

Faculdade de Economia da Universidade de Coimbra

Grupo de Estudos Monetários e Financeiros (GEMF)
Av. Dias da Silva, 165 – 3004-512 COIMBRA, PORTUGAL
gemf@sonata.fe.uc.pt
<http://www4.fe.uc.pt/gemf>

MARTA CRISTINA NUNES SIMÕES
MARIA ADELAIDE DA SILVA DUARTE

Discrimination des facteurs potentiels de croissance et type de convergence de l'économie portugaise dans l'UE à travers la spécification de la fonction de production macro-économique.

Une étude appliquée de données de panel et de séries temporelles

ESTUDOS DO GEMF

N.º 7

2002

**PUBLICAÇÃO CO-FINANCIADA PELA
FUNDAÇÃO PARA A CIÊNCIA E TECNOLOGIA**



Discrimination des facteurs potentiels de croissance et type de convergence de l'économie portugaise dans l'UE à travers la spécification de la fonction de production macro-économique.
Une étude appliquée de données de panel et de séries temporelles¹

Marta Cristina NUNES SIMÕES

Faculdade de Economia da Universidade de Coimbra
(mcsimoes@sonata.fe.uc.pt, Tel. +351 239790582, Fax. +351 239403511)

Maria Adelaide Silva DUARTE

Faculdade de Economia da Universidade de Coimbra
(maduarte@sonata.fe.uc.pt, Tel. +351 239790500, Fax. +351 239403511)

Décembre 2002

Mots-clés: croissance économique, croissance endogène, équilibre multiple, fonction de production CES, fonction de production Cobb-Douglas, capital humain, données de panel, séries temporelles, cointégration de panel.

¹ Étude présentée dans les 6EMES RENCONTRES EURO-MEDITERRANEENNES organisés par le CEMAFI et le RIME, sur le thème "Régulations institutionnelles, intégration régionale et convergence dans la zone euro-méditerranéenne", Nice, France, 25-27 Septembre 2002.

RESUME

Cette communication s'inscrit au sein d'une recherche plus élargie que nous sommes en train de développer sur les facteurs de la croissance, en spécial le capital humain, Duarte&Simões 2000, 2001(a), 2001(b) et 2001(c).

Dans cette communication, notre objectif principal est la caractérisation des facteurs potentiels de croissance et du type de convergence potentielle de l'économie portugaise au sein de l'UE. Nous allons tester la spécification de la fonction de production (FP) selon la méthodologie de Duffy&Papageorgiou (2000). Nous voulons savoir quelle est la spécification la plus correcte de la FP, CES ou Cobb-Douglas, pour notre échantillon. L'étude de cette question est très importante car il y a une variété plus riche de types de croissance associés à la technologie CES. Ainsi, si l'élasticité de substitution est supérieure à l'unité ($\sigma > 1$) il y a croissance endogène potentielle, Jones&Manuelli (1990), Rebelo (1991). Dans le cas opposé ($\sigma < 1$), il y a la possibilité d'équilibres multiples, Azariadis (1993, 1996, 2001). Cette méthodologie présente donc l'avantage de permettre que les facteurs de croissance et le type de convergence soient discriminés de façon potentielle.

Nous avons considéré un échantillon avec 17 pays européens (l'Autriche, la Belgique, le Danemark, la Finlande, la France, la République Fédérale d'Allemagne, la Grèce, l'Irlande, l'Italie, les Pays-Bas, la Norvège, le Portugal, l'Espagne, la Suède, la Suisse, le Royaume-Uni et l'Islande). Dans toutes les analyses empiriques réalisées, nous avons ordonné les 17 pays par ordre croissant de revenu moyen par travailleur de la période.

L'analyse empirique se fonde sur des données en panel et des séries temporelles pour la période de 1960-1987 et la base de données est la base STARS de la Banque Mondiale.

L'analyse de la stationnarité des séries temporelles utilisées dans la CES, version non linéaire et linéaire a été faite utilisant des méthodes d'analyse des séries temporelles et des séries temporelles en panel.

La FP CES dans les versions non-linéaire et linéaire de Kmenta est estimée pour a) l'échantillon des 17 pays, b) pour l'échantillon de 4 pays (le Portugal, la Grèce, l'Islande et l'Irlande) et pour chaque pays individuellement et selon les deux cas: avec force de travail et avec force de travail ajustée par le nombre moyen d'années de scolarité de la force de travail, la proxy du capital humain. L'estimation de la FP par groupes de pays permet la caractérisation de la FP du groupe par rapport à celle de l'économie moyenne. Et permet aussi l'analyse de la valeur de σ en fonction du niveau de développement des pays.

Au-delà de l'étude des caractéristiques de stationnarité (racine unitaire) des séries temporelles et des données de panel, nous utiliserons des méthodes d'estimation non-linéaires par maximum vraisemblance et aussi GMM. Nous avons aussi utilisé des méthodes linéaires, moindres carrés généralisés avec des effets individuels et cointégration. Pour les estimations, on a utilisé RATS 5.00, PCGive 10 et NPT 1.3 (Kao&Chiang).

Les résultats obtenus montrent qu'on ne peut pas rejeter la CES pour les pays de notre échantillon, cela signifie que la croissance endogène est possible car $\sigma > 1$, cependant les caractéristiques des séries ne permettent pas l'exclusion du problème de *régressions fallacieuses*².

² En Anglais, "spurious regressions".

INTRODUCTION

Cette communication s'inscrit au sein d'une recherche plus élargie que nous sommes en train de développer sur les facteurs de la croissance, en spécial le capital humain, Duarte&Simões 2000, 2001(a), 2001(b) et 2001(c)³.

Dans cette communication, notre objectif principal est la caractérisation des facteurs potentiels de croissance et du type de convergence potentielle de l'économie portugaise au sein de l'UE. Nous allons tester la spécification de la fonction de production (FP) selon la méthodologie de Duffy&Papageorgiou (2000). Nous voulons savoir quelle est la spécification la plus correcte de la FP, CES ou Cobb-Douglas, pour notre échantillon. L'étude de cette question est très importante car il y a une variété plus riche de types de croissance associés à la technologie CES. Ainsi, si l'élasticité de substitution est supérieure à l'unité ($\sigma > 1$) il y a croissance endogène potentielle, Jones&Manuelli (1990), Rebelo (1991). Dans le cas opposé ($\sigma < 1$), il y a la possibilité d'équilibres multiples, Azariadis (1993, 1996, 2001). Cette méthodologie présente donc l'avantage de permettre que les facteurs de croissance et le type de convergence soient discriminés de façon potentielle.

Nous avons considéré un échantillon avec 17 Pays européens (l'Autriche, la Belgique, le Danemark, la Finlande, la France, la République Fédérale d'Allemagne, la Grèce, l'Irlande, l'Italie, les Pays-Bas, la Norvège, le Portugal, l'Espagne, la Suède, la Suisse, le Royaume-Uni et l'Islande). Dans toutes les analyses empiriques faites, nous avons ordonné les 17 pays par ordre croissant de revenu moyen par travailleur de la période.

L'analyse empirique se fonde sur des données en panel et des séries temporelles pour la période de 1960-1987 et la base de données est la base STARS de la Banque Mondiale.

L'analyse de la stationnarité des séries temporelles utilisées dans la CES, versions non linéaire et linéaire a été réalisée utilisant des méthodes d'analyse des séries temporelles et des séries temporelles en panel.

La FP CES dans les versions non-linéaire et linéaire de Kmenta est estimée pour a) l'échantillon des 17 pays, b) pour l'échantillon de 4 pays (le Portugal, la Grèce,

³ Nous remercions vivement notre collègue Sousa Andrade pour l'aide qu'il nous a apportée en ce qui concerne la partie empirique du travail.

l'Islande et l'Irlande) et pour chaque pays individuellement et selon les deux cas: avec force de travail et avec force de travail ajustée par le nombre moyen d'années de scolarité de la force de travail, la proxy du capital humain. L'estimation de la FP par groupes de pays permet la caractérisation de la FP du groupe par rapport à celle de l'économie moyenne. Et permet aussi l'analyse de la valeur de σ en fonction du niveau de développement des pays.

Au-delà de l'étude des caractéristiques de stationnarité (racine unitaire) des séries temporelles et des données de panel, on utilisera des méthodes d'estimation non-linéaires par maximum vraisemblance et aussi GMM. Nous avons aussi utilisé des méthodes linéaires, moindres carrés généralisés avec des effets individuels et cointégration. Pour les estimations on a utilisé RATS 5.00, PCGive 10 et NPT 1.3 (Kao&Chiang, 2002).

Les résultats obtenus montrent qu'on ne peut pas rejeter la CES pour les pays de notre échantillon, cela signifie que la croissance endogène est possible car $\sigma > 1$, cependant les caractéristiques des séries ne permettent pas l'exclusion du problème de régressions fallacieuses⁴.

L'article s'organise en quatre parties. Dans la première partie, nous rédigeons l'introduction. Dans la deuxième partie, intitulée *Croissance endogène dans un modèle de croissance néoclassique avec fonction de production CES*, nous faisons la présentation théorique d'un modèle de la famille des modèles de croissance de Solow (1956), mais avec fonction de production agrégée CES et nous analysons les conséquences de cette hypothèse en termes de croissance, en l'absence de progrès technique et en termes de convergence.

Dans la troisième partie, intitulée *Analyse empirique*, nous avons procédé à l'analyse économétrique. Cette partie se subdivise en six points.

Au premier point (3.1), intitulé *Analyse empirique des séries temporelles* $\log Y_{it}$, $\log Y_{pit}$, $\log K_{it}$, $\log L_{it}$, $\log H_{it}$, et $\log hl_{it}$, nous voulons savoir si les séries sont stationnaires ou intégrées d'ordre 1 pour chaque série de chaque pays. Nous avons utilisé deux tests: $n(\hat{\rho} - 1)$ et $t_{\hat{\rho}}$. Nous avons toujours estimé, en premier lieu, le modèle avec tendance et quand l'hypothèse nulle de ce coefficient n'est pas rejetée, nous avons estimé le modèle avec constante seulement. Au deuxième point, intitulé *Analyse empirique des séries*

temporelles en panel $\log Y$, $\log Y_L$, $\log Y_{HL}$, $\log YP$, $\log YP_L$, $\log YP_{HL}$, $\log K$, $\log K_L$, $\log K_{HL}$, $\log L$, $\log H$, $\log HL$, $(\log K_L)^2$ et $(\log K_{HL})^2$, nous avons fait le test de Hadri et nous avons estimé le modèle avec tendance et sans tendance.

Au point (3.3), intitulé *Estimation de la fonction CES pour chaque pays par la méthode de maximum vraisemblance*, nous avons utilisé la série du log du PIB réel tendanciel dans toutes les estimations de la fonction CES, et nous avons considéré deux cas, pour la force de travail et pour la force de travail ajustée. Et pour les deux cas, on a fait un test de restriction de type Wald pour $v=1$. Dans le cas de non-exclusion, on a estimé un nouveau modèle avec $v=1$, c'est-à-dire, sous l'hypothèse de rendements d'échelle constants. On a admis une structure d'auto-corrélation des erreurs d'ordre 1 et la matrice des variances/covariances a été corrigée de l'hétéroscédasticité par la méthode de White.

Au point (3.4), intitulé *Estimation de la fonction CES en panel par la méthode GMM*, nous avons fait l'estimation de la fonction de production CES non linéaire avec $v=1$, et supposant des effets individuels, on a considéré trois retards pour les variables instrumentales ; une fois de plus, la matrice des variances-covariances a été corrigée de l'hétéroscédasticité.

Au point (3.5), intitulé *Estimation de l'approximation linéaire de Kmenta de la fonction CES par la méthode des MCG en panel pour le G17 et le G4*, nous avons estimé la FP CES linéarisée par la méthode des moindres carrés généralisés, estimation en deux itérations, en partant d'une première estimation avec la méthode des moindres carrés ordinaires. En outre, on a corrigé la matrice des variances-covariances de l'hétéroscédasticité.

Finalement au point (3.6), intitulé *Estimation de l'approximation linéaire de Kmenta de la fonction CES par méthodes de cointégration en panel pour le G17 et le G4*, nous avons estimé la fonction de production CES linéarisée par des méthodes de cointégration en panel et après l'application de tests d'exclusion d'absence de cointégration.

Finalement dans la partie quatre, nous présentons la conclusion.

⁴ En Anglais, "spurious regressions".

2 UN MODÈLE DE CROISSANCE NÉOCLASSIQUE AVEC FONCTION DE PRODUCTION CES

L'économie produit un seul bien qui est à la fois un bien de consommation et un bien d'investissement, Y , qui représente soit le produit réel soit le revenu réel de l'économie. Le produit se divise en consommation, C , et en épargne, S . L'épargne est à l'origine d'un investissement équivalent, I . Cela signifie que l'égalité entre l'épargne et l'investissement se constate dans toutes les périodes, cette égalité garantissant l'équilibre de l'économie.

L'épargne est une fraction constante du produit, s .

$$S = sY \quad (1)$$

et le stock du capital physique, K , est le résultat de l'accumulation du seul bien produit dans l'économie, ainsi⁵,

$$\dot{K} = \frac{dK}{dt} = I - \mu K \quad (2)$$

où μ représente le taux de dépréciation du stock de capital – à chaque période, une partie du capital, μK , n'est plus utilisée.

La force de travail, L , croît à un taux constant et exogène, n , ainsi, à chaque période t , la force de travail est obtenue par,

$$L(t) = L(0)e^{nt} \quad (3)$$

Si on considère une fonction de production dont la condition d'Inada, $\lim_{K \rightarrow \infty} \frac{\partial Y}{\partial K} = 0$, n'est pas respectée mais dont les productivités marginales des facteurs sont décroissantes, on peut obtenir un modèle de croissance endogène qui prévoit une convergence parmi les économies. Convergence au sens d'approximation de leurs niveaux de produit réel par travailleur et de leurs taux de croissance, au moins pour certaines valeurs du stock de capital.

On va donc considérer une fonction de production CES⁶, et non une fonction de production Cobb-Douglas, qui est la spécification usuelle dans les études de croissance. La fonction CES est donnée par,

⁵ Dorénavant, $\dot{x} = dx/dt$ représente le taux de variation instantanée de la variable x .

$$Y=A\{\delta K^{-\rho}+(1-\delta)L^{-\rho}\}^{-1/\rho}, \text{ avec } A>0, \delta \in [0,1] \text{ e } \rho \geq -1 \quad (4)$$

et quelles que soient les valeurs de K et L, leur élasticité de substitution, σ , est constante:

$$\sigma = -\frac{\partial(L/K)}{L/K} \frac{(\partial Y/\partial K)/(\partial Y/\partial L)}{\partial[(\partial Y/\partial K)/(\partial Y/\partial L)]} = \frac{1}{1+\rho} \quad (5)$$

Si on considère l'hypothèse de rendements constants à l'échelle, ce qui est usuel dans les études de croissance, le produit réel par travail est obtenu par,

$$y = A\{\delta k^{-\rho} + (1-\delta)\}^{-1/\rho} \text{ avec } y = \frac{Y}{L} \text{ e } k = \frac{K}{L} \quad (6)$$

Les productivités marginales et moyennes de k, sont obtenues par,

$$f'(k) = A\delta\{\delta + (1-\delta)k^{\rho}\}^{-(1+\rho)/\rho} \quad (7)$$

$$\frac{f(k)}{k} = A\{\delta + (1-\delta)^{-\rho}k^{\rho}\}^{-1/\rho} \quad (8)$$

toutes les deux positives et décroissantes en k, quelle que soit la valeur de ρ .

Cependant, le taux de croissance du produit réel par travailleur dépend du taux de croissance de k, et celui-ci dépend, à son tour, de la productivité moyenne.

$$\frac{\dot{k}}{k} = s \frac{f(k)}{k} - (n + \mu) \quad (9)$$

Ainsi, $f(k)/k$, bien qu'étant décroissant, tend vers une valeur positive supérieure à $(n+\mu)$, on aura un taux de croissance positif pour y et k dans la longue période:

$$\lim_{k \rightarrow \infty} f'(k) = \lim_{k \rightarrow \infty} f(k)/k = A\delta^{-1/\rho} > 0 \quad (10)$$

si $\rho > -1$, c'est-à-dire, dans le cas d'une élasticité de substitution des facteurs élevée ($\sigma > 1$), le taux de croissance de k est égal à,

$$\frac{\dot{k}}{k} = sA\delta^{-1/\rho} - (n + \mu) \quad (11)$$

et on peut faire la représentation graphique (Fig.1). Quelle que soit la valeur de k, le taux de croissance respectif est égal à la différence entre l'investissement moyen ($sf(k)/k$) et la dépréciation moyenne $(n+\mu)$.

⁶Elasticité de substitution constante.

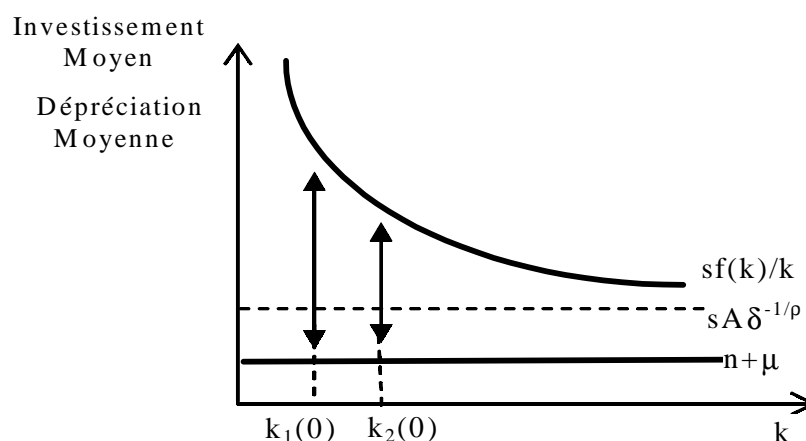


Fig. 1. Taux de croissance du stock de capital par travailleur avec fonction de production CES

Ainsi, en équilibre de longue période, l'économie connaîtra une croissance endogène, mais dans la courte période il y aura une approximation des niveaux du produit réel des plusieurs économies à condition que leurs caractéristiques structurelles soient les mêmes.

On peut déduire l'expression de la vitesse de convergence (β), du produit réel par travailleur dans le voisinage de l'état d'équilibre de longue période:

$$\frac{d \log y}{dt} = -\beta \log \frac{y}{y^*} \quad (12)$$

là où y^* représente la valeur d'équilibre du produit réel par travailleur, on aura:

$$\beta = -(n + \mu) \left[1 - \delta \left(\frac{sA}{n + \mu} \right)^{-\rho} \right] \quad (13)$$

cela signifie que dans ce cas et qu'au contraire des modèles de croissance avec une fonction de production du type Cobb-Douglas, la vitesse de convergence dépend à la fois de la propension à épargner, s , et du paramètre technologique, A . Si l'élasticité de substitution des facteurs est élevée, c'est-à-dire, $\rho < 0$, β est décroissant avec sA .

La fonction de production agrégée Cobb-Douglas est un cas particulier de la fonction de production CES. Au fur et à mesure que ρ s'approche de zéro, σ s'approche de 1. L'élasticité de substitution des facteurs égale à l'unité est une caractéristique de la fonction de production Cobb-Douglas.

On peut logarithmiser la fonction de production CES et déterminer la respective limite à mesure que $\rho \rightarrow 0$:

$$\lim_{\rho \rightarrow 0} \log Y = \log A - \frac{1}{\rho} \lim_{\rho \rightarrow 0} \log(\delta K^{-\rho} + (1-\delta)L^{-\rho}) = \log A + \frac{0}{0} \quad (14)$$

En appliquant la règle de L'Hôpital, on obtient:

$$\begin{aligned} \lim_{\rho \rightarrow 0} \log Y &= \log A + \lim_{\rho \rightarrow 0} \frac{\delta K^{-\rho} \log K + (1-\delta)L^{-\rho} \log L}{\delta K^{-\rho} + ((1-\delta)L)^{-\rho}} = \\ &= \log A + \delta \log K + (1-\delta) \log L \end{aligned} \quad (15)$$

Ainsi, pour $\rho=0$, on aura :

$$Y = AK^\alpha L^{1-\alpha} \text{ avec } \alpha=\delta \quad (16)$$

il s'agit de la fonction de production Cobb-Douglas, dont les participations des facteurs dans le produit et l'élasticité de substitution des facteurs sont constantes.

Dans ce cas, celui de la Cobb-Douglas, la productivité moyenne du capital tend vers zéro si k tend vers infini et le taux de croissance respectif est donné par:

$$\frac{\dot{k}}{k} = sAk^{\alpha-1} - (n + \mu) = s \frac{f(k)}{k} - (n + \mu) \quad (17)$$

et on peut la représenter graphiquement, (voir Fig. 2).

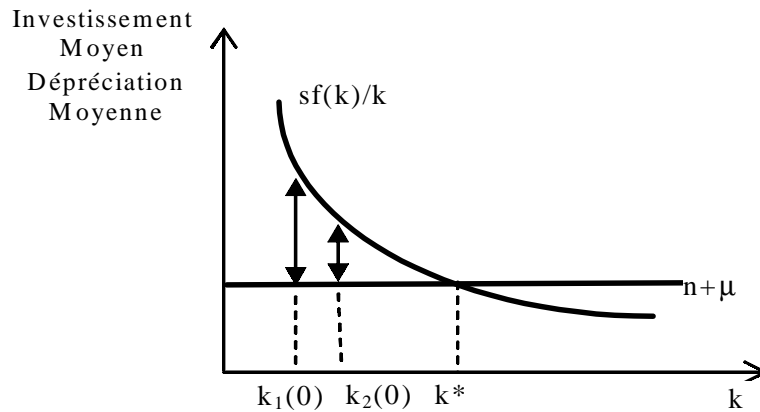


Fig. 2. Taux de croissance du stock de capital par travailleur avec fonction de production Cobb-Douglas

Selon cette spécification technologique, les économies tendront vers une situation d'équilibre, k^* , dans laquelle le stock de capital cesse de croître sauf s'il y a progrès technique, c'est-à-dire, croissance exogène. Pour des valeurs du stock de capital inférieures à la valeur d'équilibre, le taux de croissance du stock de capital est positif et les économies les plus pauvres connaissent des taux de croissance plus élevés.

On peut obtenir aussi la vitesse de convergence (β) du produit réel par travailleur dans le voisinage de l'état d'équilibre de longue période:

$$\beta = (1 - \alpha)(n + \mu) \quad (18)$$

Dans ce cas, la vitesse de convergence ne dépend plus ni de la propension à épargner, s , ni du paramètre technologique, A .

Le paramètre δ peut être interprété comme un paramètre de distribution, (voir Duffy&Papageorgiou (2000, p.100), ce qui correspond à la participation du capital dans le produit dans le cas de la fonction de production de Cobb-Douglas. L'interprétation économique du paramètre est plus difficile dans le cas de la CES car la participation du capital dans le produit dépend non seulement de δ , mais aussi de K , L et de ρ , selon l'équation suivante ;

$$s_k = \frac{\delta K^{-\rho}}{\delta K^{-\rho} + (1 - \delta)L^{-\rho}} \quad (19)$$

Comme $s_k \in [0,1]$, alors $\delta \in [0,1]$. En plus, $\partial s_k / \partial \delta > 0$, pour des valeurs données de K , L et ρ , plus δ sera élevé, plus la participation du capital dans le produit le sera.

3. ANALYSE EMPIRIQUE

Dans la mesure où notre objectif est l'étude de la croissance économique au sein de l'Europe, notre échantillon se compose de dix-sept pays européens: quatorze des membres de l'Union européenne à l'heure actuelle (on n'a pas pris en compte le Luxembourg par manque de disponibilité des données de l'éducation) plus l'Islande, la Norvège et la Suisse, en raison de la proximité géographique et historique. La période d'analyse va de 1960 jusqu'en 1987 et les données sont annuelles. Pour l'analyse empirique de la fonction de production, nous allons utiliser la base de données de Duffy& Papageorgiou (2000). Ces économistes utilisent la base de données STARS de la Banque Mondiale et, à partir d'elle, obtiennent les valeurs du PIB et du stock de capital physique agrégé, toutes les deux à prix constants de 1987 dans la monnaie de chaque pays. Ces valeurs ont été, par la suite, converties en dollars de 1987. La série de la force de travail utilisée comprend la force de travail avec un âge entre 15 et 64 ans. Le capital humain a comme proxy le nombre moyen d'années de scolarité de la force de travail. La base de données du capital humain a été construite par NEHRU, Swanson et Dubey (1995) et c'est la seule, à notre connaissance, qui a une périodicité annuelle. Pour

la construction de cette base de données, les auteurs ont pris en compte le pourcentage des étudiants qui cessent d'étudier ainsi que le pourcentage d'étudiants qui échouent.

Mais dans cette base de données, la série de l'Irlande présente des valeurs trop élevées au début de la période et en plus, elles sont décroissantes. Pour cette raison, nous allons utiliser les valeurs quinquennales de la base de données de Barro&Lee (2000) et, par interpolation polynomiale, nous avons refait la série du capital humain de l'Irlande

L'objectif principal de notre analyse empirique est de savoir quelle est la spécification technologique la plus adéquate pour notre échantillon, la fonction de production agrégée CES ou le cas particulier de la Cobb-Douglas. Et dans le premier cas, s'il y a possibilité de croissance endogène.

3.1 ANALYSE EMPIRIQUE DES SERIES TEMPORELLES $\log Y_{it}$, $\log YP_{it}$, $\log K_{it}$, $\log L_{it}$, $\log H_{it}$, et $\log HL_{it}$ ⁷

Pour chaque pays, nous avons analysé les caractéristiques de chacune des six séries temporelles Y_{it} , YP_{it} , K_{it} , L_{it} , H_{it} , et HL_{it} en logarithmes.

Avant de poursuivre, une remarque supplémentaire s'impose à propos de la série $\log YP_{it}$. Elle a été obtenue par filtrage HP (filtre Hodrick Prescott) de la série $\log Y_{it}$ avec correction des pointes⁸ initiales et finales. La prise en compte de cette série dans les études de croissance en substitution de la série $\log Y_{it}$ permet la résolution de deux problèmes: a) le modèle ne dépend plus des facteurs cycliques de chaque économie de l'échantillon et b) en conséquence, la structure des erreurs du modèle est indépendante de la variable dépendante. Un aspect important du problème de l'endogénéité est ainsi éliminé.

Nous voulons savoir si les séries sont stationnaires ou intégrées d'ordre 1. Nous allons considérer que la série est intégrée d'ordre 1 si, au moins, un des tests $ADF - n(\hat{\rho} - 1)$ ou $t_{\hat{\rho}}$ - n'exclut pas la racine unitaire⁹. Le nombre de retards dans l'équation ADF a été choisi selon le test LM à l'exclusion de l'auto-corrélation. Nous avons toujours estimé, en premier lieu, le modèle avec tendance et quand l'hypothèse nulle de

⁷ Y_{it} - PIB réel du pays i à la date t ; YP_{it} - PIB réel tendanciel du pays i à la date t , K_{it} - stock de capital physique du pays i à la date t , L_{it} - force de travail du pays i à la date t , H_{it} - Capital humain du pays i à la date t , HL_{it} - force de travail ajustée du pays i à la date t .

⁸⁸ «end points», en Anglais.

⁹ On utilise le seuil de probabilité de 5%

ce coefficient n'est pas exclue, nous estimons le modèle avec constante seulement. Ci-dessous, dans le tableau 1, on inclut les résultats des estimations.

TABLEAU 1 – RESULTATS DE L'ETUDE DE PRESENCE DE RACINE UNITAIRE DANS LES SÉRIES TEMPORELLES $\log Y$, $\log YP$, $\log K$, $\log L$, $\log H$ et $\log HL$.

PAYS	MODÈLES	$\log Y$	$\log YP$	$\log K$	$\log L$	$\log H$	$\log HL$
ISL	T	0	1			1	1
	C			1	1		
IRL	T		1		1		1
	C	1		1		1	
PRT	T			1	1	1	1
	C	1	1				
GRC	T		1		1		1
	C	1		1		1	
NOR	T	1	1	1		1	1
	C				1		
FIN	T		1		1		1
	C	1		1		1	
DNK	T	1			1	1	
	C		1	1			1
AUT	T				1		1
	C	1	1	1		1	
BEL	T				1		
	C	1	1	1		1	1
SWE	T	1	1	1	1	1	
	C						1
SWT	T		1		1	1	1
	C	1		1			
NLD	T					1	
	C	1	1	1	1		1
SPA	T		1	1	1		1
	C	1				1	
UK	T	1			1	1	1
	C		1	1			
IT	T		1		1		1
	C	1		1		1	
FRA	T				1	1	1
	C	1	1	1			
DEU	T		1		1	1	1
	C	1		1			

Remarque - Les pays ont été ordonnés par ordre croissant de revenu par tête ; 0 - série stationnaire et 1 - série intégrée d'ordre 1 ; T - modèle avec tendance ; C - modèle avec constante et sans tendance

De l'analyse du tableau 1, la conclusion importante à retenir est la suivante : toutes les séries sont intégrées d'ordre 1 car on ne peut pas exclure la présence de racine unitaire au seuil de 5%, à l'exception de la série du PIB réel de l'Islande qui est stationnaire autour d'une tendance.

Ce type d'étude préliminaire est très important car la présence de racine unitaire dans les séries conditionne l'utilisation des méthodes d'estimation économétriques. Mais, il faut avancer et analyser aussi la caractéristique de stationnarité des séries en panel¹⁰.

3.2 ANALYSE EMPIRIQUE DE LA STATIONNARITÉ DES SÉRIES TEMPORELLES EN PANEL $\log Y$, $\log Y_L$, $\log Y_{HL}$, $\log YP$, $\log YP_L$, $\log YP_{HL}$, $\log K$, $\log K_L$, $\log K_{HL}$, $\log L$, $\log H$, $\log HL$, $(\log K_L)^2$ et $(\log K_{HL})^2$

Au-delà des études des séries temporelles faites en 3.1, on a aussi étudié les caractéristiques de stationnarité des séries en panel. Les séries considérées sont les séries utilisées dans l'approximation linéaire de la fonction CES par Kmenta (1967) et aussi par Duffy&Papageorgiou (2000) car on les utilisera plus tard (voir 3.5 et 3.6) dans l'estimation linéaire de la fonction CES.

A ce propos, on a utilisé le test de Hadri (2000), dont l'H0 est la stationnarité de la série. Nous avons estimé le modèle avec tendance (T) et sans tendance (ST). Ci-dessous, dans les tableaux 2, 3 et 4, nous présentons les résultats obtenus.

TABLEAU 2 - RESULTATS DE L'ETUDE DE STATIONNARITE DANS LES SERIES TEMPORELLES $\log Y$, $\log Y_L$, $\log Y_{HL}$, $\log YP$, $\log YP_L$, $\log YP_{HL}$

	$\log Y$		$\log Y_L$		$\log Y_{HL}$		$\log YP$		$\log YP_L$		$\log YP_{HL}$	
	ST	T	ST	T	ST	T	ST	T	ST	T	ST	T
z	23.10	5561	22.1	3560	20.8	1272	23.32	9327	22.5	5617	21.49	3393
NS	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

Remarque : NS – Niveau de significativité; z – Statistique de Hadri; ST – modèle sans tendance; T – modèle avec tendance

TABLEAU 3 - RESULTATS DE L'ETUDE DE STATIONNARITE DANS LES SERIES TEMPORELLES $\log K$, $\log K_L$, $\log K_{HL}$, $(\log k)^2$, $(\log k_L)^2$ et $(\log k_{HL})^2$.

	$\log K$		$\log K_L$		$\log K_{HL}$		$(\log K_L)^2$		$(\log K_{HL})^2$	
	ST	T	ST	T	ST	T	ST	T	ST	T
z	23.4	7457	22.9	5259	22.45	3595	23	5679	22.5	3831
NS	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

Remarque : NS – Niveau de significativité; z – Statistique de Hadri; ST – modèle sans tendance; T – modèle avec tendance

TABLEAU 4 - RESULTATS DE L'ETUDE DE STATIONNARITE DANS LES SERIES TEMPORELLES $\log L$, $\log H$, $\log HL$

	$\log L$		$\log H$		$\log HL$	
	ST	T	ST	T	ST	T
z	22.32	10122	18.6	5130	21.8	31705
NS	0	0	0	0	0	0

¹⁰ «pooling», en Anglais.

Remarque : NS – Niveau de significativité; z – Statistique de Hadri; ST – modèle sans tendance; T – modèle avec tendance

D'après les résultats obtenus (voir tableaux 2, 3 et 4), on doit exclure l'hypothèse de stationnarité de toutes les séries.

Résumons les résultats obtenus aux points 3.1 et 3.2, on ne peut pas exclure l'hypothèse de racine unitaire pour toutes les séries de chaque pays, excepté pour la série du logY de l'Islande (3.1) et on doit exclure l'hypothèse de stationnarité pour chaque série en panel (3.2). Ces résultats-là montrent que les méthodes traditionnelles économétriques ne peuvent pas être utilisées en raison du problème des *régressions fallacieuses*.

En tout cas, dans le point suivant, (3.3), on a utilisé la méthode de maximum vraisemblance afin d'estimer la fonction de production CES pour chaque pays, toutefois nous avons testé la présence de racine unitaire par un test ADF dans le résidu de chaque équation.

3.3 ESTIMATION DE LA FONCTION CES LOGARITHMISEE POUR CHAQUE PAYS PAR LA METHODE DE MAXIMUM VRAISEMBLANCE

Comme Duffy & Papageorgiou (1999), nous avons pris la fonction de production agrégée et non-linéaire CES :

$$Y_{it} = A_0 \left[\delta K_{it}^{-\rho} + (1 - \delta) L_{it}^{-\rho} \right]^{\frac{v}{\rho}} e^{\lambda t + \varepsilon_{it}} \quad (20)$$

où A_0 représente la valeur initiale (1960) du paramètre représentatif des effets d'échelle, avec progrès technique neutre au sens de Hicks.

$$A_t = A_0 e^{\lambda t} \quad (21)$$

En logarithmisant la fonction de production agrégée, nous obtenons:

$$\log Y_{it} = \log A_0 + \lambda t - \frac{v}{\rho} \log \left[\delta K_{it}^{-\rho} + (1 - \delta) L_{it}^{-\rho} \right] + \varepsilon_{it} \quad (22)$$

$$\varepsilon_{it} = \rho \varepsilon_{i,t-1} + v_t \text{ avec } v_t \sim N(0, \sigma_v^2)$$

C'est cette équation que nous allons estimer. Les résultats les plus intéressants que nous allons retenir concernent le type de croissance, endogène ou exogène. Si $\rho < 0$, alors $\sigma = 1/(1+\rho) > 1$ ce qui implique le rejet de la fonction de production Cobb-Douglas et la non exclusion de l'hypothèse de croissance endogène.

Nous avons fait l'estimation de la fonction de production CES pour chaque pays, l'éq. (22), considérant toujours le PIB tendanciel, et deux cas, pour la force de travail,

L, et pour la force de travail ajustée, HL. Et pour les deux cas ci-dessus mentionnés nous avons fait un test de restriction de type Wald imposant $v=1$. Dans le cas de non-exclusion, nous avons estimé un nouveau modèle avec $v=1$.

Dans toutes les estimations de la fonction de production CES par la méthode la maximum vraisemblance, nous avons admis la structure d'auto-corrélation des erreurs d'ordre 1 et la matrice des variances/covariances a été corrigée de l'hétéroscédasticité par la méthode de White.

Les résultats sont présentés dans le tableau 5 ci-dessous.

TABLEAU 5 - RESULTATS DES ESTIMATIONS DE LA FONCTION DE PRODUCTION CES, POUR CHAQUE PAYS PAR LA MÉTHODE DE MAXIMUM VRAISEMBLANCE

PAYS			logA	λ	V	ρ	δ	ETE	NP,V=1	ADF
ICL	1	L	2,268	0,005	0,975	-0,023	0,722			
		(t)	(7,040)	5,470	61,330	1,810	65,720	0,007	0,110	-2,90
	2	L	1,514	0,008	1,000	0,102	0,854			
	(t)	(4,800)	1,470		1,020	17,020	0,007		-2,64	
	3	HL	1,640	0,002	1,013	-0,020	0,658			
		(t)	(39,430)	7,880	206,520	3,260	518,980	0,006	0,006	-2,90
	4	L	12,226	0,014	0,496	-0,850	0,203			
IRL		(t)	(17,020)	5,300	11,400	2,290	3,380	0,007	0,000	
	5	HL	1,018	-0,018	0,991	-0,390	0,557			
		(t)	(6,090)	40,920	485,190	2,300	7,680	0,037	0,000	
PRT	6	L	1,672	0,009	1,034	0,001	0,603			
		(t)	(175,30)	2,000	1212,00	0,150	121,870	0,092	0,000	
	7	HL	1,086	-0,011	0,990	-0,384	0,471			
	(t)	(217,62)	18,450	110,280	10,380	7,130	0,008	0,288		
	8	HL	0,535	-0,011	1,000	-0,269	0,624			
		(t)	(27,990)	17,380		8,700	35,690	0,008		
	9	L	1,578	-0,007	1,031	-0,087	0,582			
GRC		(t)	(1,510)	3,400	20,420	4,700	37,640	0,007	0,534	
	10	L	1,693	-0,006	1,000	-0,043	0,695			
		(t)	(56,510)	4,710		1,960	43,010	0,007		
	11	HL	1,696	0,008	1,002	0,211	0,789			
		(t)	(136,50)	9,910	842,460	25,540	163,030	0,019	0,139	
	12	HL	1,383	-0,007	1,000	-0,031	0,681			
	(t)	(13,150)	7,640		4,110	41,820	0,005			
NOR	13	L	8,965	0,018	0,632	0,065	0,897			
		(t)	(2,500)	3,650	3,560	1,330	9,070	0,006	0,038	
	14	HL	10,988	0,016	0,569	-0,517	0,273			
	(t)	(15,160)	12,270	18,130	48,390	25,920	0,006	0,000		
FIN	15	L	3,055	0,012	0,958	0,092	0,784			
		(t)	(6,940)	6,330	63,050	4,870	84,060	0,005	0,006	
	16	HL	1,133	0,009	1,004	-0,203	0,516			
	(t)	(334,59)	2,230	3150,40	18,590	60,190	0,154	0,000	-5,91	
DNK	17	L	2,589	0,007	1,006	0,231	0,880			
		(t)	(30,460)	13,100	426,870	39,860	530,820	0,005	0,006	
	18	HL	1,795	0,004	1,026	0,271	0,849			
	(t)	(32,900)	2,970	542,650	10,400	98,330	0,015	0,000	-2,28	
AUT	19	L	1,779	-0,008	1,040	-0,064	0,589			

PAYS			logA	λ	V	ρ	δ	ETE	NP,V=1	ADF
ICL	1	L	2,268	0,005	0,975	-0,023	0,722			
		(t)	(7,040)	5,470	61,330	1,810	65,720	0,007	0,110	-2,90
	2	L	1,514	0,008	1,000	0,102	0,854			
	(t)	(4,800)	1,470		1,020	17,020	0,007		-2,64	
	3	HL	1,640	0,002	1,013	-0,020	0,658			
		(t)	(39,430)	7,880	206,520	3,260	518,980	0,006	0,006	-2,90
		(t)	(19,220)	28,160	280,230	27,430	188,270	0,006	0,000	
	20	HL	2,023	-0,007	0,972	-0,035	0,706			
		(t)	(18,550)	8,490	174,070	1,770	56,620	0,005	0,000	
	BEL	21	L	1,872	-0,066	1,052	-0,002	0,692		
	(t)	(12,570)	0,420	111,760	0,050	13,060	1,191	0,000		
	22	HL	2,223	-0,002	0,965	-0,349	0,417			
		(t)	(8,320)	5,810	73,170	20,130	50,380	0,009	0,007	
	SWE	23	L	1,232	-0,005	1,012	-0,174	0,603		
	(t)	(225,78)	3,730	2546,20 0	101,74 0	590,750	0,040	0,000		
	24	HL	1,755	-0,003	0,986	-0,027	0,712			
		(t)	(7,170)	3,330	103,730	1,310	49,520	0,005	0,135	
	25	HL	0,241	-0,003	1,000	-0,104	0,533			
	(t)	(14,130)	3,540		5,470	303,760	0,005			
SWT	26	L	2,420	-0,007	1,014	0,068	0,761			
		(t)	(8,100)	3,610	114,490	3,390	60,630	0,006	0,120	-2,83
	27	L	1,667	-0,007	1,000	0,171	0,909			
	(t)	(24,920)	5,420		9,910	155,680	0,006		-4,54	
	28	HL	1,607	-0,004	0,950	0,380	0,982			
		(t)	(49,700)	3,090	161,770	39,820	380,900	0,013	0,000	-6,18
	NLD	29	L	1,306	-0,035	1,018	-0,149	0,636		
	(t)	(291,99)	6,200	2227,10	30,310	245,290	0,244	0,000		
	30	HL	6,220	-0,002	0,787	-0,865	0,178			
		(t)	(12,700)	2,330	41,870	546,90	25,240	0,003	0,000	-4,66
	SPA	31	L	1,602	-0,015	1,037	-0,162	0,507		
	(t)	(7,430)	1,870	139,300	0,950	2,820	0,017	0,000		
	32	HL	0,844	-0,012	0,986	-0,603	0,526			
		(t)	(3,580)	0,490	66,380	5,450	6,660	0,078	0,365	-3,64
	33	ACH	0,677	-0,014	1,000	0,063	0,872			
	(t)	(12,270)	4,160		0,310	9,980	0,016			
UK	34	L	2,456	0,006	1,050	0,170	0,759			
		(t)	(10,840)	6,140	130,880	14,480	135,850	0,005	0,000	
	35	HL	4,765	0,003	0,862	0,239	0,891			
	(t)	(13,040)	2,880	72,430	29,590	246,140	0,005	0,000	-7,49	
IT	36	L	1,765	0,004	1,040	0,012	0,450			
		(t)	(297,70)	0,320	1533,60	0,700	417,630	0,046	0,000	
	37	HL	1,256	-0,049	1,013	-0,094	0,660			
	(t)	(9,480)	2,160	161,870	0,390	22,140	0,348	0,033		
FRA	38	L	2,232	-0,004	0,982	0,053	0,807			
		(t)	(7,680)	3,170	95,000	4,830	138,250	0,004	0,076	-3,45
	39	L	1,689	-0,004	1,000	0,077	0,833			
	(t)	(43,130)	4,130		5,800	123,240	0,004			
	40	HL	1,620	-0,008	0,986	-0,025	0,746			
		(t)	(40,270)	7,850	580,330	1,660	7447,00	0,006	0,000	-2,91
	DEU	41	L	1,904	-0,006	0,985	-0,071	0,701		
	(t)	(6,050)	7,050	77,790	6,780	58,040	0,004	0,247		
	42	L	1,489	-0,007	1,000	-0,072	0,705			
		(t)	(18,950)	13,150		4,620	34,710	0,004		

PAYS			logA	λ	V	ρ	δ	ETE	NP,V=1	ADF
ICL	1	L	2,268	0,005	0,975	-0,023	0,722			
		(t)	(7,040)	5,470	61,330	1,810	65,720	0,007	0,110	-2,90
	2	L	1,514	0,008	1,000	0,102	0,854			
		(t)	(4,800)	1,470		1,020	17,020	0,007		-2,64
	3	HL	1,640	0,002	1,013	-0,020	0,658			
		(t)	(39,430)	7,880	206,520	3,260	518,980	0,006	0,006	-2,90
	43	HL	5,780	-0,002	0,839	-0,295	0,416			
		(t)	(4,970)	1,360	18,770	9,710	12,720	0,004	0,000	-4,16

Remarque: dans le cas de non exclusion de racine unitaire on n'a pas indiqué les valeurs du test ADF.

L – modèle avec force de travail, HL – modèle avec force de travail ajustée. Entre parenthèses figurent les valeurs de la statistique t.

Analysons les résultats du tableau 5. Sauf pour le Danemark, la Suisse et le Royaume-Uni, le coefficient ρ est négatif. En ce qui concerne l'Islande, l'éq. 2 n'exclut pas l' H_0 pour ce coefficient. Mais pour les éqs. 1 et 3 on peut accepter, pour les cas d'absence ou de présence de capital humain, un ρ négatif.

Le Portugal a un ρ négatif dans le seul cas de présence de capital humain et non pour le cas d'absence de capital humain dans la fonction de production (éqs. 7 et 8).

En ce qui concerne la Grèce, l'éq. 11 a un ρ positif, mais l'imposition de rendements constants, qui est justifiée par le test de Wald, conduit (eq. 12) à l'obtention d'un ρ négatif.

La Norvège et la Finlande présentent un ρ négatif avec capital humain. Par contre, l'Autriche, la Belgique, la Suède et les Pays-Bas présentent des ρ négatifs soit sans capital humain soit en présence de capital humain.

L'Espagne présente le ρ négatif pour les éqs. 31 et 32, mais pas pour le cas de présence de capital humain avec imposition de revenus d'échelle constants.

L'Italie et la France présentent un ρ négatif pour le cas de capital humain. Finalement, l'Allemagne présente pour les deux cas un ρ négatif.

On a déjà insisté sur le fait que les séries utilisées, par économie, aient des racines unitaires. Le test ADF, t_ρ , indique que seules les erreurs des équations 1, 2, 3, 16, 18, 26, 27, 28, 30, 32, 35, 38, 40 et 43 peuvent être retenues comme stationnaires. Ces résultats confirment qu'on ne doit pas faire d'estimations avec les méthodes d'estimation usuelles si on veut éliminer le problème de *régressions fallacieuses*. Toutefois, même en tenant compte du résultat du test ADF, on peut retenir comme résultat général, un ρ négatif pour la plupart des économies ici étudiées.

Après l'estimation de la fonction de production logarithmée, de chaque pays, par la méthode de maximum vraisemblance, nous allons estimer la même fonction de production en tenant compte des effets individuels des pays, dont l'existence est fort probable.

3.4 ESTIMATION DE LA FONCTION CES EN PANEL PAR LA METHODE GMM

Comme Duffy&Papageorgiou (2000), nous admettons aussi l'existence des effets individuels des pays et nous estimons l'équation suivante,

$$\log \frac{Y_{it}}{Y_{i,t-1}} = \lambda - \frac{1}{\rho} \log \left[\frac{\delta K_{it}^{-\rho} + (1-\delta)L_{it}^{-\rho}}{\delta K_{i,t-1}^{-\rho} + (1-\delta)L_{i,t-1}^{-\rho}} \right] + \varepsilon_{it} - \varepsilon_{i,t-1} \quad (23)$$

par la méthode GMM, voir aussi Hansen&Singleton (1982), en supposant aussi, comme eux, que $v=1$. Nous avons fait le même type d'estimation considérant trois retards pour les variables instruments. Le test de Wald permet l'exclusion de l'hypothèse nulle des instruments sur-identifiés. Les valeurs de la matrice des variances-covariances ont été obtenues de façon à corriger l'hétéroscédasticité.

Le tableau 6 résume les résultats de l'estimation en panel pour les 17 économies et pour les quatre économies les plus pauvres.

TABLEAU 6 - RESULTATS DES ESTIMATIONS EN PANEL PAR LA METHODE GMM DE LA FONCTION DE PRODUCTION CES POUR LES 17 PAYS ET POUR LES 4 PLUS PAUVRES¹¹

		λ	ρ	δ	ETE
G17	L	-9,044	-0,040	0,899	
	(t)	(40,70)	(41,54)	(18,07)	0,023
G17	HL	-9,302	-0,039	0,964	
	(t)	(7,65)	(7,85)	(2,19)	0,023
G4	L	-8,350	-0,044	0,899	
	(t)	(17,96)	(19,08)	(10,70)	0,008
G4	HL	-8,581	-0,043	0,968	
	(t)	(58,87)	(60,28)	(16,34)	0,008

Remarque : G17 – groupe des 17 pays, G4 – groupe des quatre pays les plus pauvres, ETE – écart type de l'estimation, entre parenthèses figurent les valeurs de la statistique t.

Le coefficient ρ est négatif soit pour tous les pays soit pour le groupe des quatre pays plus pauvres. Le coefficient δ est significatif pour les deux groupes de pays et sa

valeur est acceptée du point de vue théorique, bien que trop élevée. Les résultats pour les deux échantillons conduisent à des valeurs très réduites de λ et trop élevées de δ , justement l'inverse des résultats obtenus par Duffy & Papageorgiou (2000, p.99)

Une remarque supplémentaire doit être faite à propos de ces résultats, comme d'ailleurs pour les résultats de Duffy & Papageorgiou (2000), l'imposition de $v=1$ devrait être le résultat d'un test de restriction et non un *a priori*. Ce qui est intéressant, c'est que, pour des raisons de calcul numérique, nous avons jamais réussi à estimer le modèle avec v sans restriction, raison pour laquelle nous avons supposé $v=1$.

Nous allons estimer ensuite l'approximation linéaire de la fonction de production CES proposée par Kmenta (1967) et également utilisée par Duffy & Papageorgiou (2000). Cette approximation a l'avantage de permettre l'estimation de l'équation par des méthodes linéaires, ρ et δ étant déterminés de façon indirecte.

3.5 ESTIMATION DE L'APPROXIMATION LINEAIRE DE KMENTA DE LA FONCTION CES PAR LA METHODE DES MCG EN PANEL POUR LE G17 et le G4

L'équation que nous allons estimer maintenant est la suivante¹² :

$$\log y_{it} = \alpha + \lambda t + \beta_1 \log k_{it} + \beta_2 [\log k_{it}]^2 + \varepsilon_{it} \quad (24)$$

et après l'estimation de cette équation, les paramètres de la FP CES peuvent être déterminés d'après les formules,

$$\begin{aligned} \rho &= -2 \frac{\beta_2}{\beta_1(1-\beta_1)} \\ \delta &= \beta_1 \\ A_0 &= e^\alpha \end{aligned} \quad (25)$$

Avant de présenter le tableau 7 avec les résultats de l'estimation de l'éq. (25), par la méthode des MCG pour les deux groupes de pays, une remarque préalable s'impose. On peut estimer l'éq. (24) utilisant deux types de méthodologies, (a) des modèles de panel dynamiques ou (b) la technique de cointégration en panel. Ces types de méthodologies ne furent pas appliquées par les auteurs cités.

¹¹ Islande, Irlande, Portugal et Grèce.

¹² Les variables apparaissent maintenant mesurées par travailleur.

Malheureusement les méthodes dynamiques de Arellano&Bond (1991), Arellano&Bover (1995) et Doornik&Hendry&Arellano&Bond (2001) ont conduit toujours à des valeurs de δ supérieures à l'unité. Pour cette raison nous avons limité notre étude aux cas de panel statique employant la méthode des moindres carrés généralisés (estimation en deux itérations en partant d'une première estimation avec MCO). Voilà les résultats.

TABLEAU 7 – RESULTATS DE L'ESTIMATION DE L'APPROXIMATION LINEAIRE DE KMENTA DE LA FONCTION CES PAR LA METHODE DES MCG EN PANEL POUR LE G17 et le G4

G17/G4	β_1	β_2	α	ρ	χ^2	ETE
G17 L	0,746	-0,0055	2,269	Deter.		
(t)	(8,21)	(0,801)	(4,83)	0,037	4394	0,047
G17 HL	0,499	0,0072	2,965			
(t)	(5,43)	(1,31)	(7,71)	-0,06	5281	0,042
G4 L	0,187	0,0276	4,652			
(t)	(1,65)	(4,67)	(8,62)	-0,362	2724	0,031
G4 HL	0,259	0,0231	3,834			
(t)	(2,39)	(3,28)	(9,37)	-0,241	3912	0,024

Remarque : G17 – groupe des 17 pays ; G4 – groupe des quatre pays plus pauvres,;ETE – écart type de l'estimation, entre parenthèses figurent les valeurs de la statistique t ; χ^2 – valeurs de la statistique du qui carré ; Deter.- ρ a été déterminé et pas estimé

Nous avons inclus un test de restriction aux effets individuels et comme on peut le voir, (χ^2_{17} et χ^2_4), on ne doit pas rejeter la présence de ces effets. L'hypothèse nulle du coefficient de la tendance ne fut jamais rejetée.

Nous avons appliqué aux résidus de ces quatre équations des tests pour un comportement du type : $\varepsilon_{it} = \phi \cdot \varepsilon_{it-1} + v_{it}$. Comme les effets individuels sont présents dans les équations originelles, nous pensons que ce type d'équation est adéquat à l'étude de stationnarité (exclusion de racine unitaire) des erreurs.

TABLEAU 8 – RESULTATS DE L'ESTIMATION DES RESIDUS DES EQUATIONS G17L, G17HL, G4L ET G4HL

Résidus de l'équation	HT	t_p	ρ_{stat}
G17 L	-0,042	661,1	0,06
(NP)	(0,48)	(0,0)	(0,48)
G17 HL	-0,042	680,4	0,06
(NP)	(0,48)	(0,0)	(0,48)
G4 L	0,022	639,7	0,03
(NP)	(0,49)	(0,0)	(0,49)
G4 HL	0,02	735,5	0,03
(NP)	(0,49)	(0,0)	(0,49)

Remarque – HT- valeurs de la statistique de Harris& Tzavalis, NP niveau de probabilité, t_p et ρ_{stat} - valeurs des statistiques de Levis et Lin.

La statistique HT ne rejette jamais la présence d'une racine unitaire. Par contre, les statistiques de Levis&Lin (1992) donnent des résultats contradictoires. Le premier test dit qu'on doit accepter la stationnarité des erreurs, tandis que le second dit justement le contraire, l'impossibilité de rejeter une racine unitaire.

Ces résultats n'éliminent pas la possibilité de *régressions fallacieuses* pour les quatre équations estimées, G17 et G4. On doit accorder beaucoup d'attention à ce résultat parce que, dans la plupart des études empiriques de croissance, on oublie l'étude des caractéristiques des séries des panel (et aussi temporelles). En conséquence, on obtient fréquemment des *régressions fallacieuses* et on tire des conclusions à partir de ce type de régressions.

De toute façon, analysons les résultats obtenus (voir tableau 7). Si dans la l'éq. G17L on ne peut pas rejeter l'hypothèse nulle pour β_2 , dans l'éq. G17HL on peut le faire seulement au niveau de 19%. Au-delà de ce résultat très peu confortable, on doit encore signaler qu'on continue à obtenir une valeur négative de ρ pour l'éq. G 17HL et pour les deux cas de l'éq. G4.

Finalement, dans la section suivante, nous allons estimer l'approximation linéaire de la FP CES par des méthodes de cointégration en panel.

3.6 ESTIMATION DE L'APPROXIMATION LINEAIRE DE KMENTA DE LA FONCTION CES PAR METHODES DE COINTEGRATION EN PANEL POUR LE G17 ET LE G4

Comme nous l'avons dit plus haut, nous avons estimé la fonction CES linéarisée par des méthodes de cointégration de panel. Le modèle en considération n'inclut pas une constante,

$$\log y_{it} = \lambda t + \beta_1 \log k_{it} + \beta_2 [\log k_{it}]^2 + \varepsilon_{it} \quad (24.a)$$

En premier lieu, nous avons appliqué des tests de Kao (99) et trois tests de Pedroni (99) dont H0 est l'absence de relation de co-intégration. Pour le premier test, nous avons utilisé un retard unitaire. La statistique V correspond au calcul à partir de l'estimation *within* et la ρ_{stat} à partir de l'estimation *between*. Ci-dessus, nous présentons les résultats dans le tableau 8.

TABLEAU 9 –TESTS DE COINTEGRATION PAR LES METHODES DE KAO ET DE PEDRONI A L'EQ. (24)

	G17L	G17HL	G4L	G4HL
Kao99 DF ρ test	-0,49 (0,31)	-0,48 (0,31)	-1,82 (0,03)	-0,70 (0,24)
Kao99 DF t_ρ test	-0,93 (0,18)	-0,71 (0,24)	-1,10 (0,13)	-0,12 (0,45)
ADF(lag=1)	-1,86 (0,03)	-1,85 (0,03)	-1,76 (0,04)	-2,02 (0,02)
Pedroni99 t_ρ	-477 (0,000)	-477 (0,000)	-100,84 (0,00)	-107,54 (0,00)
Pedroni99 V_stat	-3,49 (0,000)	-3,54 (0,000)	-1,47 (0,07)	-1,68 (0,05)
Pedroni99 ρ _stat	6,12 (0,000)	6,12 (0,000)	2,76 (0,00)	3,02 (0,00)

Remarque – entre parenthèses, le niveau de probabilité de chaque statistique.

Nous pouvons constater que dans la quasi totalité des cas, les deux premiers tests de Kao n'excluent pas l'hypothèse nulle d'absence de cointégration. Tous les autres tests excluent cette hypothèse nulle. Ceci étant, nous allons faire l'estimation des relations de cointégration des quatre modèles.

La méthode d'estimation choisie est celle de Kao&Chiang(2000), avec une structure de la matrice de variance-covariance hétérogène pour le G17 et homogène pour le G4¹³. On a utilisé un retard¹⁴ et une avance¹⁵ unitaire. Les résultats sont les suivants.

TABLEAU 10 RESULTATS DE L'ESTIMATION DE L'APPROXIMATION LINEAIRE DE KMENTA DE LA FONCTION CES PAR METHODES DE COINTEGRATION EN PANEL POUR LE G17 ET LE G4

	λ	$\beta_1 (= \delta)$	β_2	ρ	$\overline{R^2}$
G17L	0,0806	0,0580	0,0372		
(t)	(65193)	(7,97)	(5,73)	-1,36	0,57
G17HL	0,0144	0,0338	0,0361		
(t)	(18387)	(1,42)	(3,34)	-2,2	0,57
G4 HL		0,2590	0,0533		
(t)		2,43	3,34	-0,55	0,98

Pour les économies les plus pauvres, l'hypothèse nulle des coefficients de la tendance ne fut jamais exclue et pour le cas L, la valeur de δ est négative.

Sauf pour G4HL, les valeurs de $\beta_1(\delta)$ sont très réduites et celles de ρ sont négatives. En tout cas, sa valeur avec capital humain est bien inférieure à l'estimation sans considération du capital humain.

¹³ La différence de méthodes ne permet ni la comparaison des coefficients ni celle du R carré ajusté.

¹⁴ "lag", en Anglais.

¹⁵ "lead", en Anglais.

CONCLUSION

L'objectif principal de notre communication a été la caractérisation des facteurs potentiels de croissance de notre échantillon, et du type de croissance potentielle. Nous avons testé la spécification de la FP selon la méthodologie de Duffy&Papageorgiu (2000), en l'enrichissant, pour savoir quelle est la spécification la plus correcte de FP, CES ou Cobb-Douglas. Ainsi, si l'élasticité de substitution est supérieure à l'unité ($\sigma > 1$) il y a croissance endogène potentielle, Jones&Manuelli (1990), Rebelo (1991). Dans le cas opposé ($\sigma < 1$), il y a la possibilité d'équilibres multiples, Azariadis (1993, 1996, 2001). Cette méthodologie présente donc l'avantage de permettre que les facteurs de croissance et le type de convergence soient discriminés de façon potentielle.

D'après les résultats des estimations économétriques, nous pouvons conclure que, pour la plupart des pays de notre échantillon, ainsi que pour le G17 et G4, $\rho < 0$, c'est-à-dire, la spécification la plus correcte de la fonction de production est la FP CES. Ce résultat fort intéressant est en accord avec celui de Duffy&Papageorgiu (2000) et il soulève une autre question, celle du développement d'une théorie de la croissance qui n'est pas une théorie de la croissance équilibrée.

En ce qui concerne l'interprétation des résultats en termes de convergence potentielle, les seuls qui peuvent être utilisés sont inclus dans les tableaux 6 et 7 et la comparaison est faite entre G17 et G4. (valeurs de ρ , δ et β_1)

Selon le tableau 6, la valeur de ρ est plus élevée pour le G4, qu'il s'agisse du modèle avec force de travail, ou du modèle avec force de travail ajustée. Ces résultats ne favorisent pas l'approximation des deux groupes d'économies, au contraire, ils sont un facteur de disparité entre eux. En effet, plus ρ est élevé en valeur absolue, plus la différence entre $sA\delta^{-1/\rho}$ et $n+\mu$ de G4 par rapport à celle de G17 est réduite. Tout le reste égal par ailleurs, le taux de croissance du produit par tête de G4 sera inférieur au taux de croissance du produit par tête de G17 pendant la dynamique d'ajustement à la situation d'équilibre de longue-période. Ce résultat est renforcé pour le modèle avec force de travail si l'on tient compte de δ , la valeur estimée du paramètre est égale pour le G17 et le G4, autre le fait qu'elle ait significativité, elle est aussi acceptable du point de vue théorique; cependant, la valeur est trop élevée. En fait, les économies avec un δ supérieur, sont les économies qui auront un taux de croissance du produit par tête plus élevée, tout le reste par ailleurs égal. Pour le modèle avec HL, la valeur de δ est

supérieure pour G4 mais la différence par rapport à G 17 est très petite, 0,004. En plus, les deux valeurs ont significativité bien que trop élevées théoriquement. Ces résultats sont très mauvais du point de vue de la convergence car pour le modèle sans capital humain, si on considère seulement ces deux paramètres, il n'y a pas de convergence, et dans le cas avec capital humain, la convergence, si elle existe, sera très lente.

Selon le tableau 7, les résultats obtenus pour ρ et δ indiquent divergence et pas convergence entre le groupe des pays les plus pauvres et celui des pays les plus riches pour le modèle avec capital humain. En effet, ρ de G4HL est supérieur à la valeur de ρ de G4HL et δ de G4HL est inférieur à la valeur de δ de G4HL. On peut dire que les résultats concernant la convergence sont très peu rassurants car en cas de convergence, elle sera trop lente.

En ce qui concerne l'analyse empirique les points importants à retenir sont les suivants: nous avons résolu un aspect de l'endogénéité grâce à l'utilisation de la série du PIB réel tendanciel. Nous avons confirmé que les variables utilisées dans les études de croissance économique ont des racines unitaires, résultat au quel, d'ailleurs, nous nous attendions. En conséquence, dans les estimations les plus usuelles, avec les méthodes de maximum vraisemblance, (MV), GMM, panel statique (MCG), nous avons accordé beaucoup d'importance à l'étude de la stationnarité temporelle et en panel aux séries des résidus. Nous avons également obtenu des relations de cointégration. Malheureusement, les valeurs estimées de certains coefficients, s'éloignent des valeurs que nous attendions théoriquement. L'exigence est donc l'estimation de la cointégration non linéaire en panel- ce qui débute à peine pour les séries temporelles.

BIBLIOGRAPHIE

- [1] Arellano, M. et Bond, S. (1991), "Some tests of specification for panel data : Monte Carlo evidence and an application to employment equations", *Review of Economic Studies*, 58, 277-97.
- [2] Arellano, M. et Bover, O. (1995), "Another look at the instrumental variables estimation of error-components models", *Journal of Econometrics*, 68, 29-51.
- [3] Azariadis, Costas (1993). *Intertemporal Macroeconomics*. Oxford. Blackwell Publishers. February.
- [4] Azariadis, Costas (1996), "The Economics of Poverty Traps, Part One : Complete Markets", *Journal of Economic Growth*, pp. 449-486.
- [5] Azariadis, Costas (2001), "The Theory of Poverty Traps: What Have we Learned?", mimeo, July, <http://www.econ.ucla.edu/azariadi/#Publications>.
- [6] Barro, R. (1991), "Economic growth in a cross section of countries", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106(2), Maio, pp. 407-443.
- [7] Barro, R. et Sala-I-Martin, X. (1995), *Economic Growth*, McGraw-Hill International Editions.
- [8] Benhabib, J. et Spiegel, M. (1994), "The role of human capital in economic development: evidence from aggregate cross-country data", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 34, pp. 143-173.
- [9] Chiang, M-H et Kao, C. (2002), "Nonstationary panel time series using NPT 1.3 – A user guide".
- [10] Doornik, J. et Hendry, D. et Arellano, M. et Bond, S. (2001), "Panel data models (DPD)", dans Doornik, J. et Hendry, D. *Econometric modelling using PcGive*, Volume III, pp. 61-98, Timberlake, Londres.
- [11] Duarte, A. et Simões, M. (2000), "Le rôle de l'investissement dans l'éducation (total et par genre) dans la croissance. Une étude appliquée à l'échantillon de pays riverains de la Méditerranée", 4EMES RENCONTRES EURO-MEDITERRANEENNES: "Inégalités et pauvreté dans les pays riverains de la Méditerranée", Nice, Septembre.

- [12] Duarte, A. et Simões, M. (2001), "Le rôle de l'investissement dans l'éducation sur la croissance selon différentes spécifications du capital humain. Une étude appliquée à l'échantillon de pays riverains de la Méditerranée, SEMES RENCONTRES EURO-MEDITERRANEENNES: "Systèmes Éducatifs, emploi et migrations dans l'espace euro-méditerranéen", Nice, septembre 2001(a).
- [13] Duarte, A. et Simões, M. (2001), "Principais factores de crescimento da economia portuguesa no espaço europeu", Comunicação apresentada na IV^a Conferência – Como está a Economia Portuguesa?, ISEG, Lisboa (b).
- [14] Duarte, A. et Simões, M. (2001), "A Especificação da Função de Produção Macro-Económica em Estudos de Crescimento Económico, uma análise de dados de painel aplicada a um grupo de países europeus", IV ENCONTRO DE ECONOMISTAS DE LÍNGUA PORTUGUESA, Évora, 2001(c).
- [15] Duffy, J. et Papageorgiou, C. (1999), "A cross-country empirical investigation of the aggregate production function specification", *Journal of Economic Growth*, 5(1), pp. 87-120, Mars.
- [16] Hadri, K. (2000), "Testing for stationarity in heterogeneous panel data, *Econometrics Journal*, 3 (2). 148-61.
- [17] Hansen. L.P et Singleton, K.J. (1982), "Generalised instrumental variables estimation of non-linear rational expectations models", *Econometrica*, 50, 1269-1286
- [18] Harris, R. et Tzavalis, E. (1999), "Inference for unit roots in dynamic panels where the time dimension is fixed", *Journal of Econometrics*, 91, 201-26.
- [19] Islam, N. (1995), "Growth empirics: a panel data approach", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 110(1195), Novembre, pp. 1127-1170.
- [20] Jones, L.E. et Manuelli, R.E. (1990), "A convex model of equilibrium growth: theory and policy implications", *Journal of Political Economy*, vol. 98, pp. 1008-1038.
- [21] Kao, C. (1999), "Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data", *Journal of Econometrics*, 90, 1-44.
- [22] Kao, C. et Chiang, M. (2000), "On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data", *Advances in Econometrics*, 15, 179-222.
- [23] Levin, A. et Lin, C-F. (1992), "Unit root tests in panel data : asymptotic and finite-sample properties", WP, University of California, S. Diego.

- [24] Lucas, R. E. (1988), "On the mechanics of economic development", *Journal of Monetary Economics*, vol. 22, pp. 3-42.
- [25] Mankiw, N.; Romer D. et Weil, D. (1992), "A contribution to the empirics of economic growth", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 107, pp. 407-437.
- [26] Pedroni, P. (1999), "Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, 653-78.
- [27] Rebelo, S. (1991), "Long-run policy analysis and long-run growth", *Journal of Political Economy*, vol. 99, pp. 500-521.
- [28] Romer, P. (1986), "Increasing returns and long-run growth", *Journal of Political Economy*, vol. 94, pp. 1002-1037.
- [29] Simões, Marta (1999), *Convergência de acordo com a Teoria do Crescimento: estudo de algumas hipóteses com aplicação à União Europeia*, Dissertação de Mestrado em Economia, Faculdade de Economia da Universidade de Coimbra, pp. 330.
- [30] Simões, Marta (2000), "La Convergence Réelle Selon la Théorie de la Croissance: Quelles Explications Pour l'Union Européenne?", *Économie Appliquée*, Tome LIII, n°4, Dezembro.
- [31] Solow, R. (1956), "A contribution to the theory of economic growth", *Review of Economics and Statistics*, vol. 39, pp. 312-320.
- [32] Solow, R. (1957), "Technical change and the aggregate production function", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 70(1), pp. 65-94.

ESTUDOS DO G.E.M.F.

(Disponíveis on-line em <http://www4.fe.uc.pt/gemf>)

2002

- Nº. 8 *Discrimination des facteurs potentiels de croissance et type de convergence de l'économie portugaise dans l'UE à travers la spécification de la fonction de production macro-économique. Une étude appliquée de données de panel et de séries temporelles*
- Marta Simões e Adelaide Duarte
- Nº. 7 *Privatisation in Portugal: employee owners or just happy employees?*
- Luís Moura Ramos e Rita Martins
- Nº. 6 *The Portuguese Money Market: An analysis of the daily session*
- Fátima Teresa Sol Murta
- Nº. 5 *As teorias de ciclo políticos e o caso português*
- Rodrigo Martins
- Nº. 4 *Fundos de acções internacionais: uma avaliação de desempenho*
- Nuno M. Silva
- Nº. 3 *The consistency of optimal policy rules in stochastic rational expectations models*
- David Backus e John Driffill
- Nº. 2 *The term structure of the spreads between Portuguese and German interest rates during stage II of EMU*
- José Soares da Fonseca
- Nº. 1 *O processo desinflationista português: análise de alguns custos e benefícios*
- António Portugal Duarte

2001

- Nº. 14 *Equity prices and monetary policy: an overview with an exploratory model*
- Fernando Alexandre e Pedro Bação
- Nº. 13 *A convergência das taxas de juro portuguesas para os níveis europeus durante a segunda metade da década de noventa*
- José Soares da Fonseca

- Nº. 12 *Le rôle de l'investissement dans l'éducation sur la croissance selon différentes spécifications du capital humain.*
- Adelaide Duarte e Marta Simões
- Nº. 11 *Ricardian Equivalence: An Empirical Application to the Portuguese Economy*
- Carlos Fonseca Marinheiro
- Nº. 10 *A Especificação da Função de Produção Macro-Económica em Estudos de Crescimento Económico.*
- Maria Adelaide Duarte e Marta Simões
- Nº. 9 *Eficácia da Análise Técnica no Mercado Accionista Português*
- Nuno Silva
- Nº. 8 *The Risk Premiums in the Portuguese Treasury Bills Interest Rates: Estimation by a cointegration method*
- José Soares da Fonseca
- Nº. 7 *Principais factores de crescimento da economia portuguesa no espaço europeu*
- Maria Adelaide Duarte e Marta Simões
- Nº. 6 *Inflation Targeting and Exchange Rate Co-ordination*
- Fernando Alexandre, John Driffill e Fabio Spagnolo
- Nº. 5 *Labour Market Transition in Portugal, Spain, and Poland: A Comparative Perspective*
- Paulino Teixeira
- Nº. 4 *Paridade do Poder de Compra e das Taxas de Juro: Um estudo aplicado a três países da UEM*
- António Portugal Duarte
- Nº. 3 *Technology, Employment and Wages*
- John T. Addison e Paulino Teixeira
- Nº. 2 *Human capital investment through education and economic growth. A panel data analysis based on a group of Latin American countries*
- Maria Adelaide Duarte e Marta Simões
- Nº. 1 *Risk Premiums in the Portuguese Treasury Bills Interest Rates from 1990 to 1998. An ARCH-M Approach*
- José Soares da Fonseca

2000

- Nº. 8 *Identificação de Vectores de Cointegração: Análise de Alguns Exemplos*
- Pedro Miguel Avelino Bação
- Nº. 7 *Imunização e M-quadrado: Que relação?*
- Jorge Cunha
- Nº. 6 *Eficiência Informacional nos Futuros Lisbor 3M*
- Nuno M. Silva
- Nº. 5 *Estimation of Default Probabilities Using Incomplete Contracts Data*
- J. Santos Silva e J. Murteira

- Nº. 4 *Un Essai d'Application de la Théorie Quantitative de la Monnaie à l'économie portugaise, 1854-1998*
- João Sousa Andrade
- Nº. 3 *Le Taux de Chômage Naturel comme un Indicateur de Politique Economique? Une application à l'économie portugaise*
- Adelaide Duarte e João Sousa Andrade
- Nº. 2 *La Convergence Réelle Selon la Théorie de la Croissance: Quelles Explications pour l'Union Européenne?*
- Marta Cristina Nunes Simões
- Nº. 1 *Política de Estabilização e Independência dos Bancos Centrais*
- João Sousa Andrade

1999

- Nº. 9 *Nota sobre a Estimação de Vectores de Cointegração com os Programas CATS in RATS, PCFIML e EVIEWS*
- Pedro Miguel Avelino Bação
- Nº. 8 *A Abertura do Mercado de Telecomunicações Celulares ao Terceiro Operador: Uma Decisão Racional?*
- Carlos Carreira
- Nº. 7 *Is Portugal Really so Arteriosclerotic? Results from a Cross-Country Analysis of Labour Adjustment*
- John T. Addison e Paulino Teixeira
- Nº. 6 *The Effect of Dismissals Protection on Employment: More on a Vexed Theme*
- John T. Addison, Paulino Teixeira e Jean-Luc Grosso
- Nº. 5 *A Cobertura Estática e Dinâmica através do Contrato de Futuros PSI-20. Estimação das Rácios e Eficácia Ex Post e Ex Ante*
- Helder Miguel C. V. Sebastião
- Nº. 4 *Mobilização de Poupança, Financiamento e Internacionalização de Carteiras*
- João Sousa Andrade
- Nº. 3 *Natural Resources and Environment*
- Adelaide Duarte
- Nº. 2 *L'Analyse Positive de la Politique Monétaire*
- Chistian Aubin
- Nº. 1 *Economias de Escala e de Gama nos Hospitais Públicos Portugueses: Uma Aplicação da Função de Custo Variável Translog*
- Carlos Carreira

1998

- Nº. 11 *Equilíbrio Monetário no Longo e Curto Prazos - Uma Aplicação à Economia Portuguesa*
- João Sousa Andrade
- Nº. 10 *Algumas Observações Sobre o Método da Economia*
- João Sousa Andrade

- Nº. 9 *Mudança Tecnológica na Indústria Transformadora: Que Tipo de Viés Afinal?*
- Paulino Teixeira
- Nº. 8 *Portfolio Insurance and Bond Management in a Vasicek's Term Structure of Interest Rates*
- José Alberto Soares da Fonseca
- Nº. 7 *Financial Innovation and Money Demand in Portugal: A Preliminary Study*
- Pedro Miguel Avelino Bação
- Nº. 6 *The Stability Pact and Portuguese Fiscal Policy: the Application of a VAR Model*
- Carlos Fonseca Marinheiro
- Nº. 5 *A Moeda Única e o Processo de Difusão da Base Monetária*
- José Alberto Soares da Fonseca
- Nº. 4 *La Structure par Termes et la Volatilité des Taux d'intérêt LISBOR*
- José Alberto Soares da Fonseca
- Nº. 3 *Regras de Comportamento e Reformas Monetárias no Novo SMI*
- João Sousa Andrade
- Nº. 2 *Um Estudo da Flexibilidade dos Salários: o Caso Espanhol e Português*
- Adelaide Duarte e João Sousa Andrade
- Nº. 1 *Moeda Única e Internacionalização: Apresentação do Tema*
- João Sousa Andrade

1997

- Nº. 9 *Inovação e Aplicações Financeiras em Portugal*
- Pedro Miguel Avelino Bação
- Nº. 8 *Estudo do Efeito Liquidez Aplicado à Economia Portuguesa*
- João Sousa Andrade
- Nº. 7 *An Introduction to Conditional Expectations and Stationarity*
- Rui Manuel de Almeida
- Nº. 6 *Definição de Moeda e Efeito Berlusconi*
- João Sousa Andrade
- Nº. 5 *A Estimação do Risco na Escolha dos Portafólios: Uma Visão Selectiva*
- António Alberto Ferreira dos Santos
- Nº. 4 *A Previsão Não Paramétrica de Taxas de Rentabilidade*
- Pedro Manuel Cortesão Godinho
- Nº. 3 *Propriedades Assimptóticas de Densidades*
- Rui Manuel de Almeida
- Nº. 2 *Co-Integration and VAR Analysis of the Term Structure of Interest Rates: an empirical study of the Portuguese money and bond markets*
- João Sousa Andrade e José Soares da Fonseca
- Nº. 1 *Repartição e Capitalização. Duas Modalidades Complementares de Financiamento das Reformas*
- Maria Clara Murteira

1996

- Nº. 8 *A Crise e o Ressurgimento do Sistema Monetário Europeu*
- Luis Manuel de Aguiar Dias
- Nº. 7 *Housing Shortage and Housing Investment in Portugal a Preliminary View*
- Vítor Neves
- Nº. 6 *Housing, Mortgage Finance and the British Economy*
- Kenneth Gibb e Nile Istephan
- Nº. 5 *The Social Policy of The European Community, Reporting Information to Employees, a U.K. perspective: Historical Analysis and Prognosis*
- Ken Shackleton
- Nº. 4 *O Teorema da Equivalência Ricardiana: aplicação à economia portuguesa*
- Carlos Fonseca Marinheiro
- Nº. 3 *O Teorema da Equivalência Ricardiana: discussão teórica*
- Carlos Fonseca Marinheiro
- Nº. 2 *As taxas de juro no MMI e a Restrição das Reservas Obrigatórias dos Bancos*
- Fátima Assunção Sol e José Alberto Soares da Fonseca
- Nº. 1 *Uma Análise de Curto Prazo do Consumo, do Produto e dos Salários*
- João Sousa Andrade