuvent être comparés en appliquant un test de Wald qui, d'un point de vue asymptotique, est susceptible de mieux supporter l'hétéroscedasticité. On doit pour cela modifier la spécification du modèle non contraint envisagé par Fujiki et Kitamura (1995), par rapport auquel les différentes modélisations envisagées pourront être comparées.

La représentation de référence notée MNC (modèle non contraint) s'obtient en faisant la régression par MCO (moindres carrés ordinaires) de l'équation (11) suivante :

$$I_{it} = \alpha(i) + \gamma(t) + \beta(i)S_{it} + e_{it} \quad t = 1, \dots, T \quad i \text{ donné} \quad (11)$$

avec  $E[e_{it}] = 0$  et  $Var[e_{it}] = \sigma^2 \quad \forall t = 1, \dots, T$

$\alpha(i)$  et  $\gamma(t)$  sont des variables muettes qui prennent respectivement la valeur 1 pour l'individu (la période) considéré(e) et 0 pour les autres individus (périodes).  $\beta(i)$  mesure le coefficient de rétention d'épargne propre à chaque pays. Il prend la valeur observée du taux d'épargne du pays  $i$  considéré sur la période étudiée et 0 dans les autres cas.

Cette représentation est associée à la plus forte hétérogénéité individuelle de la relation épargne-investissement car il n'y a aucune restriction sur l'homogénéité des coefficients. En effet, le coefficient de rétention d'épargne est différent pour chaque individu et les effets individuels et temporels sont spécifiques.

À partir du modèle MNC où l'hétérogénéité est maximale, on peut établir une palette de modèles qui diffèrent en fonction de leur degré d'hétérogénéité.

La représentation où l'homogénéité de la liaison épargne-investissement entre les pays est la plus grande est associée à l'estimateur *Pooling* (ENCADRÉ 1). Deux autres représentations intermédiaires du point de vue de l'hétérogénéité de la relation épargne-investissement peuvent être considérées. La première suppose une hétérogénéité individuelle au niveau de la constante (modèle à effet fixe unique ou OWFEM<sup>8</sup>) alors que la seconde tient compte d'une

7. On aurait pu considérer que les effets sont aléatoires plutôt que fixes. Cependant le test d'Hausman donne des résultats contrastés pour les échantillons considérés *infra* : l'hypothèse d'effets fixes est acceptée à un seuil de 10 % pour les pays de la zone euro sur les deux périodes étudiées ainsi que pour les pays de l'OCDE pour la période 1981-1990. Elle est en revanche rejetée pour les pays signataires du Traité de Rome sur les deux périodes considérées dans cette étude ainsi que pour les pays de l'OCDE sur la période 1991-2000.

De plus, nous privilégions un *a priori* théorique sur la forme de l'hétérogénéité : le degré d'intégration économique est davantage de nature structurelle que stochastique.

8. Le degré d'hétérogénéité pris en compte par ce modèle est le même que celui du modèle *Within* (ENCADRÉ 1). Le coefficient de rétention d'épargne est en effet identique dans ces deux représentations.



hétérogénéité individuelle et temporelle pour le terme constant (modèle à effet fixe double ou TWFEM).

Dans le premier cas, la représentation à effet fixe unique est associée à la régression par les MCO sur données empilées de l'équation (12) :

$$I_{it} = \alpha(i) + \beta S_{it} + e_{it} \quad \forall i = 1, \dots, N, \forall t = 1, \dots, T \quad (12)$$

avec  $E(e_{it}) = 0$  et  $\text{Var}(e_{it}) = \sigma^2 \quad \forall i = 1, \dots, N, \forall t = 1, \dots, T$

Dans le second cas, la représentation reposant sur un modèle à effet fixe double (TWFEM) est associée à la régression par les MCO sur données empilées de l'équation (13) :

$$I_{it} = \alpha(i) + \gamma(t) + \beta S_{it} + e_{it} \quad \forall i = 1, \dots, N; \forall t = 1, \dots, T \quad (13)$$

avec  $E(e_{it}) = 0$  et  $\text{Var}(e_{it}) = \sigma^2 \quad \forall i = 1, \dots, N; \forall t = 1, \dots, T$

La représentation à effet fixe double introduit une source d'hétérogénéité supplémentaire par rapport à celle fondée sur un modèle à effet fixe unique. Cependant, cette représentation peut être considérée comme reflétant un degré bien moindre d'hétérogénéité par rapport au modèle non contraint car elle suppose que le coefficient de rétention de l'épargne ( $\beta$ ) est le même pour tous les pays considérés.

Pour sélectionner la représentation qui reflète au mieux l'hétérogénéité de la relation épargne-investissement au sein d'un groupe de pays donné, nous partons de la représentation de référence (hétérogénéité maximale) puis imposons différentes restrictions sur ce référentiel<sup>9</sup>.

Dans un premier temps, nous analysons si la représentation de référence peut se réduire à la représentation associée à l'estimateur *pooling*. Par conséquent, nous effectuons un test de l'hypothèse d'hétérogénéité maximale contre l'hypothèse d'homogénéité maximale de la relation épargne-investissement, test qui peut être décrit comme celui de l'hypothèse nulle suivante :

$$H_0^1 : \alpha(i) = \alpha$$

$$\gamma(t) = 0$$

$$\beta(i) = \beta$$

$$i = 1, \dots, N; \quad t = 1, \dots, T$$

Dans un deuxième temps, et si les restrictions associées au modèle *Pooling* sont rejetées, nous tentons d'examiner si la représentation de référence peut se ramener à celle reposant sur le modèle à effet fixe unique (dont le degré d'homogénéité individuelle associé est moins élevé que celui relatif au modèle *Pooling*). Nous effectuons donc un test de l'hypothèse d'hétérogénéité maximale contre l'hypothèse d'hétérogénéité individuelle intermédiaire de la relation épargne-investissement, i.e. un test de l'hypothèse nulle suivante<sup>10</sup> :

9. L'estimateur *Between* n'est pas pris en compte dans la procédure de sélection car le degré d'hétérogénéité individuelle qu'il revêt est également reflété par l'estimateur *Pooling*. Il peut en effet être obtenu par combinaison linéaire des estimateurs *Pooling* et *OWFEM* (Fujiki et Kitamura, 1995).

10. Sous l'hypothèse nulle, les coefficients directeurs de l'équation épargne-investissement sont identiques entre les pays mais les ordonnées à l'origine sont différentes.

$$\begin{aligned}
 H_0^2 : \gamma(t) &= 0 \\
 \beta(i) &= \beta \\
 i &= 1, \dots, N ; \quad t = 1, \dots, T
 \end{aligned}$$

Un troisième test est envisagé si l'on rejette l'hypothèse nulle  $H_0^2$ . Il consiste à examiner si la représentation de référence ne peut pas être ramenée à celle du modèle à effet fixe double. Il s'agit donc d'un test de l'hypothèse d'hétérogénéité maximale contre l'hypothèse d'hétérogénéité individuelle et temporelle de la relation épargne-investissement ou encore d'un test de l'hypothèse nulle suivante :

$$\begin{aligned}
 H_0^3 : \beta(i) &= \beta \\
 i &= 1, \dots, N ; \quad t = 1, \dots, T
 \end{aligned}$$

Ces trois hypothèses sont testées selon la procédure de Wald dont la statistique suit une loi du  $\chi_2$ . Dans ce cadre d'analyse, le nombre de degrés de liberté est donné par le nombre de restrictions.

Ainsi, en appliquant cette méthode, nous pouvons déterminer des degrés d'hétérogénéité dans la relation épargne-investissement susceptibles de refléter le rattrapage des économies les moins développées vers les plus développées.

## ■ UNE ÉVALUATION EMPIRIQUE : LE CAS EUROPÉEN

Pour tester si la dynamique d'intégration économique pourrait impliquer différents degrés d'hétérogénéité de la relation épargne-investissement, nous sélectionnons tout d'abord trois échantillons selon un critère d'intégration institutionnelle. Ensuite, nous mettons en évidence le degré d'hétérogénéité de la relation épargne-investissement qui prévaut dans ces trois échantillons. Enfin, nous évaluons s'il y a rattrapage des économies les moins développées vers les plus développées en étudiant si la diminution de la dispersion des PIB par tête s'accompagne d'une hausse de la dispersion des taux d'épargne et d'investissement.

### Le choix des échantillons

Les échantillons sont constitués selon un critère institutionnel en faisant l'hypothèse que ces "zones institutionnelles" sont à même de refléter des processus d'intégration économiques spécifiques. Cette hypothèse peut être rapprochée de la littérature consacrée aux zones monétaires optimales et aux critères afférents (Frankel et Rose, 1998)<sup>11</sup> ainsi qu'à celle relative à la problématique de la convergence européenne dans l'optique du Traité de Maastricht (Tavéra, 1999) dans la mesure où ses travaux montrent que le processus d'intégration économique est amplifié pour les pays appartenant (ou désirant appartenir) à une union monétaire.

11. Cette approche est validée par les études plus récentes. Ces dernières montrent en effet que les membres d'une union monétaire échangent plus entre eux et ont un taux de change réel moins volatil que les pays qui ont leur propre monnaie (*inter alia*, Engel et Rose, 2002).

Les données annuelles, issues de la Penn World Table 6.1 et des statistiques du Fonds monétaire international, portent sur vingt-deux pays. Elles sont étudiées pendant les deux sous-périodes de dix ans entre 1981-1990 et 1991-2000 afin que le caractère individuel des données l'emporte sur le caractère temporel. Trois échantillons sont pris en compte : un groupe "OCDE"<sup>12</sup>, un groupe "zone euro"<sup>13</sup> et un groupe rassemblant les pays "signataires du Traité de Rome" (1957) (TABLEAU 1).

**Tableau 1 -** Sélection des échantillons selon un critère institutionnel

Échantillon de référence	OCDE	Zone euro	Pays signataires du Traité de Rome
Allemagne	X	X	X
Australie	X		
Autriche	X	X	
Belgique	X	X	X
Canada	X		
Espagne	X	X	
Finlande	X	X	
France	X	X	X
Grèce	X	X	
Hongrie			
Irlande	X	X	
Italie	X	X	X
Japon	X		
Norvège	X		
Nouvelle-Zélande	X		
Pays-Bas	X	X	X
Pologne			
Roumanie			
Royaume-Uni	X		
Suède	X		
Suisse	X		
États-Unis	X		

Nous faisons l'hypothèse selon laquelle les membres du groupe Traité de Rome ont été soumis à une dynamique d'intégration économique plus ancienne et plus forte (liée notamment à l'instauration du marché unique) que celle associée au groupe des pays délimitant la zone euro, elle-même plus prononcée que celle relative au groupe des pays de l'OCDE ce qui pourrait donner lieu à des degrés d'hétérogénéité différents de la relation épargne-investissement.

Pour vérifier que cette délimitation institutionnelle est cohérente, nous testons si les estimateurs de  $\beta$  obtenus par régression du modèle *Pooling* à partir des échantillons sélectionnés sur ces critères sont significativement différents des estimateurs obtenus à partir d'échantillons

12. Outre la Roumanie, qui n'est pas membre de l'OCDE, l'échantillon n'intègre pas la Hongrie et la Pologne car ces pays n'ont adhéré à l'OCDE qu'en 1996. Les autres pays de l'échantillon intègrent l'OCDE en 1960-1961.

13. Le Luxembourg et le Portugal ne sont pas considérés car les données sont non ventilées et/ou indisponibles.

choisis aléatoirement. Pour cela, la méthode proposée par Ben-David (1996) peut être appliquée à la régression du taux d'investissement sur le taux d'épargne en données empilées.

Dans le cas de l'échantillon des pays signataires du Traité de Rome (cinq pays), il est possible de créer 26334 groupes parmi les vingt-deux pays que compte l'échantillon complet (i.e.  $22!(/5!17!)$ ). Pour l'échantillon "Zone euro" (dix pays), il est possible de constituer 646 646 groupes différents. Pour les dix-neuf pays de l'OCDE, il n'y a que 1 540 combinaisons possibles.

Pour les groupes "signataires du Traité de Rome" et "Zone euro", 10 000 échantillons aléatoires ont été créés. Pour le groupe "OCDE" toutes les combinaisons (soit 1 540) ont été estimées.

L'échantillon "institutionnel" peut être considéré comme significatif lorsque l'estimateur obtenu de manière institutionnelle est différent d'un estimateur obtenu de manière aléatoire. En pratique, l'échantillon institutionnel est considéré comme significativement différent d'un échantillon aléatoire lorsque 25 % des estimateurs obtenus de manière aléatoire sont inférieurs ou égaux à l'estimateur de l'échantillon institutionnel.

Pour la période 1981-1990, le coefficient  $\beta$  pour l'échantillon "signataires du Traité de Rome" est égal à 0,34 (TABLEAU 2). Le GRAPHIQUE 1 indique qu'environ 15 % des coefficients  $\beta$  obtenus à partir d'échantillons de cinq pays tirés de manière aléatoire sont égaux ou inférieurs au  $\beta$  obtenu selon un critère institutionnel. Pour l'échantillon "zone euro" moins de 4 % des coefficients  $\beta$  obtenus aléatoirement prennent une valeur inférieure ou égale à celui obtenu à partir de notre échantillon. L'échantillon "OCDE" diffère moins d'un échantillon aléatoire car plus de 25 % des coefficients  $\beta$  tirés d'échantillons aléatoires sont égaux ou inférieurs à celui de l'échantillon considéré.

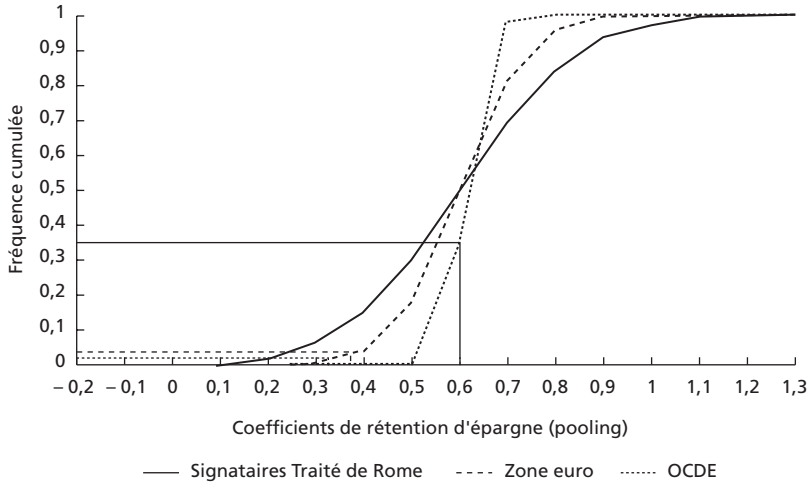
**Tableau 2 -** Coefficients de rétention d'épargne ( $\beta$ ) dans les échantillons considérés

	1981-1990	1991-2000
OCDE	0,60 (18,97)	0,38 (9,93)
Zone euro	0,37 (6,69)	0,09 (2,21)
Pays signataires du Traité de Rome	0,34 (2,84)	0,23 (1,85)

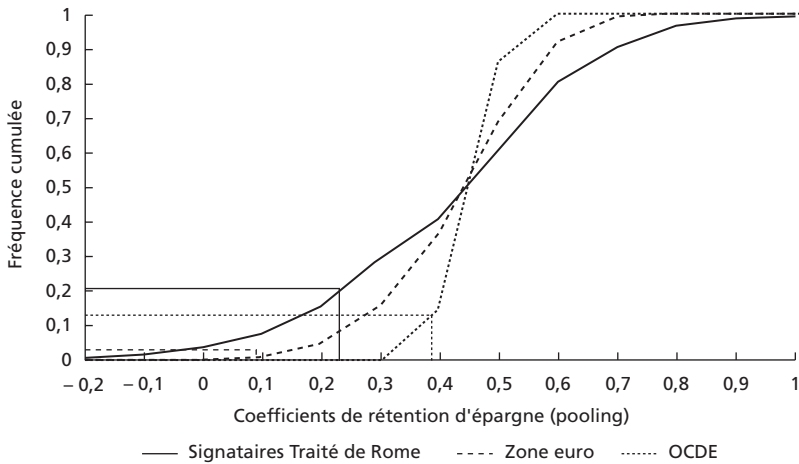
Note: Les chiffres entre parenthèses représentent le t de student.

Pour la période 1991-2000, l'échantillon "zone euro" est significatif à un seuil de 5 %. Dans une moindre mesure les échantillons "OCDE" et les pays "signataires du Traité de Rome" sont également différents d'échantillons aléatoires car moins de 25 % des coefficients  $\beta$  obtenus à partir d'échantillons aléatoires sont inférieurs ou égaux aux coefficients  $\beta$  des échantillons sélectionnés sur un critère institutionnel (GRAPHIQUE 2).

**Graphique 1 -** Distribution des coefficients de rétention d'épargne (1981-1990)



**Graphique 2 -** Distribution des coefficients de rétention d'épargne (1991-2000)



Les échantillons sélectionnés selon un critère institutionnel semblent donc significatifs car les coefficients de rétention d'épargne sont sensiblement différents de ceux obtenus aléatoirement : l'environnement institutionnel particulier peut être associé à un processus d'intégration économique spécifique. Nous cherchons maintenant à établir quel degré d'hétérogénéité de la relation épargne-investissement prévaut dans chaque zone.

## Nature de l'hétérogénéité de la relation épargne-investissement dans les échantillons considérés

Nous appliquons la procédure de sélection présentée *supra* afin d'évaluer quelle forme prend l'hétérogénéité de la relation épargne-investissement.

Avant cela, nous procédons à l'analyse de la stationnarité des séries étudiées (ANNEXE 1 pour des résultats détaillés). Les résultats des tests sont mitigés et peuvent s'expliquer par le faible horizon temporel de nos séries<sup>14</sup>. Nous examinons le degré d'hétérogénéité pour chacun des groupes considérés sur deux périodes (1981-1990 et 1991-2000). Les trois modèles considérés sont estimés selon une procédure robuste de White.

L'hypothèse  $H_0^1$  selon laquelle le modèle non contraint pourrait se réduire à l'estimateur *pooling* (deuxième colonne des TABLEAUX 3 et 4) et l'hypothèse  $H_0^2$  selon laquelle le modèle non contraint peut se réduire à l'estimateur OWFEM (troisième colonne des TABLEAUX 3 et 4) sont rejetées pour "l'OCDE" et "la zone euro". On retient donc l'hypothèse d'hétérogénéité maximale de la relation épargne-investissement pour ces échantillons. Pour "les pays signataires du Traité de Rome", il semble que le modèle non contraint pourrait se ramener à l'estimateur TWFEM au cours des deux périodes étudiées car l'hypothèse  $H_0^3$  n'est pas rejetée au seuil de 1 %<sup>15</sup>. Le degré d'hétérogénéité de la relation épargne-investissement est par conséquent moindre que dans les deux autres échantillons (TABLEAU 5).

**Tableau 3 -** Échantillon « OCDE » (dix-neuf pays)

Test	$H_0^1$ : MNC vs Pooling		$H_0^2$ : MNC vs OWFEM		$H_0^3$ : MNC vs TWFEM	
		P		P		P
Nombre de ddl	45		27		18	
1981-1990	2 852,44	0,00	167,52	0,00	99,46	0,00
1991-2000	2 646,50	0,00	160,01	0,00	100,33	0,00

Note: Pour chaque test et pour une période considérée, la première valeur est celle de la statistique du test  $\chi_2$  associée à l'hypothèse nulle et la seconde (p) est la probabilité marginale correspondante.

**Tableau 4 -** Échantillon « zone euro » (dix pays)

Test	$H_0^1$ : MNC vs Pooling		$H_0^2$ : MNC vs OWFEM		$H_0^3$ : MNC vs TWFEM	
		P		P		P
Nombre de ddl	27		18		9	
1981-1990	536,15	0,00	104,72	0,00	29,68	0,00
1991-2000	1 206,41	0,00	278,95	0,00	57,35	0,00

Note: Pour chaque test et pour une période considérée, la première valeur est celle de la statistique du test  $\chi_2$  associée à l'hypothèse nulle et la seconde (p) est la probabilité marginale correspondante.

14. Dans certains travaux récents sur le paradoxe de Feldstein-Horioka étudié sous l'angle des données de panel (Coiteux et Olivier, 2000; Ho, 2002; Banerjee et Zanghieri, 2003; Pelgrin et Schich, 2004), la composante temporelle de la relation épargne-investissement est beaucoup plus importante (trente-six années sont considérées par Coiteux & Olivier, 2000 et Ho, 2002; quarante-deux années par Banerjee et Zanghieri, 2003; trente-neuf années par Pelgrin et Schich, 2004) et les tests de stationnarité plus aisément interprétables.

15. Le nombre de données étant moins important que dans les deux autres échantillons, les propriétés asymptotiques du test de Wald sont moins vérifiées: les résultats peuvent apparaître moins robustes.

**Tableau 5 -** Échantillon « pays signataires du Traité de Rome » (cinq pays)

Test	$H_0^1$ :		$H_0^2$ :		$H_0^3$ :	
	MNC vs Pooling	P	MNC vs OWFEM	P	MNC vs TWFEM	P
Nombre de ddl	17		13		4	
1981-1990	934,93	0,00	57,23	0,00	10,72*	0,03
1991-2000	515,22	0,00	249,54	0,00	11,88*	0,02

Note : Pour chaque test et pour une période considérée, la première valeur est celle de la statistique du test  $\chi_2$  associée à l'hypothèse nulle et la seconde (p) est la probabilité marginale correspondante.

La relation épargne-investissement révèle donc une hétérogénéité individuelle significative pour tous les échantillons considérés car la représentation associée à l'estimateur *pooling* est rejetée dans tous les cas. Pour autant, les degrés d'hétérogénéité sont différents selon les échantillons considérés. À présent, nous cherchons à connaître si le processus d'intégration économique pourrait expliquer ce phénomène.

### **Le processus d'intégration économique : un facteur explicatif des différents degrés d'hétérogénéité dans le cas européen ?**

Au cours des deux périodes étudiées, le degré d'intégration économique fondé sur un critère institutionnel apparaît élevé pour les pays de la zone euro et les pays signataires du Traité de Rome, et dans une moindre mesure, pour les pays de l'OCDE. Il est donc possible de tester si les différents degrés d'hétérogénéité de la relation épargne-investissement observés dans ces échantillons s'expliquent par la dynamique d'intégration économique.

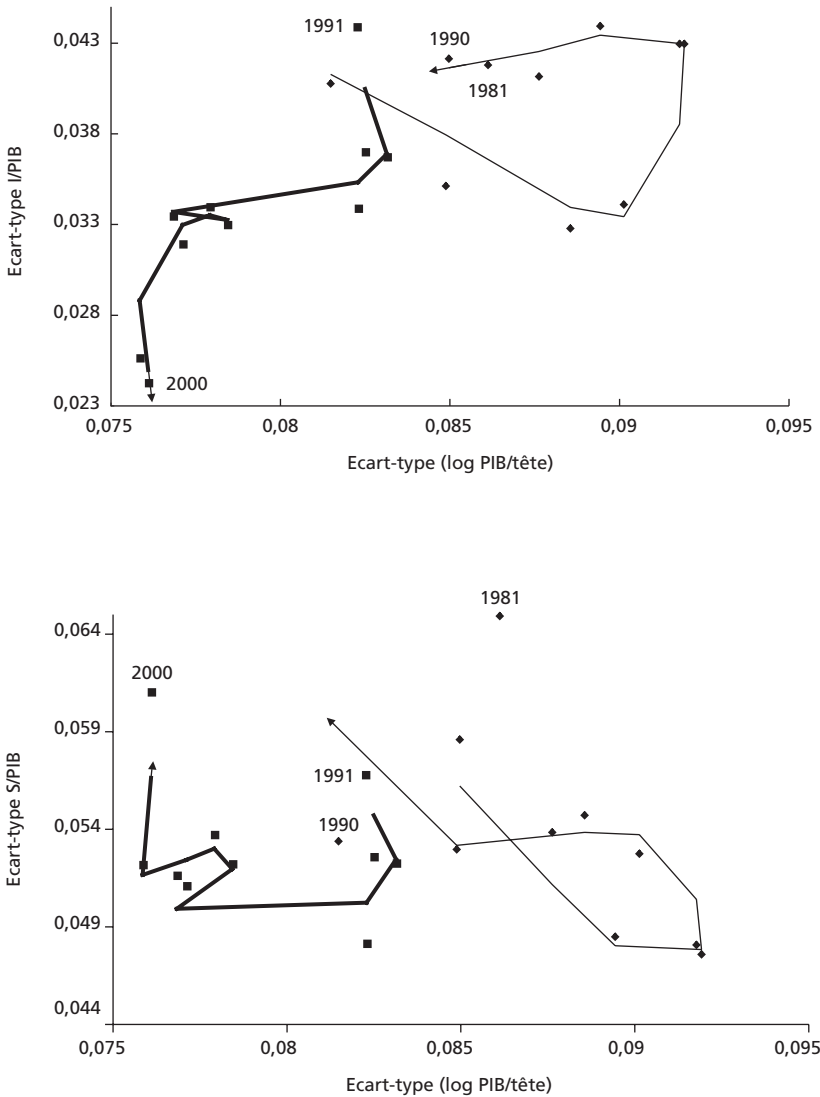
Pour cela, nous procédons à l'analyse de l'évolution des corrélations entre la dispersion du taux d'épargne et du taux d'investissement et la dispersion du logarithme du PIB par tête<sup>16</sup> au cours des deux périodes étudiées. Suivant l'analyse de Gourinchas (2002), le rattrapage économique implique que la dispersion du solde des transactions courantes augmente lorsque le PIB par tête diminue. En effet, la  $\sigma$ -convergence associée au modèle de croissance néoclassique (Barro et Sala-i-Martin, 1992) indique qu'en cas de rattrapage, la dispersion du PIB par tête entre les pays doit être de plus en plus faible au fur et à mesure que ces derniers convergent vers leur produit par tête d'équilibre. Le financement du rattrapage implique quant à lui une dispersion accrue des soldes des transactions courantes, ce que nous pouvons interpréter comme une dispersion accrue des taux d'investissement et d'épargne. Ainsi, s'il y a rattrapage, nous devons observer qu'une baisse de la dispersion des PIB par tête doit être accompagnée d'une hausse de la dispersion des taux d'épargne et d'investissement.

Pour l'OCDE la diminution de la dispersion du PIB par tête semble pouvoir être associée à la hausse de la dispersion des taux d'épargne et d'investissement au cours des années quatre-

16. Compte tenu du faible nombre de données pour chaque groupe (dix par sous-période), il ne semble pas opportun d'effectuer une régression par les MCO de la dispersion des taux d'épargne et d'investissement sur la dispersion du logarithme du PIB par tête.

vingt. En revanche, les résultats indiquent que, dans les années quatre-vingt-dix, la dispersion des taux d'épargne et d'investissement n'était pas liée à une baisse de la dispersion du logarithme du produit par tête (GRAPHIQUE 3).

**Graphique 3 -** Dispersion des taux d'épargne et d'investissement en fonction de la dispersion du PIB par tête pour les pays de l'OCDE

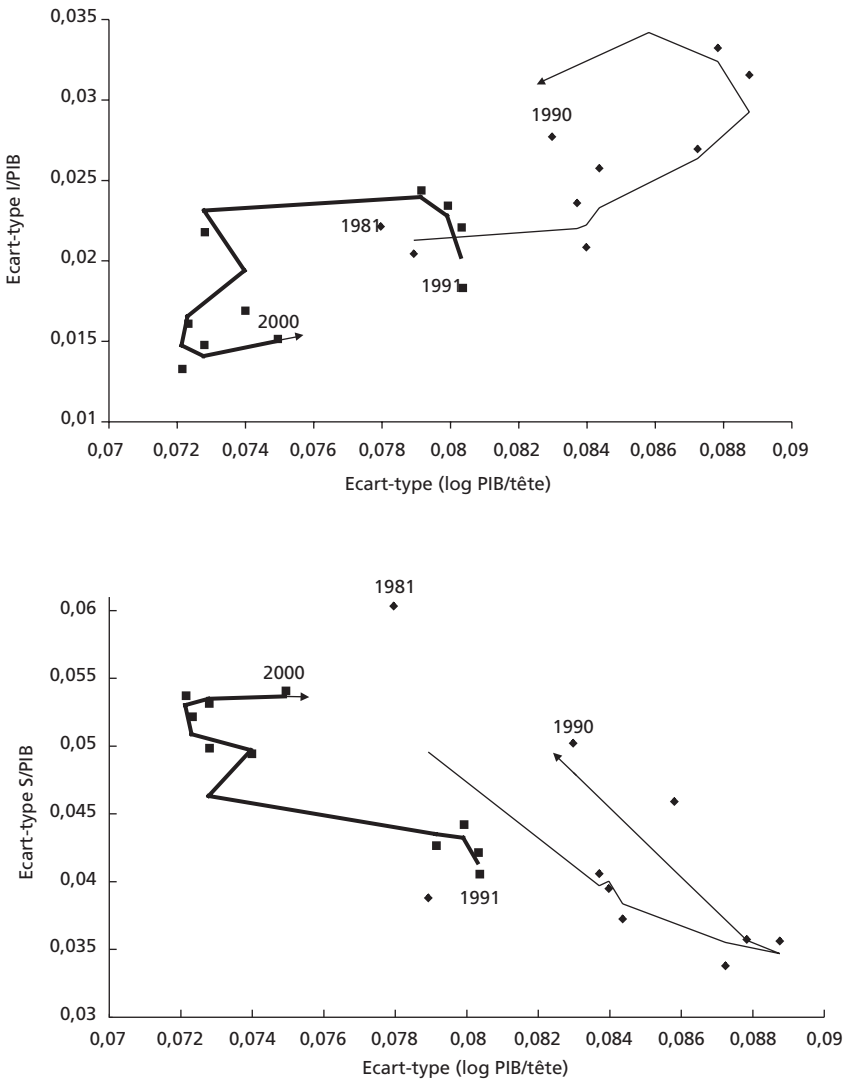


Note : Les courbes représentent les moyennes mobiles.



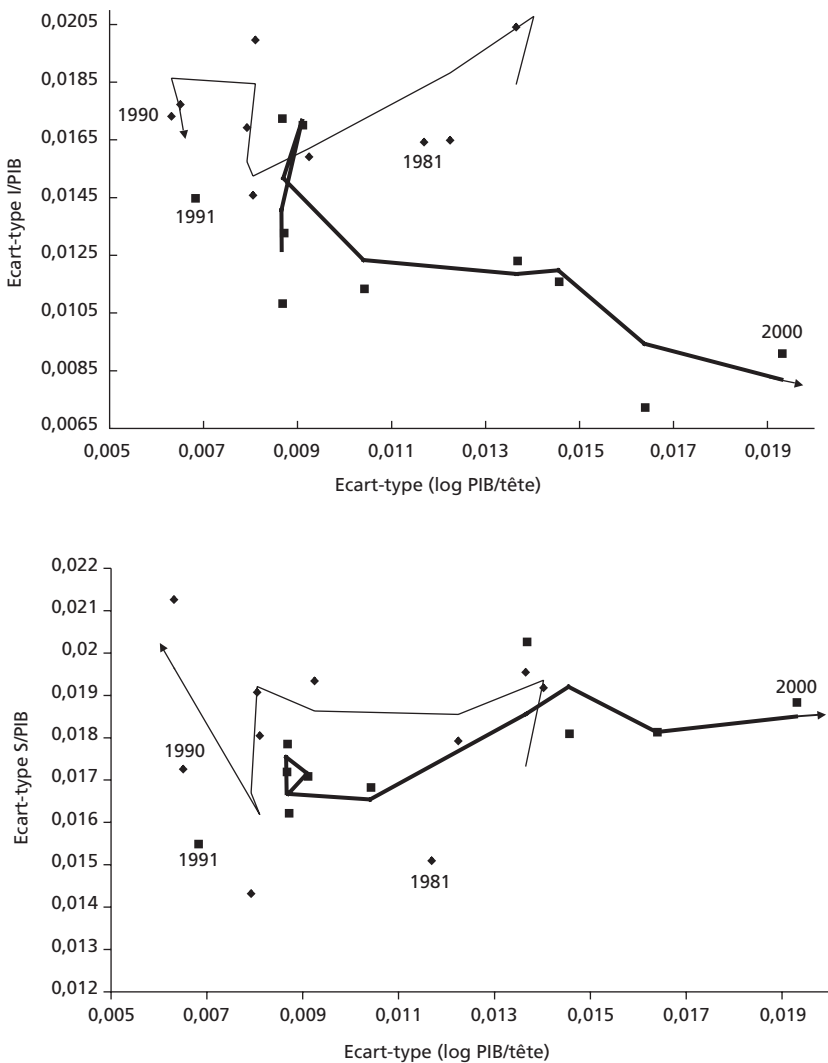
La thèse d'un lien entre rattrapage et hétérogénéité de la relation épargne-investissement semble davantage vérifiée au cours des années quatre-vingt et quatre-vingt-dix pour la zone euro. Au cours de la seconde moitié des années quatre-vingt et jusqu'au milieu des années quatre-vingt-dix, la corrélation négative s'explique en effet par une hausse de la dispersion des taux d'épargne et d'investissement et par une baisse de la dispersion du PIB par tête (GRAPHIQUE 4).

**Graphique 4 -** Dispersion des taux d'épargne et d'investissement en fonction de la dispersion du PIB par tête pour les pays de la zone euro



Pour l'échantillon des pays signataires du traité de Rome, quelle que soit la période considérée, le scénario du rattrapage ne peut pas être validé car les dispersions des taux d'épargne et d'investissement et la dispersion du PIB par tête sont faibles et évoluent peu (GRAPHIQUE 5). Cette absence de corrélation pourrait s'expliquer par le fait que l'hétérogénéité de la relation épargne-investissement est moins importante que dans les deux autres échantillons.

**Graphique 5 -** Dispersion des taux d'épargne et d'investissement en fonction de la dispersion du PIB par tête pour les pays signataires du Traité de Rome



En résumé :

- pour les pays au développement similaire (*i.e.* les pays signataires du Traité de Rome), les résultats obtenus montrent que la relative homogénéité de la relation épargne-investissement peut être associée à un processus d'intégration économique en voie d'achèvement, dans lequel le rattrapage n'opère plus ;
- les résultats obtenus pour la zone euro et, dans une moindre mesure, pour l'OCDE (compte tenu sans doute d'un degré d'intégration économique plus faible), montrent, en revanche, que pour les pays aux niveaux de développement différents, la forte hétérogénéité de la relation épargne-investissement pourrait être liée à un processus d'intégration économique dynamique qui favoriserait le rattrapage des économies les moins développées vers les plus développées.

## ■ CONCLUSION

Au cours des années quatre-vingt et quatre-vingt-dix, la relation épargne-investissement pour les pays considérés dans cette étude répond encore à des spécificités nationales marquées. Cette hétérogénéité est vérifiée pour tous les échantillons retenus car nous rejetons, dans tous les cas, la représentation associée au modèle qui suppose l'identité de tous les coefficients de la relation épargne-investissement entre les pays.

Cependant, cette hétérogénéité est différente selon les zones. Ce résultat s'expliquerait en partie par le fait que l'hétérogénéité de la relation épargne-investissement se rapprocherait de la dynamique d'intégration économique. Une relation épargne-investissement homogène (ou faiblement hétérogène) suggérerait un processus d'intégration économique abouti ou en voie d'approfondissement, qui se traduirait par une corrélation des cycles des affaires élevée et des structures productives proches. C'est le cas pour les pays signataires du Traité de Rome, liés par des accords de coopération étroite qui ont favorisé l'intégration de leurs marchés de biens et de capitaux.

Symétriquement, l'hétérogénéité de la relation épargne-investissement peut suggérer un processus d'intégration dont la réalisation favorise la convergence des économies (*i.e.* l'échantillon "zone euro").

S. M.-T.

## ANNEXE 1

## Tests de racine unitaire en panel

Cette annexe donne les résultats de trois tests de racine unitaire qui diffèrent par l'hypothèse nulle testée et/ou par le processus de racine unitaire suivi par les séries (TABLEAUX A1.1 à A1.3). Les résultats de ces tests (*i.e.* ceux de Levin, Lin & Chu, 2002 ; Im, Pesaran & Shin, 2003 ; Hadri, 2000) sont contradictoires.

En effet, si les tests ayant pour hypothèse nulle la présence d'une racine unitaire concluent dans leur ensemble au rejet de cette hypothèse, la mise en œuvre du test d'Hadri oblige à rejeter dans presque tous les cas l'hypothèse d'absence de racine unitaire.

Ces résultats pourraient s'expliquer par le faible nombre de données temporelles présentes dans nos échantillons. En effet, excepté le test d'Im, Pesaran et Shin qui donne des résultats robustes pour  $T = 10$ , à condition cependant qu'il n'y ait pas de corrélation sérielle, les autres tests ne sont performants que lorsque  $T$  et  $N$  tendent vers l'infini.

Tableau A1.1 - Tests de racine unitaire : l'OCDE

Séries	Période	Levin, Lin & Chu t*	Im, Pesaran et Shin W-stat	Hadri Z-stat
		(processus de racine unitaire commun)	(processus de racine unitaire individuel)	(processus de racine unitaire commun)
		H0 : présence d'une racine unitaire		H0 : absence de racine unitaire
I/Y	1981-1990	-4,5***	-1,31*	4,61***
S/Y	1981-1990	-5,14***	-2,05**	7,37***
I/Y	1991-2000	-9,58***	-4,56***	5,02***
S/Y	1991-2000	-3,79***	-1,79**	6,83***

Notes : Le nombre de retards est sélectionné en fonction du critère d'information de Schwartz.

\*, \*\* et \*\*\* signifient qu'on rejette l'hypothèse H0 à 10 %, 5 % et 1 %.

Tableau A1.2 - Tests de racine unitaire : la zone euro

Séries	Période	Levin, Lin & Chu t*	Im, Pesaran et Shin W-stat	Hadri Z-stat
		(processus de racine unitaire commun)	(processus de racine unitaire individuel)	(processus de racine unitaire commun)
		H0 : présence d'une racine unitaire		H0 : absence de racine unitaire
I/Y	1981-1990	-4,47***	-1,62*	2,87***
S/Y	1981-1990	-3,11***	-1,07	5,94***
I/Y	1991-2000	-8,79***	-3,90***	2,00**
S/Y	1991-2000	-3,11	1,59*	5,07***

Notes : Le nombre de retards est sélectionné en fonction du critère d'information de Schwartz.

\*, \*\* et \*\*\* signifient qu'on rejette l'hypothèse H0 à 10 %, 5 % et 1 %.

**Tableau A1.3 - Tests de racine unitaire: pays signataires du Traité de Rome**

Séries	Période	Levin, Lin & Chu t* (processus de racine unitaire commun)	Im, Pesaran et Shin W-stat (processus de racine unitaire individuel)	Hadri Z-stat (processus de racine unitaire commun)
		H0: présence d'une racine unitaire		H0: absence de racine unitaire
I/Y	1981-1990	-2,36***	-0,21	2,28**
S/Y	1981-1990	-0,84	0,59	3,62***
I/Y	1991-2000	-3,45***	17,51*	1,33*
S/Y	1991-2000	-4,69***	-2,74***	0,82

Notes: Le nombre de retards est sélectionné en fonction du critère d'information de Schwartz.

\*, \*\* et \*\*\* signifient qu'on rejette l'hypothèse H0 à 10 %, 5 % et 1 %.

## RÉFÉRENCES

Banerjee, A., Zanghieri, P., 2003. A new look at the Feldstein-Horioka puzzle using an integrated panel, CEPII Working Paper 2003-22.

Barro, R.J., Sala-i-Martin, X., 1992. Convergence, *Journal of Political Economy* 100 (2), 223-251.

Ben-David, D., 1996. Trade and convergence among countries, *Journal of International Economics* 40 (3-4), 279-298.

Blanchard, O.J., Giavazzi, F., 2002. Current account deficits in the euro area: The end of the Feldstein-Horioka puzzle?, *Brookings Papers on Economic Activity* 2/2002, 147-209.

Bordes, C., 1992. Feldstein-Horioka dix ans après, ou l'intégration du marchés des capitaux dans les années quatre-vingt, dans Girardin, E. (Eds), *Finance internationale, l'état actuel de la théorie*, Economica, Paris, 81-102.

Bordo, M., Flandreau, M., 2003. Core, periphery, exchange rate regimes and globalization, dans Bordo, M., Taylor, A., Williamson, J., *Globalization in Historical Perspective*, University of Chicago Press, 417-468.

Coakley, J., Kulasi, F., Smith, R., 1998. The Feldstein-Horioka puzzle and capital mobility: A review, *International Journal of Finance and Economics* 3, 169-188.

Coiteux, M., Olivier, S., 2000. The saving retention coefficient in the long run and in the short run: Evidence from panel data, *Journal of International Money and Finance* 19 (4), 535-548.

Corbin, A., 2001. Country specific effect in the Feldstein-Horioka paradox: A panel data analysis, *Economics Letters* 72 (3), 297-302.

Engel, C., Rose, A., 2002. Currency unions and international integration, *Journal of Money, Credit and Banking* 34 (4), 804-826.

Feldstein, M., Horioka, C., 1980. Domestic saving and international capital flows, *Economic Journal* 90 (358), 314-329.

Flandreau, M., Rivière, C., 1999. La Grande Retransformation? Intégration financière internationale et contrôles de capitaux, 1880-1997, *Economie internationale* 78, 2<sup>e</sup> trimestre, 11-55.

Frankel, J.A., 1992. Measuring international capital mobility: A review, *American Economic Review* 82 (2), 197-202.

Frankel, J.A., Rose, A., 1998. The endogeneity of the optimum currency area criteria, *Economic Journal* 108 (449), 1009-1026.

Fujiki, H., Kitamura, Y., 1995. Feldstein-Horioka paradox revisited, *Bank of Japan Monetary and Economic Studies* 13, juillet, 1-15.

Gourinchas, O., 2002. Comments on "current account deficits in the euro area. The end of the Feldstein Horioka puzzle?", dans Blanchard, O., Giavazzi, F., *Brookings Papers on Economic Activity* 2, 196-206.

Hadri, K., 2000. Testing for stationarity in heterogeneous panel data, *Econometrics Journal* 3 (2), 148-161.

Ho, T., 2002. The Feldstein-Horioka puzzle revisited, *Journal of International Money and Finance* 21 (4), 555-564.

Hsiao, C., 1986. *Analysis of Panel Data*, Econometric Society Monographs N° 11, Cambridge University Press, Cambridge.

Im, K.S., Pesaran, H.M., Shin Y., 2003. Testing for unit roots in heterogeneous panels, *Journal of Econometrics* 115 (1), 53-74.

Krol, R., 1996. International capital mobility: Evidence from panel data, *Journal of International Money and Finance* 15 (3), 467-474.

Levin, A., Lin, C.-F., Chu, C.-S., 2002. Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties, *Journal of Econometrics* 108 (1), 1-24.

Mankiw, G., Romer, D., Weil, D., 1992. A Contribution to the empirics of economic growth, *Quarterly Journal of Economics* 107 (2), 407-437.

Obstfeld, M., 1996. International capital mobility in the 1990s, in Kenen, P., *Understanding Interdependence: The Macroeconomics of the Open Economy*, Princeton University Press, Princeton.

Pelgrin, F., Schich, S., 2004. National saving-investment dynamics and international capital mobility, Banque du Canada, Document de travail n° 2004-14.

Tavéra, C., 1999. *La convergence des économies européennes: un réexamen*, Economica, Paris.