

( )

# **Université de Montréal**

Faculté des Arts et des Sciences  
Département de sciences économiques

CENTRE DE DOCUMENTATION  
25 JAN. 1999  
SCIENCES ÉCONOMIQUES DE M

Rapport de maîtrise sur :

## **La convergence des pays européens**

Rédigé par : **Mihai Ibanescu**

Présenté à :

**M. Rodrigue Tremblay : directeur de recherche**

Montréal, le 16 décembre 1998

( )

## **SOMMAIRE**

Ce rapport se propose d'étudier le phénomène de la convergence absolue entre les trois pays entrés dans l'Union Européenne dans les années 1980 (la Grèce, le Portugal et l'Espagne) et les pays qui étaient déjà membres. Dans le premier chapitre il y a un aperçu théorique du problème, suivi dans le chapitre 2 d'une présentation sur l'évolution de l'Union Européenne et les performances économiques des trois pays. Le chapitre 3 fait un passage en revue des certaines études consacrées au sujet de la convergence économique. Le chapitre 4 fait une analyse théorique de la convergence absolue et donne la justification du modèle proposé. Le chapitre 5 présente le modèle utilisé, les sources de données et les résultats des analyses empiriques. Le dernier chapitre présente les conclusions qui ont été tiré à partir des résultats obtenus précédemment et qui confirment l'existence de la convergence des trois pays avec le reste de l'union Européenne, après leur entrée et tout en apportant les spécificités nécessaires.

## REMERCIEMENTS

Je tiens à remercier mon professeur et directeur de recherche, monsieur **Rodrigue Tremblay**, pour sa contribution à la réalisation de ce rapport et ainsi à tous les professeurs du Département de sciences économiques pour la qualité de leurs enseignement.

## TABLE DE MATIÈRES

1.	INTRODUCTION. . . . .	1
2.	PERSPECTIVES HISTORIQUES. . . . .	8
3.	REVUE DES ÉTUDES SUR LE SUJET . . . . .	13
4.	ANALYSE THÉORIQUE . . . . .	23
5.	ANALYSE EMPIRIQUE . . . . .	27
5.1	Formulation du modèle . . . . .	27
5.2	Données . . . . .	29
5.3	Résultats et interprétations . . . . .	30
6.	CONCLUSIONS . . . . .	36
7.	BIBLIOGRAPHIE . . . . .	41
	ANNEXES . . . . .	46
A.	Tableaux et graphiques	
B.	Regressions	

## **LISTE DES TABLEAUX ET DES GRAPHIQUES (Annexe A)**

1. Tableau 1 : PIB par habitant pour les pays membres de l'Union Européenne en 1980 (période 1950-1992)
2. Tableau 2 : Évolution du PIB/habitant, EU-9, Grèce, Portugal et Espagne, 1950-1997
3. Tableau 3 : Évolution du PIB/habitant par rapport à la moyenne d'UE (=100%)
4. Graphique 1: Évolution du PIB par habitant, en \$ ÉU constants de 1985
5. Graphique 2: Évolution du PIB/habitant de la Grèce, du Portugal et de l'Espagne par rapport à la moyenne d'UE (=100%)
6. Graphique 3 : Taux de croissance annuelle du PIB/habitant, Grèce et UE-9, 1951-1973
7. Graphique 4 : Taux de croissance annuelle du PIB/habitant, Grèce et UE-9, 1974-1997
8. Graphique 5 : Taux de croissance annuelle du PIB/habitant, Portugal et UE-9, 1951-1973
9. Graphique 6 : Taux de croissance annuelle du PIB/habitant, Portugal et UE-9, 1974-1997
10. Graphique 7 : Taux de croissance annuelle du PIB/habitant, Espagne et UE-9, 1951-1973

11. Graphique 8 : Taux de croissance annuelle du PIB/habitant, Espagne et UE-9, 1974-1997
12. Tableau 4 : Résultats des estimations pour tous les pays
13. Tableau 5 : Résultats des estimations pour la Grèce
14. Tableau 6 : Résultats des estimations pour le Portugal
15. Tableau 7 : Résultats des estimations pour l'Espagne

## 1. INTRODUCTION

La problématique de la convergence du développement des pays (ou des régions à l'intérieur d'un pays) est devenue un sujet assez souvent développé depuis quelques années. Mill même s'est montré optimiste quant aux futures convergences entre les pays (Mill[1848]). La théorie néoclassique prédit clairement cette convergence, démontrant que le taux de croissance du Produit Intérieur Brut par habitant est inversement relié au niveau initial de dotation (Ramsey[1928], Solow[1956], Koopmans[1965]). Mais une condition importante, implicite au modèle, est la similitude des préférences et des technologies, ce qui est relativement discutable. Nous faisons référence aux développements de Samuelson [1971] concernant les préférences. Quant à la similitude des technologies, il est évident que l'accès aux technologies, surtout celles de pointe, est un problème beaucoup plus complexe pour être étudié dans ce cadre. Mais, *grosso modo*, cette condition peut être considérée remplie, sauf de quoi aucune comparaison n'est possible.

La convergence n'est pas un problème relié strictement au sous-développement, mais elle a un sens quand les niveaux de développement des économies prises en considération sont différents. Son actualité est beaucoup plus évidente aujourd'hui, quand, entre les pays du monde, il y a des rapports, pour le niveau du PIB par tête, allant jusqu'à plus de 50:1 et des écarts considérables subsistent entre les régions d'un même pays. Théoriquement, la convergence est un processus presque naturel: À priori, il est plus facile pour un pays pauvre d'avoir un taux de croissance élevé que pour un pays déjà riche (ou développé). Pour un pays dont le PIB par tête est de 1000 US\$, un taux de croissance de 5% signifie une croissance absolue de 50 \$/tête et an, mais pour un pays qui a 25000 US\$/tête, cela signifie 1250 \$ en valeur absolue. Les données historiques justifient cette affirmation, dans le sens où des taux élevés de croissance ont été atteints, généralement, par des pays avec un niveau bas et moyen de développement. Cependant, la notion de convergence semblait très logique durant la longue période de croissance soutenue d'après la Deuxième Guerre. Le changement d'environnement d'après les chocs pétroliers a conduit à une reconsidération de la problématique du développement. Dans ce contexte, à partir de 1990, les études sur la convergence se multiplient, se diversifient et commencent à diverger sur les conclusions.



Les recherches effectuées par Robert Barro et Xavier Sala-i-Martin (Barro et Sala-I-Martin [1991], [1992a] et [1992b]), une référence en la matière, confirment une convergence à l'intérieur des États-Unis, entre les pays de l'Union Européenne, entre les pays de l'OCDE ainsi qu'entre les préfectures du Japon.

Dans le monde réel, le processus de convergence a connu des synopes dans les deux dernières décennies. À l'intérieur de l'Union Européenne, ce phénomène a été remarqué par Yves Doutriaux (Doutriaux[1991], page. 29-31).

Dérivée des modèles de croissance économique, la convergence est inconditionnelle (ou absolue), signifiant la convergence d'un indicateur global (le plus souvent le produit intérieur brut par habitant), en absence des autres variables explicatives (comme les technologies, le taux d'épargne, les institutions, etc.). Elle est directement dérivée du modèle de Solow.

La convergence conditionnelle est une conséquence des enrichissements des modèles de croissance, tient compte des différentes autres variables explicatives (comme ci-dessus, mais aussi structure de production, capital humain, religion, etc.). Les études de convergence conditionnelle visent des indicateurs de productivité surtout.

Pour mesurer la convergence, il y a deux méthodes, sacrées par Barro et Sala-I-Martin ([1991]): la  $\beta$ -

convergence, la plus utilisée, qui signifie la tendance des pays moins développés dans le temps de se rapprocher des autres, et  $\sigma$ -convergence, qui mesure la variation inter temporelle du coefficient de variation de l'indicateur pris en compte (PIB par personne, le plus souvent) dans un échantillon donné.

Sala-i-Martin[1995] montre qu'on peut rencontrer une  $\sigma$ -convergence sans avoir une  $\beta$ -convergence, mais aussi la situation inverse. Toutefois, Barro [1995] souligne que la  $\beta$ -convergence est une condition nécessaire mais pas suffisante de la  $\sigma$ -convergence.

Les résultats des recherches effectuées durant les dernières années nous laissent à supposer que la convergence inconditionnelle, telle que supposée par le modèle de Solow, n'explique pas toute la complexité du processus de développement, mais peut, quand même, l'identifier. Par conséquent, des modèles utilisant la convergence conditionnelle ont été développés les dernières années, en essayant d'expliquer le processus à l'aide de(s) facteur(s) déterminant(s).

D'un autre côté, on assiste depuis quelque temps à une tendance de plus en plus évidente de concentration en blocs économiques, généralement autour d'un pays "locomotive". L'exemple le plus concluant est, sans aucun doute,

l'actuelle Union Européenne, bien qu'elle dépasse de loin cette simple agrégation. Puisqu'on reviendra sur le sujet, remarquons pour l'instant seulement qu'à l'exception de la Norvège et de la Suisse, tous les pays d'Europe sont soit membres de l'Union, soit font des démarches pour y devenir. Le niveau de développement de ces derniers pays est, pour la quasi-totalité, bien plus bas que la moyenne de l'Union. Il semble donc évident qu'au-delà des aspects politiques, l'espoir d'un nouvel essor économique pour ces pays est la principale explication de ces démarches. Il y a aussi des transferts nets, dont les pays moins développés bénéficient, avec des limites.

Une autre donnée très importante est l'avenir de l'Union, plus exactement l'intégration monétaire en train de s'effectuer. La théorie de l'intégration monétaire prédit des difficultés accrues pour les régions moins développées, plus exposées aux chocs perturbateurs et moins aptes à les résorber. Et pourtant, au moins dans les déclarations publiques, les pays de "deuxième vitesse" manifestent une volonté imperturbable d'y accéder dès le début. Qu'est-ce qu'il y a le plus important alors: l'effet de convergence, amplifié par les transferts nets de ressources dans l'Union, ou les effets, probablement négatifs, sur ces régions et pays moins développés vont prédominer? Cependant, rester en dehors de cette étape peut être encore plus risquée,

Philippe Martin et Gianmarco Ottaviano (Martin, P. et Ottaviano, G.I.P[1992]) prévoient la possibilité d'un scénario dans lequel les pays restés en dehors de l'union monétaire de ne jamais converger (économiquement).

Cette question est valable surtout pour la Grèce, le Portugal et l'Espagne, mais, dans une moindre mesure, même pour l'Italie (le pays avec les plus des disparités internes).

L'objectif premier de cette étude est d'analyser la convergence entre les pays du sud de l'Europe avant et après leur entrée dans la Communauté. Il doit permettre de répondre à une question importante: une intégration donne-t-elle seulement des gagnants? Ou y a-t-il aussi des perdants? Ces résultats peuvent fournir un point de vue intéressant en ce qui concerne les avantages économiques à long terme pour l'autre défi majeur de l'Union, l'élargissement vers l'Est, mais aussi pour, éventuellement, d'autres cas.

L'étude se propose d'utiliser un modèle pour vérifier la convergence entre deux groupes de pays membres de l'Union: les 9 pays qui constituaient la Communauté Européenne en 1974, ainsi que les trois pays du Sud: la Grèce, l'Espagne et le Portugal. Cette séparation a pour raison tant une nécessité objective, propre à l'étude, que le désir de séparer l'étude selon une période (quelque part arbitraire) où des changements majeurs dans l'économie

mondiale ont commencé à se produire (les années '70 ont signifié plus que le premier choc pétrolier, ils ont marqué aussi la fin de la croissance soutenue des pays développés et le passage à une période neuve, caractérisée par une mobilité accrue du capital financier, ouverture plus large du commerce international, augmentation significative du chômage, loin du "taux naturel" et une révolution du système de communication).

Ces trois pays ont aussi en commun le fait de connaître des changements politiques majeurs presque simultanément et de même nature (passage d'un régime de dictature vers la démocratie), au milieu des années '70 (révolution au Portugal en 1974, fin de la dictature de Franco en Espagne en 1975 et de la dictature militaire en Grèce, en 1974). Leur entrée dans l'Union Européenne s'est passée dans un intervalle relativement court : le premier pays a été la Grèce en 1981, tandis que l'Espagne et le Portugal sont entrés tous les deux en 1986.

## 2. PERSPECTIVES HISTORIQUES

L'histoire de la formation de l'Union Européenne est longue et on y peut retrouver des racines assez lointaines dans le temps. Mais c'était la deuxième guerre et ses désastreuses conséquences qui ont poussé à sa création. Une ébauche de ce qui serait réalisé est l'Union Économique Benelux, de 1944, créée par les Pays Bas, le Luxembourg et la Belge.

L'OCEE (Organisation pour la Coopération Économique Européenne) a été créée en 1948 "pour administrer le Plan Marshall" (Molle[1991], pag.51) s'est transformé plus tard dans l'actuel OCDE, mais des idées de coopération et de coordination restent et la Communauté Européenne du Charbon et de l'Acier est une des conséquences du Traité de Paris de 1950. Le traité qui est le fondement de la Communauté Européenne a été signé en 1957, à Rome. Au début, il y avait 6 pays membres: la France, l'Allemagne, l'Italie et le Benelux. Comme stipulé dans le Traité de Rome (art. 3), les trois principales tâches ont été:

- établir une union douanière, éliminant les tarifs douaniers et toute autre restriction quantitative pour

l'importation ou pour l'exportation et d'établir un tarif douanier commun envers les tiers pays;

- réalisation d'un marché commun, par l'abolition, entre les pays membres, des obstacles devant la liberté de mouvement des personnes, des capitaux et des services;

- la création d'une union économique, par l'unification graduelle ou l'harmonisation des politiques économiques sectorielles et globales.

Les avantages qui ont en résulté et le succès enregistré ont abouti à l'élargissement de la CEE, premièrement à 7 et après à 9 (le Danemark, le Royaume Uni et l'Irlande vont se rejoindre dans les années '70. Parmi ces trois pays, seulement l'Irlande fait une note discordante en ce qui concerne le niveau de développement, en étant "le Sud du Nord". L'Irlande était à l'époque le plus pauvre pays, de loin, mais le poids de sa population dans l'ensemble n'a pas été significatif, donc l'ensemble reste, du point de vue économique, relativement homogène.

Une situation toute différente pose l'adhésion, en deux étapes, des trois pays du Sud de l'Europe: la Grèce, l'Espagne et le Portugal. Tous les trois pays avaient peu d'exercice démocratique à l'heure de l'adhésion et leur niveau de développement étaient bien sous la moyenne européenne. Seule la tendance de leur commerce extérieur était d'augmenter le poids des échanges avec les pays déjà

membres: le poids des exportations vers la CEE en 1978 dans le total des exportations était de 46,3% pour l'Espagne, de 50,8% pour la Grèce et de 55,5% pour le Portugal (source: OECD, Statistics of Foreign Trade, Paris, 1979). Cependant, le commerce entre les trois pays a été relativement faible, le poids des exportations vers les autres deux pays variant en 1978 de 0,9% pour la Grèce à 3,0% pour l'Espagne et le Portugal (proximité géographique).

Une autre chose en commun des trois pays avant 1975 était un certain isolement économique. Seul le Portugal a été membre de l'AELE (Association Européenne de Libre Echange) depuis sa création, avec un statut spécial, tandis que la Grèce a signé un accord d'association avec la CEE en 1962, qui a été gelé par la CEE après l'instauration de la dictature en Grèce. L'Espagne est restée la plus isolée jusqu'à la signature d'un accord commercial avec la CEE en 1970.

Les tableaux 1 et 2 et les figures 1 à 5 présentent l'évolution du PIB par habitant et des taux de croissance du PIB par personne des trois pays visés par l'étude et de la moyenne des autres 9 pays qui constituaient l'Union Européenne avant leur entrée, et on constate que les taux de croissance de ces trois pays avant l'adhésion étaient largement supérieurs à la moyenne communautaire, tandis qu'après ils varient au tour de cette moyenne. Avant de



tirer toute conclusion, il faut se rappeler que l'adhésion de ces trois pays s'est passée en 1981 et 1986, donc après les chocs pétroliers et dans une période de récession et faible croissance dans l'économie mondiale. Le développement de cette remarque va constituer une des axes de cette étude.

L'intervalle de temps depuis l'entrée dans l'Union Européenne jusqu'à présent est court historiquement, mais ce que nous voulons ce n'est pas une confirmation d'une tendance logique dans le temps, mais plutôt identifier les réactions d'une économie dans un contexte modifié. Il faut aussi souligner que l'adhésion à l'Union Européenne ne peut pas être interprétée comme un changement d'un coup, mais comme un processus qui débute bien avant et continue longtemps après. Des accords visant l'harmonisation de la législation interne et certaines facilités provisoires (concernant surtout l'accès au marché européen et des droits de douane, le plus souvent déséquilibrés en faveur du nouvel adhérent) se sont portés pour une durée allant jusqu'à 10 ans dans ces cas, ce qui exerce une influence sur les résultats du modèle. Ce processus comporte des difficultés à être modélisés et, bien que leurs influences soient non-négligeables, cette étude ne va pas les prendre en compte.

Les données concernant l'évolution de la croissance réelle du PIB montrent certains aspects intéressants: durant les années '70, tous ces trois pays ont connu des taux

supérieurs à la moyenne communautaire, mais les dernières 25 années présentent des fluctuations et la force de rattrapage diminue considérablement. Même si celle-ci paraît logique, compte tenu du niveau de développement de ces pays, ce ralentissement n'était pas attendu. Le niveau du PIB par habitant de ces pays reste encore loin derrière la moyenne communautaire. Plus exactement, de 1980 à 1996, le PIB par habitant de l'Espagne a augmenté de 48%, celui du Portugal de 52%, et celui de la Grèce de seulement 29%, tandis que la moyenne communautaire a été de 40% et que l'Irlande (avec un niveau de développement comparable à ces pays) a augmenté de 100%.

Un autre aspect important est l'harmonisation des taux de croissance annuelle du PIB par habitant entre chaque pays et la moyenne de l'Union Européenne, après 1990, comment Romer [1990] l'avait démontré théoriquement (les pays membres d'une union économique tendent vers le même taux de croissance, sous l'effet du transfert technologique.

### 3. REVUE DES ÉTUDES SUR LE SUJET

Les études de Barro et Sala-I-Martin (Barro, R.J. et Sala-I-Martin, X. [1991], 1992a], [1992b], Barro,R.J. [1995]) se constituent comme la référence en la matière. Leur étude de 1991, repris dans autres publications, porte sur 48 états des États-Unis (sauf Alaska et Hawaii), aussi sur un échantillon de 98 pays, ainsi que sur les régions européennes, sur des périodes différentes (pour les États Unis, les données disponibles sont à partir de 1840). Le modèle utilise la fonction néoclassique de production:

$$\underline{\hat{y}} = f(\hat{k}) = A * \hat{k}^\alpha \quad (1)$$

où  $\underline{\hat{y}}$  = le produit (output) par unité de travail;

$\underline{\hat{k}}$  = les dotations en capital par unité de travail;

$\alpha < 1$ .

L'évolution de k dans une économie ouverte est:

$$\underline{\hat{k}} = f(\hat{k}) - \hat{c} - (\partial + x + n)\hat{k} \quad (2)$$

où  $\hat{c} = c / Le^{xt}$

$c$  = Consommation (totale);

$Le^{xt}$  = le travail effectif (total);

$x$  = taux exogène du progrès technologique ;

$\delta$  = le taux de dépréciation du capital ;

$n$  = le taux de croissance de L.

La fonction d'utilité représentative est:

$$U = \int_0^x u(c) e^{nt} e^{-\rho t} dt \quad (3)$$

Parce qu'une économie commence à un point  $\hat{k}$  inférieur à  $k^*$ , le résultat classique est:  $k$  se rapproche de  $k^*$  et, par conséquent, un pays plus pauvre tend à rattraper un pays plus développé, si les deux ont les mêmes paramètres pour les préférences et les technologies. La dynamique transitionnelle est quantifiée à l'aide d'une log-linéarisation des équations près de l'état stationnaire, qui, avec la fonction Cobb-Douglas donne:

$$2\beta = \left\{ \psi^2 + 4 \left( \frac{1-\alpha}{\theta} \right) (\rho + \delta + \theta x) * \left[ \frac{\rho + \delta + \theta x}{\alpha} - (n + \delta + x) \right] \right\}^{1/2} - \psi$$

(4)

où :  $\psi = \rho - n - (1-\theta)x > 0$

impliquant la "convergence conditionnelle, c'est-à-dire, pour  $y^*$  et  $x$  donnés, le taux de croissance est plus élevé pour des  $y(0)$  plus bas.

Le modèle développé par Barro et Sala-I-Martin a été repris dans plusieurs autres études sur le sujet, soit directement, soit avec un changement des variables dépendantes, pour la convergence conditionnelle.

Un aspect important de la théorie utilisée par les auteurs est que la valeur de  $\beta$  n'est pas affectée par les différences dans les technologies entre les pays.

Un des résultats les plus intéressants est que la convergence (la  $\beta$ -convergence) qui implique la croissance plus rapide des pays pauvres (donc  $\beta > 0$ ) n'implique pas nécessairement une diminution de la dispersion de  $\log(y_{it})$ .

Les résultats de l'application du modèle pour les États Unis montre l'existence de la convergence. Utilisant le revenu par personne, pour des données allant de 1880 à 1988,  $\beta$  calculé est 0.175, avec  $R^2 = .92$ . Cependant, les résultats

montrent des  $\beta$  de plus en plus faibles et  $R^2$  diminue considérablement quand on fait l'analyse pour des périodes plus courtes, les périodes récentes (1960-1970, 1970-1980 et 1980-1988).

L'analyse effectuée par les mêmes auteurs sur un échantillon de 98 pays, sur la période 1960-1985, donne un  $\beta$  de -0.0037, mais quand on introduit d'autres variables, comme le taux de participation scolaire au primaire et secondaire en 1960, un taux moyen des dépenses de consommation du gouvernement dans le PNB de 1970 à 1985, des variables pour la stabilité politique et une mesure des distorsions du marché fondée sur PPA (parité pouvoir d'achat) pour les biens d'investissement, l'estimation de  $\beta$  devient 0.0184, donc presque le même que pour les États Unis.

Le modèle appliqué seulement aux pays de l'OCDE pour 1960-1985 donne une estimation de  $\beta$  de 0.0095, qui permet aux auteurs de conclure que ces pays se trouvent dans une position intermédiaire entre le gros échantillon et les États Unis. Avec les variables supplémentaires, l'estimé  $\beta$  devient 0.02203.

Pour les États Unis, l'ajout d'une variable (la proportion des travailleurs qui, en 1960, ont commencé au

moins un collègue) fait grimper  $\beta$  de 0.0218 à 0.0236, donc un effet mineur.

Mike Harris, Michael Lee, Ritchard Longmire et Matyas Laszlo (Harris, Lee, Longmire et Laszlo[1996]) utilisent un modèle similaire pour 22 pays de l'OCDE, pour des données allant de 1950 à 1990. Ils trouvent un taux de convergence de 2-4% et concluent que le modèle général peut être utilisé avec des précautions pour l'analyse économique.

Boyle et McCarthy (G.Boyle et T. McCarthy[1995]) analysent la  $\beta$ -convergence entre les pays de l'OCDE, entre 1950 et 1988 d'après leur rang et considèrent qu'il n'y a pas de la convergence (l'estimé  $\beta$  est de seulement 0,3%). Utilisant le PIB comme mesure, ils trouvent quand même une valeur de 1,6% pour la  $\beta$ -convergence.

Raffaele Paci et Francesco Pigliaru[1996] étudient la convergence conditionnelle entre les régions italiennes, de 1970 à 1992. Le modèle utilisé part de la même structure que celle de Barro et Sala-i-Martin, mais il y a des différences: premièrement, dans le choix de la variable dépendante. Ils considèrent que dans le modèle de Solow, les mesures *par personne et par travailleur* sont identiques si les économies sont au niveau de plein emploi et le taux de participation est constant (dans le temps). Mais ils montrent des variations assez amples parmi les régions italiennes, tant dans l'espace que dans le temps et

considèrent qu'une mesure de la productivité du travail s'impose. Le choix pour le volume de l'output est entre le produit brut au prix de marché et la somme des valeurs ajoutées par secteurs, aux prix des facteurs, qui seront différents, à cause des transferts de revenu du Nord vers le Sud.

Un autre développement le constitue le fait de renoncer à l'hypothèse du poids constant des secteurs dans le temps, parce que l'hétérogénéité des régions et leurs évolutions la recommande. Par conséquent, l'effet des changements structurels ne sera pas retrouvé dans le test de la  $\beta$ -convergence, ce qui améliore les résultats.

Les années pour lesquelles l'étude a été menée sont divisées en 4 sous-périodes: 1970-1975, 1975-1980, 1980-1985 et 1985-1992. Les résultats montrent un  $\beta$  significatif seulement pour la première période. Pour les autres, les taux de croissance différents sont le résultat des changements accentués dans la structure économique, plus concret de la migration du travail du secteur agricole vers les autres secteurs. Quand cette ressource de changement est proche de ses limites, les régions pauvres ne se développent pas plus vite.

John Helliwell et Robert Putnam[1995] étudient, eux aussi, ce pays, peut être avec les plus grands contrastes internes parmi les pays développés. Ils essayent d'expliquer



la divergence entre les niveaux des revenus par habitant entre les régions italiennes à partir de 1983 (les données utilisées sont jusqu'en 1990). Ils utilisent la méthode conditionnelle, avec trois variables principales: un indice "civique" comme une mesure composite pour le comportement civique et politique, un indice composite pour mesurer la performance des institutions (gouvernements régionaux) et un autre indice composite mesurant la satisfaction des citoyens. Les résultats obtenus permettent la justification du modèle proposé, donc les activités des gouvernements régionaux sont, au moins dans une partie, responsables de la divergence rencontrée après 1983.

Autres études pour les régions d'un pays, comme celui de Cardenas et Pontos[1995] pour la Colombie et de De la Fuente[1997a] pour l'Espagne arrivent à la conclusion de l'existence de la convergence à l'intérieur du pays respectif, même des bêtas plus élevés que trouvés par Barro ( 4% pour la Colombie).

Dans plusieurs études sur la convergence des provinces canadiennes, S. Coulombe et F. Lee (Coulombe et Lee[1994], Coulombe et Lee[1996], Coulombe et Lee[1997]) trouve l'existence de la convergence à des valeurs différentes pour le coefficient  $\beta$ , de 1% à 2,89%, selon l'indicateur pris en considération (Produit provincial brut au prix des facteurs

par habitant, revenu personnel, incluant ou non les transferts gouvernementaux, revenu disponible, etc.)

Danny Quah[1996] fait une analyse théorique et empirique sur la convergence avec des résultats à part, mais très plausibles. Il fournit des exemples qui montrent que les résultats standard de la convergence peuvent être causés simplement par l'uniformité statistique et donne des exemples (théoriques) pour argumenter la non-significativité de ces résultats. Il présente aussi un modèle théorique qui prédit la polarisation et non pas la convergence et une étude empirique qui suggère que, actuellement, la divergence prédomine sur le "magique" 2% de convergence, retrouvé le plus souvent dans les études.

Analysant la convergence sur une très longue période (1870-1979) pour certains pays relativement développés en 1870, J. Bradford De Long[1988] ne trouve pas une confirmation de l'hypothèse de l'existence de la convergence. Parmi ses conclusions est que la convergence peut parfois arriver, mais il y a des incertitudes pour "l'inévitable" transfert technologique comme une clé de la croissance économique. Ses résultats viennent de pair avec ceux de Romer[1986] donc l'écart entre les pays riches et les pays pauvres peut très bien s'accroître. Parmi les variables à caractère social analysées par Bradford De Long, au moins une retient l'attention: une variable exogène pour

la religion dominante dans un pays (les 22 pays analysés sont classés dans 3 groupes : 10 pays où le protestantisme était fort en 1870, 5 pays où, à cette époque, il y avait un mélange de protestantisme et de catholicisme ou qui ont vécu des guerres religieuses et 7 autres pays à dominance catholique nette). L'auteur se refuse d'interpréter celle-ci, en se limitant à mentionner la signification de la corrélation avec la variable dépendante, mais aussi à indiquer l'agrégation culturelle de cet indicateur. À noter que l'auteur Alain Desdoigts (Desdoigts[1996]) reprend cet argument développé initialement par Max Weber (Weber[1986]) et le considère comme le facteur de différenciation au sein de l'OCDE.

Dan Ben-David (Ben-David[1993], [1996] et[1998]) arrive à la conclusion que la convergence peut être trouvée, mais à l'intérieur de quelques 'clubs', qui divergent entre eux. Ces clubs semblent être déterminés simultanément par des critères de proximité géographique et commerciale. Dans son premier étude, de 1993, il trouve que si la convergence entre les pays membres de la CEE est devenue substantielle, le commerce intra-CEE a augmenté lui aussi de la même manière. Aussi, la libéralisation des échanges entre la CEE et l'AELE a accentué la convergence entre les pays membres. Au contraire, il y a de la divergence dans le monde global, mais aussi dans certains groupes de pays relativement riches

(un premier groupe de 14 pays: Australie, Autriche, Canada, Danemark, Finlande, Islande, Nouvelle Zélande, Norvège, Arabie Saoudite, Trinidad-Tobago, Royaume Uni, Uruguay et Venezuela, et un deuxième, formé par les premiers 14 pays plus Argentine, Chili, Iraq, Irlande, Japon, Mexico, Afrique de Sud, Espagne, Suisse et Etats-Unis), comme d'ailleurs entre les pays de la CEE entre les Guerres. Son deuxième étude (1976) a développé l'idée, regroupant les pays du monde par critères de préférence commerciale (et linguistique) et son résultat vient à l'encontre de l'intuition de Heckscher et Ohlin. Dans Ben-David[1997], on trouve qu'il y a convergence à l'intérieur d'un groupe des pays riches et à l'intérieur d'un groupe de pays pauvres, mais pas dans le reste.

Pritchett[1997] est encore plus drastique, ses conclusions (basées sur une analyse des données de Maddison[1995], pour la plus longue période possible pour ces données, certains pays même de 1820) étant qu'il n'y a pas de convergence à l'échelle mondiale, que nous sommes depuis long temps dans une période de divergence.

Les études présentées constituent une base de départ pour la vérification d'un modèle qui va essayer de déterminer la convergence (s'il y en a) pour l'échantillon choisi.

#### 4. ANALYSE THÉORIQUE

Le modèle néoclassique de croissance exogène initié par Solow[1956] et ses développements ultérieurs montre que la croissance économique d'un pays est une fonction de son niveau initial de développement. Comme nous l'avons déjà dit dans le premier chapitre, dans des conditions de similitudes des préférences et technologies, un pays avec un niveau de développement initial plus faible doit croître à un taux plus élevé qu'un pays initialement plus développé. Un processus de convergence doit avoir lieu, sous l'influence du rendement d'échelle décroissant du facteur capital.

Cette théorie a été appuyée par les résultats économiques des années '50 et '60. Mais, après le premier choc pétrolier, de 1973, la croissance dans le monde connaît beaucoup de difficultés et nombreux sont les pays qui patinent ou s'enfoncent encore plus dans le sous-développement.

Le modèle qui sera utilisé plus loin est dérivé de la fonction néoclassique de production énoncée au chapitre précédent, largement utilisée dans les recherches sur le sujet.

En utilisant des périodes discrètes (comme Barro [1995]), de longueur unitaire, et incluant une perturbation aléatoire, on obtient :

$$\log(y_{i,t} / y_{i,t-1}) = A - (1 - e^{-\beta}) * \log(y_{i,t-1}) + u_{i,t} \quad (5)$$

(de A. de la Fuente[1997], p.33)

où:

t = l'année

i = le pays

$u_{i,t}$  = perturbation aléatoire, de moyenne nulle et variance  $\sigma_{u,t}^2$ , et est distribuée indépendamment de la variable dépendante ( $\log(y_{i,t})$ ), de  $u_{j,t}$  pour  $j \neq I$ , et des perturbations précédentes.

A = l'ordonnée à l'origine et supposé, par le modèle néoclassique, d'être une constante (les développements de Barro[1995] et ailleurs considèrent cette affirmation plus valable pour les régions d'un pays que pour des pays différents). Comme on admet une certaine homogénéité à l'intérieur de l'OCDE, et comme tous les pays de l'Union Européenne y font partie, on garde cette assomption.

Cette équation représente donc une approximation de la croissance annuelle moyenne du pays I durant l'année t.

Un  $\beta$  positif appuie la théorie néoclassique et indique la propension pour une croissance plus rapide d'un pays plus éloigné de son état stationnaire, implicitement d'un pays plus pauvre. Evidemment, on parle d'un  $\beta$  suffisamment positif, non trop proche de zéro.

Parce que la valeur elle-même de  $\beta$  est moins facilement interprétable, certains auteurs ont repris le terme demi-vie, provenant de la physique atomique, ici avec le sens de la période de temps nécessaire pour que l'écart entre un pays pauvre et la moyenne internationale (ou le pays le plus développé, selon le cas) soit réduit à moitié. Cette mesure est plus utile surtout quand on utilise plusieurs tests, avec des données d'entrée quelque peu différentes (les mêmes tests avec différentes mesures de revenu, par exemple).

Elle provient de la solution de l'équation de l'évolution d'un système vers son état d'équilibre (la forme non-stochastique de l'équation (5) ) :

$$y_{i,t}^e = y_i^* + (y_{i,0} - y_i^*)(1 - \beta)^t \quad (6)$$

(voir A. de la Fuente[1997], p.34)

où  $y_i^*$  est l'état d'équilibre de l'économie  $i$ .

Alors, pour réduire de moitié l'écart entre l'état initial et celui d'équilibre d'une économie, il faut avoir

(le temps  $M$  est nécessaire pour réduire à moitié l'écart entre  $y_{i,0}$  et  $y_i^*$  :

$$y_{i,M} - y_i^* = (y_{i,0} - y_i^*)/2 \quad (7)$$

donc :

$$y_{i,M} - y_i^* = (y_{i,0} - y_i^*)/2 = (y_{i,0} - y_i^*) \cdot (1 - \beta)^M \quad (8)$$

d'où :

$$(1 - \beta)^M = 1/2 \quad (9)$$

ce qui donne :

$$M = \ln(1/2) - \ln(1 - \beta) \quad (10)$$

(source des équations 7-10: A. de la Fuente[1997b], p. 34)



## 5. ANALYSE EMPIRIQUE

### 5.1. Formulation du modèle

Une analyse de la convergence absolue utilisant comme indicateur le produit intérieur brut par habitant, représente la modalité la plus adéquate à poursuivre.

Pour analyser la convergence individuelle d'un certain pays par rapport à la moyenne d'un groupe de référence, nous utiliserons une forme dérivée de la fonction (5) et de la fonction (6):

$$\log(y_{i,t}) - \log(\bar{y}_t) = (1 - \beta) \cdot (\log(y_{i,t-1}) - \log(\bar{y}_{t-1})) + u_{i,t}$$

**(11)**

où :

**t** = l'année;

**i** = le pays;

$\log(y_{i,t})$  = le logarithme du PIB par habitant du pays I (Grèce, Portugal ou Espagne) dans l'année t;

$\log(\bar{y}_t)$  = le logarithme du PIB par habitant du groupe de référence (moyenne des autres 9 pays membres de l'Union Européenne avant 1993), dans l'année t;

$u_{i,t}$  = perturbation aléatoire, de moyenne nulle et variance  $\sigma_{u,t}^2$ , et qui est distribuée indépendamment de la variable dépendante  $(\log(y_{i,t}) - \log(\bar{y}_t))$ , et des perturbations précédentes, de  $u_{j,t}$  pour  $j \neq i$ .

Cette forme fonctionnelle, qui représente le modèle qui sera utilisé pour tester notre hypothèse, a été largement utilisée par David Ben-David (Ben-David[1996] et [1998]) dans ses recherches sur la convergence à l'intérieur de certains groupes de pays, par Barros et Garoupa [1996], ainsi que par Serge Coulombe et Frank Lee ([1994], [1995] et [1996]), ceux derniers sous une forme dérivée, parce que les données utilisées dans leur étude n'étaient pas contiguës.

## 5.2. Données

Les données utilisées s'étalent sur une période de 38 ans, de 1950 à 1997. Pour la période 1950-1992 nous avons utilisé le Produit Intérieur Brut Réel par habitant, en prix internationaux et dollars États-Unis de 1985, provenant de la banque de données Penn World Data et crée par Heston et Summers. Les données se trouvent sur différentes pages Web (University of British Columbia, University of Toronto, University of Bristol - Royaume Uni et autres).

Pour la période allant de 1993 à 1997 et pour les valeurs manquantes de 1992 et 1991 pour certains pays, nous avons utilisé les données en provenance d'Eurostat (annuaires de 1992 à 1998).

Pour assurer la compatibilité des données, nous avons pris des sources Eurostat les taux de croissance annuels du PIB réel par habitant qui ont été appliqués aux dernières valeurs disponibles du PIB réel par habitant, de chaque pays, en provenance de la base de données Penn World Data Mark 5.6.

### 5.3 Résultats et interprétations

Le modèle décrit ci-dessus permet une estimation du coefficient de convergence absolue  $\beta$ . La méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) a été utilisée, afin de permettre d'obtenir des estimations de  $\beta$  tant positives que négatives.

Les régressions ont été faites pour plusieurs situations. Nous avons fait des régressions pour chaque pays individuel, par rapport à la moyenne de l'Union Européenne et aussi pour l'ensemble des trois pays. Dans chaque cas, nous avons considéré plusieurs intervalles de temps. Un premier type est de régresser sur toute la période (de 1951 à 1997, donc 47 ans). Puis, nous avons séparé cet intervalle dans deux autres: la période allant de 1951 à 1973, qui a été une période de croissance soutenue dans les pays européens et ailleurs dans le monde. Cet intervalle a été lui aussi séparé en deux: de 1951 à 1960 et de 1961 à 1973. Cette dernière partie correspond à une période quand les meilleurs résultats de la croissance dans le monde ont été enregistrés.

L'intervalle 1974 à 1997 représente le plus d'intérêt pour nous, pour plusieurs raisons. Premièrement, parce que l'année 1974 signifie aussi la fin d'un certain type de développement. Puis, les trois pays qui constituent notre sujet ont vécu un changement politique et civil profond cette année ou la suivante. Et aussi parce que ce changement brusque a constitué le début d'un processus de rapprochement de l'Union Européenne, qui a conduit, finalement et tout à fait logique, à leur intégration en 1981 et 1986.

Nous avons donc maintenant la raison pour laquelle nous avons partagé l'intervalle 1974 à 1997 dans 2 autres: l'entrée dans l'Union Européenne de ces pays, mais nous avons choisi l'année 1986 comme séparation. La raison est qu'ils y ont deux pays qui sont entrés cette année et qu'après la vérification des tendances (voir le tableau 3 dans les annexes), la Grèce (entrée en 1981), a tiré moins de profit de cet acte que les autres.

Nous avons testé le modèle pour une période, discontinue, à partir de l'intervalle 1986 à 1997, d'où nous avons éliminé les années quand la croissance de l'ensemble de l'Union Européenne a été de moins de 0,5% ou négative même (les années 1991, 1992 et 1993).

Les résultats des régressions sont présentés sous une forme systématique dans les tableaux 4, 5, 6 et 7 de l'annexe A.

La valeur du coefficient  $\beta$  obtenu pour l'ensemble de trois pays et la période 1951 à 1997 est de 1,456%, ce qui confirme l'existence de la convergence dans ces conditions. Les valeurs pour chaque pays sont de 1,075% pour la Grèce, donc une convergence relativement faible, de 1,485% pour le Portugal et de 2,495% pour l'Espagne, qui a le meilleur comportement à long terme.

Les valeurs obtenues pour la période 1951 à 1973 sont des valeurs plus élevées. Ici, c'est encore l'Espagne qui obtient le meilleur résultat, avec 3,5%, suivi par la Grèce avec 1,8% et le Portugal avec 1,6%. Dans leur ensemble, les trois pays ont eu un coefficient  $\beta$  de 1,9%.

Les années 1950 ont connu une performance relativement faible en termes de convergence. Le coefficient  $\beta$  pour l'ensemble de trois pays est de seulement 0,52%, variant de 0% pour la Grèce, à 0,331% pour le Portugal et 1,9% pour l'Espagne.

Mais ces valeurs seront surpassées par les très bonnes performances obtenues par tous les pays à partir de 1961 jusqu'au premier choc pétrolier. Le coefficient  $\beta$  pour les trois pays durant cette sous-période est de 3,464%, une valeur très élevée pour un coefficient de convergence

absolue. C'est toujours l'Espagne qui réalise le meilleur coefficient, de 5,947%, suivi par la Grèce, avec 3,883% et le Portugal avec 2,713%. Les taux annuels moyens de croissance durant cette période ont été de 6,4% pour l'Espagne, de 6,9% pour le Portugal, de 7,3% pour la Grèce et de 3,8% pour les pays de l'UE-9, ce qui explique l'intensité du processus de rattrapage. Dans les conditions existantes durant cette période, le Portugal avait besoin de 25 ans pour réduire à moitié l'écart qui le séparait de la moyenne de l'Union Européenne, la Grèce de 18 ans et l'Espagne de seulement 11 ans.

À partir de 1974, les résultats changent beaucoup. Pour la période 1974-1997, le coefficient  $\beta$  pour l'ensemble de trois pays diminue de 1,901% à 0,52%, indiquant un très faible processus de convergence. Le Portugal obtient le meilleur coefficient de la période, de 1,313%, tandis que pour l'Espagne la convergence devient presque nulle ( $\beta = 0,281\%$ ) et la Grèce est entrée dans un processus de faible divergence, avec un  $\beta$  de -0,4%.

Ces résultats sont en effet imputables aux mauvaises performances enregistrées entre 1974 et 1985. Tous les trois pays entrent dans une période de divergence avec les pays de l'Union Européenne. Pour leur ensemble, le coefficient  $\beta$  est de -0,63%, un fort changement de tendance après la période antérieure. Le moins pire s'en tire la

Grèce, pour l'instant, et qui, avec un coefficient  $\beta$  de -0,06% a maintenu presque le même taux de croissance moyenne que l'Union Européenne. Le coefficient  $\beta$  du Portugal est de -0,61, tandis que l'Espagne connaît le plus des difficultés, avec un coefficient  $\beta$  de -2,38%.

Le sens de la convergence / divergence change à nouveau à partir de 1986, l'ensemble des trois pays réalisant un coefficient de convergence très bon:  $\beta = 1,805\%$ , grâce aux bonnes performances du Portugal (avec  $\beta = 4,076$ ) et de l'Espagne (avec  $\beta = 3,031$ ), mais la Grèce maintient le taux de croissance de la période précédente et s'éloigne derrière les autres pays. Son coefficient  $\beta$  est le pire de toutes les sous-périodes: -0,68% .

Nous avons effectué des tests aussi sur une période dans laquelle nous avons inclus deux sous-périodes: de 1986 à 1990 et de 1994 à 1997, sous-périodes de bonne croissance pour le reste de l'Union Européenne. Les résultats que nous avons obtenus indiquent une performance améliorée de l'ensemble de trois pays: le coefficient  $\beta$  est de 2,125%. Par pays, le Portugal maintient le meilleur  $\beta$ , de 4,595%, suivi non loin de l'Espagne, avec un coefficient  $\beta$  de 3,538%. Pas seulement loin derrière, mais avec une toute autre tendance se trouve la Grèce, qui affiche un coefficient  $\beta$  de -0,84%, conséquence aussi d'un certain



contre-pied de ses performances économiques vis-à-vis celles de l'Union Européenne.

## 6. CONCLUSIONS

La première chose à dire est que les tests démontrent l'existence de la convergence pour la période 1951-1997, entre les trois pays cible (la Grèce, le Portugal et l'Espagne) et le reste de l'Union Européenne (les autres 9 pays). Le rythme de la convergence est inférieur (seulement 1,5%) aux valeurs trouvées par d'autres auteurs pour la convergence au sein des pays de l'OCDE (de 2 à 4%). Cependant, c'est au cours de la période 1961-1973 que la convergence fut la plus forte, atteignant une valeur de 3,5%. Ce résultat trouve son explication dans le modèle néoclassique de croissance, ces trois pays ayant au début de cette période un faible niveau de développement (entre 31 et 52% du niveau moyen des autres 9 pays).

Pour la période qui commence avec plusieurs chocs (le premier choc pétrolier, les changements majeurs de politique intérieure) sur les trois économies, en 1974 et qui finit par l'entrée de l'Espagne et du Portugal dans la Communauté Économique Européenne, en 1986, nous assistons à un processus de divergence faible, mais général. Toutes ces

trois économies ont connu plus de difficultés et la proportion de leur PIB par habitant face au celui de la moyenne européenne s'est détérioré. Pour la Grèce, la diminution est de 54,1% en 1973 à 53,4% en 1985; pour le Portugal, de 46,3% en 1973 à 43,5% en 1985, tandis que pour l'Espagne elle tombe de 72,1% en 1973 à 64,7% en 1985, mais non sans avoir atteint un pic inégalé de 76% en 1975. Peut-être même la préparation pour l'entrée dans le Marché Commun a été coûteuse en termes des résultats économiques immédiats.

La chose qui nous intéresse le plus, est qu'après que ces pays sont entrés dans l'Union Européenne, le phénomène de convergence fait surface à nouveau. Le coefficient de  $\beta$ -convergence a une valeur relativement élevée et c'est surtout grâce aux performances excellentes de l'Espagne, avec un  $\beta$  de 3,031 et du Portugal, avec un  $\beta$  de 4,076, qu'on peut avoir une valeur de 1,8 % pour l'ensemble. Cependant, la Grèce connaît une piètre performance économique et, avec un taux de croissance du PIB par habitant de seulement 1%, en moyenne sur la période, commence à accumuler des retards. En effet, elle se trouve depuis dans un processus de divergence avec le reste de l'Union Européenne.

L'évolution de la Grèce ne peut pas assombrir, quand même, l'image d'ensemble, qui se constitue dans un argument en faveur de l'idée que l'intégration économique d'un pays

moins développé dans une union stimule son développement. En effet, la vitesse de convergence du Portugal et de l'Espagne après leur entrée dans l'Union Européenne est très grande et seulement l'Irlande a réalisé mieux dans cette période, sur le continent.

Une explication autre que le niveau initial de revenu (donc autre que celle qui découle du modèle néoclassique) consiste en les différentes formes de transferts de revenu pratiquées dans l'Union Européenne. Les fonds de cohésion planifiés pour la période de 1994 à 1999 représentent plus de 13 milliards écu pour les trois pays, la partie de l'Espagne étant de 7,95 milliards écu (environ 9 milliards \$ ÉU). Ils sont aussi la plus importante forme de transfert entre les pays membres, à ce moment. Certainement, une telle politique est un aide très précieux pour les pays moins développés.

Nous avons trouvé aussi que la convergence est encore plus forte quand la croissance économique dans l'ensemble de l'Union est élevée. Les valeurs du coefficient de convergence absolue  $\beta$  trouvées pour tous les pays et cette période sont légèrement plus élevées que celles trouvées sur toute la période après 1986. L'inverse peut être aussi affirmé, dans le sens que les économies en dessous de la moyenne se débrouillent moins bien que les autres lors des récessions. Celle-ci peut se constituer comme un

avertissement pour le contexte qui doit se modifier prochainement (l'union monétaire qui s'installera à partir du 1-er janvier 1999) et qui, au moins du point de vue théorique, va créer quelques problèmes aux pays (ou régions) moins développés, lors des situations de crise économique (différents chocs externes).

Un problème est soulevé par le cas de la Grèce, qui n'a pas montré de signes de convergence vers le reste de l'union après son entrée. Elle montre d'ailleurs les pires indicateurs économiques et financiers des pays membres (le moindre taux de croissance économique, la plus forte inflation, le déficit budgétaire plus élevé en pourcentage du PIB et un des taux d'endettement les plus élevés). Parmi d'autres, la Grèce a le désavantage d'être le plus éloigné pays du centre de l'Union (l'axe Londres-Milan), sa position périphérique engendrant des coûts non négligeables. Par contre, l'Espagne et le Portugal, même s'ils sont eux aussi des pays périphériques, leur distance vers l'axe centrale est beaucoup moindre.

La convergence enregistrée par le Portugal et l'Espagne est certainement stimulative, mais elle a été réalisée avec un coût externe (le transfert net en provenance des autres pays membres) qui reste peu probable de se répéter pour des autres cas dans l'avenir.

Le phénomène de la convergence, parmi les pays qui ont décollé il y a long temps, bien qu'existant, semble avoir un comportement cyclique, en s'accélégrant lors des périodes générales de croissance économique et en diminuant jusqu'à l'inversion du sens lors des récessions.

## BIBLIOGRAPHIE

- AGELL, Jonas; LINDH, Thomas et OHLSONN, Henry [1997]- "Growth and the public sector : A critical review essay" - *European Journal of Political Economy*, vol. 13, p. 33-52.
- BARRO, R. J. et SALA-I-MARTIN, X.[1991] "Convergence across states and regions", *Brooking papers on economic activity*, vol. 1, 107-158.
- BARRO, R.J. et SALA-I-MARTIN, X.[1992a] "Convergence", *Journal of Political Economy*, vol. 100, 223-251.
- BARRO, R. J. et SALA-I-MARTIN, X. [1992b] "Regional growth and migration: a Japan and US comparison" *National Bureau of Economic Research, Working Paper 4038*, Cambridge.
- BARRO, R. J. [1996] - *Le développement économique*, Economica, Paris.
- BARROS, Pedro Pita et GAROUPA, Nuno [1996] - "Portugal-European Union convergence : Some evidence" - *European Journal of Political Economy*, vol. 12, p. 545-553.
- BAUMOL, William J.[1986] - "Productivity growth, Convergence, and Welfare : What the Long-Run Data Show" - *The American Economic Review* vol.76 no. 5, p. 1072-1085.
- BAUMOL, William J. et WOLFF, Edward N. [1988]- "Productivity Growth, Convergence, and Welfare : Reply" - *The American Economic Review*, vol . 78 no. 5, p. 1155-1159.
- BEN-DAVID, Dan[1993] - "Equalizing Exchange: Trade Liberalization and Income Convergence" - *Quarterly Journal of Economics* vol. 108, p. 653-679.
- BEN-DAVID, Dan[1996] - "Trade and convergence among countries" - *Journal of International Economics* vol. 40, p. 279-298.

- BEN-DAVID, Dan[1998] - "Convergence clubs and subsistence economies" - *Journal of Development Economics*, vol. 55, p. 155-171.
- BENVENUTI, Stefano Casini ; CAVALIERI, Alessandro et LORENZINI, Stefania [1997]- "*Multiregional economic convergence in Italy : the role of the public debt in view of the Maastricht rules*" - paper for 37-th Congress of the European Regional Science Association, Rome, Italy 26-29 Aug. 1997.
- BOYLE, G. E. et MCCARTHY, T.G.[1995] "A simple measure of  $\beta$ -convergence", *Maynooth College Ireland, Working paper series*.
- BUTTON, Kenneth J. et PENTECOST, Eric J.[1995] - "Testing for convergence of the EU regional economies", *Economic Inquiry*, vol. 33 oct. 1995, p. 664-671.
- CARDENAS, Mauricio et PONTON, Adriana[1995] - "Growth and convergence in Columbia : 1950-1990", *Journal of Development Economics*, vol. 47(1995) p. 5-37.
- CHEN, Baizhu et FENG, Yi [1996]- "Some political determinants of economic growth : Theory and empirical implications" - *European Journal of Political Economy* vol. 12/1996, p. 609-627.
- COULOMBE, S. ; LEE, F. [1994] - "Regional Economic Disparities in Canada", *Industrie Canada, Working Paper 94-02*.
- COULOMBE, S. ; LEE, F. [1995] - "Convergence across Canadian Provinces", *Revue Canadienne d'économique* vol. 28 p.886-898.
- COULOMBE, S. ; LEE, F. [1996] - "Long-Run Perspective on Canadian Regional Convergence", *Industrie Canada, Working Paper 11*.
- DE LA FUENTE, Angel [1997a]- "*On the sources of convergence : a close look at the Spanish regions*"- paper for 37-th Congress of the European Regional Science Association, Rome, Italy 26-29 Aug. 1997.



- DE LA FUENTE, Angel [1997b] - "The empirics of growth and convergence : A selective review" - *Journal of Economics Dynamics & Control*, vol. 21(1997), p. 23-73.
- DE LONG, BRADFORD[1988] - "Productivity Growth, Convergence, and Welfare : Comment" - *The American Economic Review*, vol. 78 no. 5, p. 1138-1154.
- DESDOIGTS, Alain [1997]- "Vers une convergence globale ou locale?" - *Economie internationale* no. 71, p. 43-74.
- DOUTRIAUX, Yves [1991] - *La politique régionale de la CEE*, PUF, Paris.
- DOWRICK, Steve et NGUYEN, Duc-Tho - "OECD Comparative Groth 1950-85 : Catch-Up and Convergence" [1996]- *The American Economic Review* vol.79 no. 5, p. 1010-1030.
- EVANS, Paul et KARRAS, Georgios [1996]- "Do economies converge ? Evidence from a pannel of U.S. States" - *The review of Economics and Statistics*, vol.78/1996, p. 384-387.
- FAINI, Riccardo [1996]- "Increasing returns, migrations and convergence" - *Journal of Development Economics*, vol. 49(1996), p. 121-136.
- HARRIS, M.; LEE, M.; LONGMIRE, R.; MATYAS, L. [1996] "Growth convergence: some panel data evidence", *Working paper 14/96* Monash University, Australia.
- HELLIWELL, J. F., PUTNAM, R.D. [1995] "Economic Growth and Social Capital in Italy", *Nota di lavoro 88.95*, Fondazione Eni Enrico Mattei.
- HELLIWELL, J. F. [1996] "Convergence and migration among provinces", *Revue Canadienne d'Economie*, avril 1996.
- KOOPMANS, T. [1965] "On the concept of Optimal Economic growth" - *The Econometric Approach to Development Planning*, North Holland, Amsterdam.
- JONES, Charles I.[1997] - "On the Evolution of the World Income Distribution" - *Journal of Economic Perspectives*, vol. 11, no.3 (1997) 19-36.

- LEE, Kevin; PESARAN, M. Hashem et SMITH, Ron [1997]- "Growth and convergence in a multi-country empirical stochastic Solow model" - *Journal of Applied Econometrics*, vol. 12(1997) 357-392.
- LEUNG, Charles et QUAH, Danny T.[1996] - "Convergence, Endogenous Growth, and Productivity Disturbances" - *CEPR Discussion paper no. 290* - avril 1996.
- LOUFFIR, R. et REICHLIN, L. [1994] -"Convergence nominale et réelle parmi les pays de la CE et d'AELE", *Entre convergence et intérêts nationaux: L'Europe*, Presse de la Fondation Nationale des sciences politiques, Paris.
- MARTIN, P. et OTTAVIANO, G.I.P. [1995] - "The geography of multi-speed Europe" *CEPR Discussion Paper Series no. 1292*.
- MOLLE, W.[1991] *The economics of european integration - Theory, Practice, policy* - Dartmouth Publishing Co, Dartmouth,UK.
- MOLLE, W.[1983] *Industrial location and regional development in the european community : the FLEUR model*, Gower Publishing co,London, UK.
- MOLLE, W.[1997] - *The economics of European integration : theory, practice, police* - 3<sup>rd</sup> ed. 1997, Ashgate Publishing Limited, Hants, UK.
- NEVEN, D. J. et ROLLER L.-H.[1990] "European integration and trade flows", *CEPR - Discussion paper series 367*.
- PACI, R. et PUTNAM, R. D. [1995] " $\beta$ -Convergence and/or Structural Change? Evidence from the Italian Regions" - *Nota di lavoro 72.95*, Fondazione Eni Enrico Mattei.
- PACI, R. et PIGLIARU, F.[1997]- "*European Regional growth : Does sectors matter ?*" - papier présenté au Congrès des sciences regionales, Rome 27-29 aout 1997.

- PRITCHETT, Lant [1997] - "Divergence, Big Time" - *Journal of Economic Perspectives*, vol.11, no.3 p. 3-17.
- QUAH, Danny T. [1995] - "Regional convergence clusters across Europe", *CEPR Discussion paper* no. 274, dec. 1995.
- QUAH, Danny T. [1996a]- "Convergence as distribution dynamics (with or without growth) ", *CEPR Discussion paper* no. 317, nov. 1996.
- QUAH, Danny T. [1996b]- "Twin Peaks : Growth and Convergence in models of Distribution Dynamics" - *CEPR Discussion paper* no. 280 - feb. 1996.
- SEERS, D. [1980]- "The EEC and unequal development", *Integration and unequal development*, MacMillan Press ltd.
- SEERS, D. [1983]- *Studies in the integration of Western Europe*, MacMillan Press ltd.
- SOLOW, R. [1956] - "A Contribution to the Theory of Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, vol 70(1), p. 65-94.
- TSOUKALIS, L. [1993] *The New European Economy - the Politics and Economics of Integration*, Oxford University Press.
- VANHOVE, N.; KLAASEN, L. [1980] - "Regional policy : A European Approach", 1980, Allanheld, Osmund & co Publishers, Montclair, NJ, USA.
- VENTURA, Jaume [1997] - "Growth and interdependence", *Quarterly Journal of Economics*, No.1, p. 57-84.
- WEBER, M. [1964] - *L'éthique protestante et l'esprit du capitalisme*, Edition Plon, Paris.
- WEEDE, Erich [1997]- "Income inequality, democracy and growth reconsidered" - *European Journal of Political Economy*, vol. 13, p. 751-764.

**ANNEXE A**

Tableau 1: PIB par habitant pour les pays membres de l'Union Européenne en 1980 (période 1950-1992)  
\$ EU constants de 1985

Année	Belgique	Danemark	France	Allemagne de l'Ouest	Irlande	Italie	Luxembourg	Pays Bas	Royaume Uni	EU-9
1950	4433	5263	4045	3421	2730	2743	6534	4532	5395	3983
1951	4523	5044	4248	3679	2820	2941	5909	4451	5582	4163
1952	4552	5082	4354	3994	2809	3054	6448	4323	5527	4264
1953	4641	5376	4422	4256	2919	3264	6856	4657	5781	4470
1954	4818	5555	4565	4560	2948	3361	6724	5018	5984	4664
1955	5017	5434	4770	5133	3084	3579	6894	5299	6199	4956
1956	5134	5559	5083	5389	3006	3705	7201	5565	6251	5136
1957	5220	5768	5286	5608	2968	3836	7713	5624	6345	5288
1958	5088	5823	5368	5749	2954	3971	7735	5362	6338	5348
1959	5223	6351	5497	6131	3149	4206	7683	5585	6573	5597
1960	5495	6760	5823	6570	3311	4564	7921	6077	6823	5946
1961	5752	7142	6087	6817	3479	4919	8353	6225	6971	6196
1962	6012	7512	6401	7023	3615	5208	8443	6402	6978	6400
1963	6205	7404	6651	7130	3769	5498	7921	6577	7222	6608
1964	6579	8127	7048	7560	3927	5579	7848	7117	7573	6945
1965	6749	8436	7304	7912	4000	5691	8569	7396	7679	7158
1966	6911	8562	7645	8002	4005	6009	8447	7528	7789	7356
1967	7129	8778	7946	7915	4162	6418	7837	7853	7973	7554
1968	7384	9031	8228	8389	4510	6776	8150	8301	8250	7904
1969	7828	9595	8768	8974	4812	7174	9023	8749	8314	8310
1970	8331	9670	9200	9425	5015	7568	9782	9199	8537	8686
1971	8574	9860	9538	9585	5130	7603	9965	9466	8655	8857
1972	8957	10344	9837	9906	5391	7731	10506	9683	8970	9131
1973	9485	10613	10316	10315	5595	8275	11224	10064	9605	9631
1974	9871	10428	10510	10211	5711	8669	11433	10375	9411	9715
1975	9633	10236	10297	10094	5806	8282	10705	10255	9312	9518
1976	10156	10921	10751	10712	5836	8809	10940	10700	9549	9979
1977	10204	11047	11053	11032	6258	9016	10992	10902	9769	10229
1978	10465	11137	11334	11375	6641	9284	11546	11108	10133	10532

Tableau 1: PIB par habitant pour les pays membres de l'Union Européenne en 1980 (période 1950-1992)  
 \$ EU constants de 1985

Année	Belgique	Danemark	France	Allemagne de l'Ouest	Irlande	Italie	Luxembourg	Pays Bas	Royaume Uni	EU-9
1979	10679	11484	11664	11886	6801	9831	11697	11286	10438	10931
1980	11109	11342	11756	11920	6823	10323	11893	11284	10167	11020
1981	10829	11153	11746	11806	6985	10285	11842	11079	10017	10928
1982	10986	11526	11970	11666	7033	10262	11962	10869	10217	10982
1983	10972	11828	11936	11956	6907	10297	12225	10983	10625	11147
1984	11236	12419	12034	12302	7122	10561	12900	11288	10892	11404
1985	11285	12969	12206	12535	7275	10808	13175	11539	11237	11649
1986	11461	13474	12507	12839	7238	11115	13848	11797	11726	11986
1987	11727	13449	12744	13017	7541	11455	14234	11858	12283	12288
1988	12319	13571	13259	13456	7899	11918	15034	12087	12969	12789
1989	12804	13663	13642	13837	8524	12247	15919	12591	13241	13147
1990	13232	13909	13904	14341	9274	12488	16280	13029	13217	13426
1991	13409	14015	13870	14746	9395	12602	16867	13196	12818	13477
1992	13484	14091	13918	14709	9637	12721	16798	13281	12724	13500

Tableau 2: Évolution du PIB/habitant, EU-9, Grèce, Portugal et Espagne, 1950-1997  
(\$ ÉU constants de 1985)

Année	EU-9	Grèce	Portugal	Spain
1950	3983	1409	1208	1913
1951	4163	1474	1323	2214
1952	4264	1441	1380	2304
1953	4470	1560	1451	2205
1954	4664	1622	1496	2491
1955	4956	1687	1539	2614
1956	5136	1819	1600	2791
1957	5288	1937	1677	2881
1958	5348	2011	1683	2996
1959	5597	2069	1771	2878
1960	5946	2093	1869	3123
1961	6196	2318	2001	3492
1962	6400	2337	2070	3821
1963	6608	2581	2192	4111
1964	6945	2800	2244	4311
1965	7158	3067	2407	4580
1966	7356	3187	2469	4869
1967	7554	3322	2646	5040
1968	7904	3557	2922	5299
1969	8310	3904	3006	5717
1970	8686	4224	3306	5861
1971	8857	4506	3740	6025
1972	9131	4869	3994	6490
1973	9631	5208	4459	6943
1974	9715	4967	4645	7291
1975	9518	5201	4310	7238
1976	9979	5418	4461	7387
1977	10229	5518	4644	7444
1978	10532	5791	4690	7412
1979	10931	5896	4848	7348
1980	11020	5901	4982	7390
1981	10928	5903	5017	7239
1982	10982	5971	5118	7301
1983	11147	5935	5082	7375
1984	11404	6007	4974	7380
1985	11649	6224	5070	7536
1986	11986	6279	5288	7821
1987	12288	6248	5662	8291
1988	12789	6459	6010	8759
1989	13147	6734	6575	9238
1990	13426	6768	7478	9583
1991	13477	6783	7710	9769
1992	13500	6810	7795	9802
1993	13432	6742	7701	9684
1994	13768	6877	7886	9888
1995	14112	7014	8075	10165
1996	14338	7169	8285	10378
1997	14697	7405	8600	10731

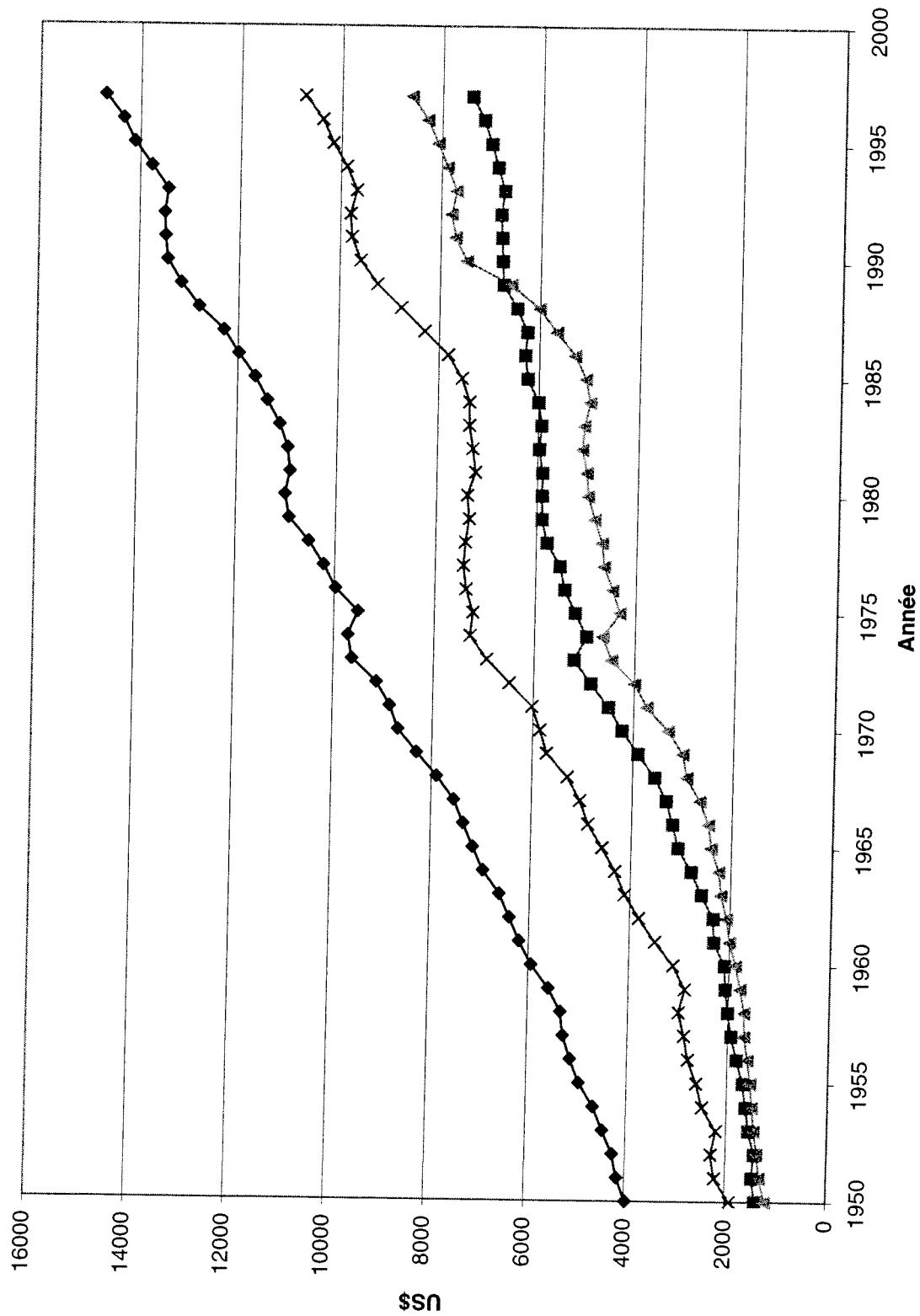
Source: Heston Summers [1995] - Penn Mark 5 Tables;  
EUROSTAT 1994-1998  
Calculs de l'auteur.

Tableau 3: Evolution du PIB par habitant par rapport à la moyenne d'UE-9 (=100)

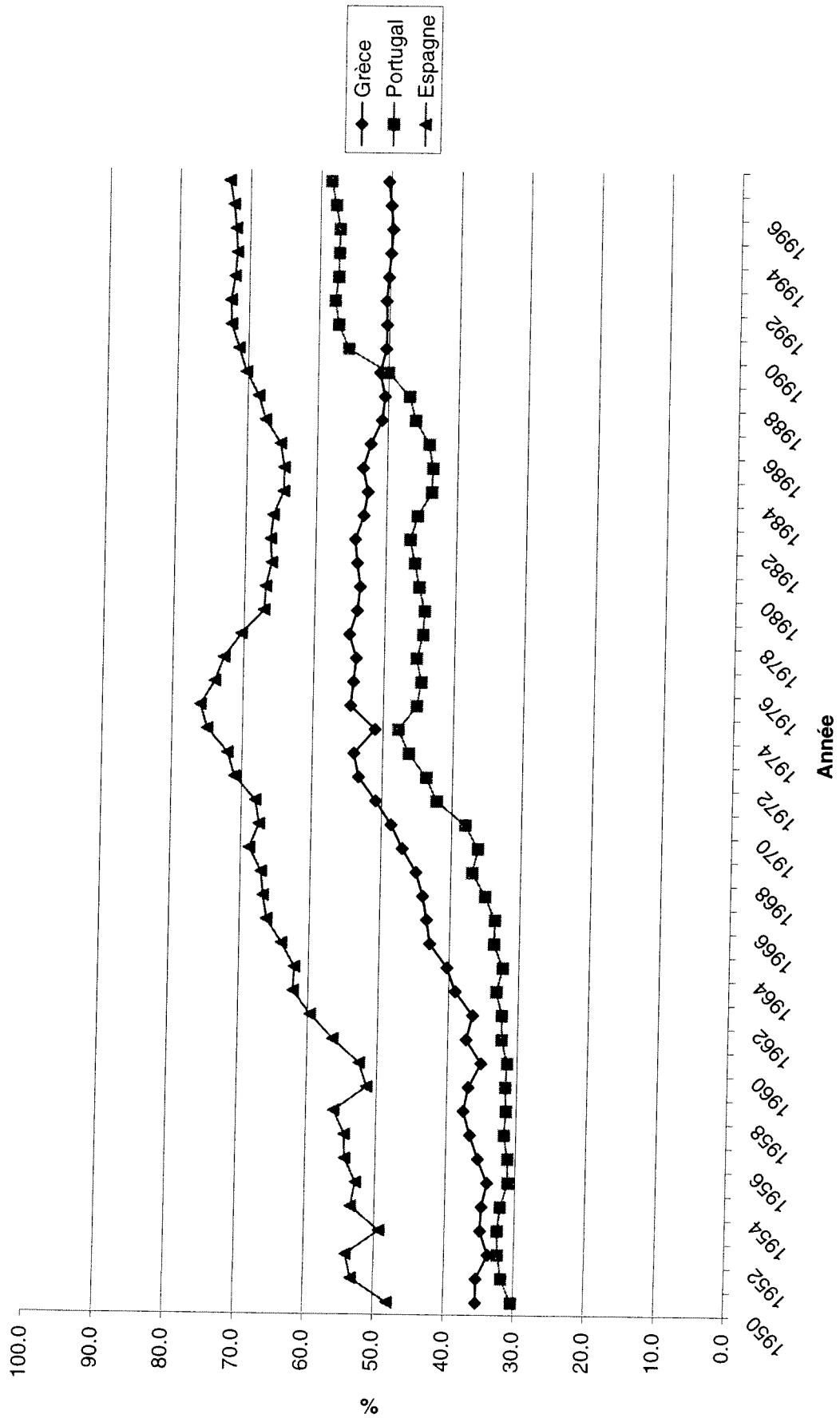
Année	Grèce	Portugal	Espagne
1950	35.4	30.3	48.0
1951	35.4	31.8	53.2
1952	33.8	32.4	54.0
1953	34.9	32.5	49.3
1954	34.8	32.1	53.4
1955	34.0	31.1	52.7
1956	35.4	31.2	54.3
1957	36.6	31.7	54.5
1958	37.6	31.5	56.0
1959	37.0	31.6	51.4
1960	35.2	31.4	52.5
1961	37.4	32.3	56.4
1962	36.5	32.3	59.7
1963	39.1	33.2	62.2
1964	40.3	32.3	62.1
1965	42.8	33.6	64.0
1966	43.3	33.6	66.2
1967	44.0	35.0	66.7
1968	45.0	37.0	67.0
1969	47.0	36.2	68.8
1970	48.6	38.1	67.5
1971	50.9	42.2	68.0
1972	53.3	43.7	71.1
1973	54.1	46.3	72.1
1974	51.1	47.8	75.1
1975	54.6	45.3	76.0
1976	54.3	44.7	74.0
1977	53.9	45.4	72.8
1978	55.0	44.5	70.4
1979	53.9	44.4	67.2
1980	53.5	45.2	67.1
1981	54.0	45.9	66.2
1982	54.4	46.6	66.5
1983	53.2	45.6	66.2
1984	52.7	43.6	64.7
1985	53.4	43.5	64.7
1986	52.4	44.1	65.3
1987	50.8	46.1	67.5
1988	50.5	47.0	68.5
1989	51.2	50.0	70.3
1990	50.4	55.7	71.4
1991	50.3	57.2	72.5
1992	50.4	57.7	72.6
1993	50.2	57.3	72.1
1994	49.9	57.3	71.8
1995	49.7	57.2	72.0
1996	50.0	57.8	72.4
1997	50.4	58.5	73.0



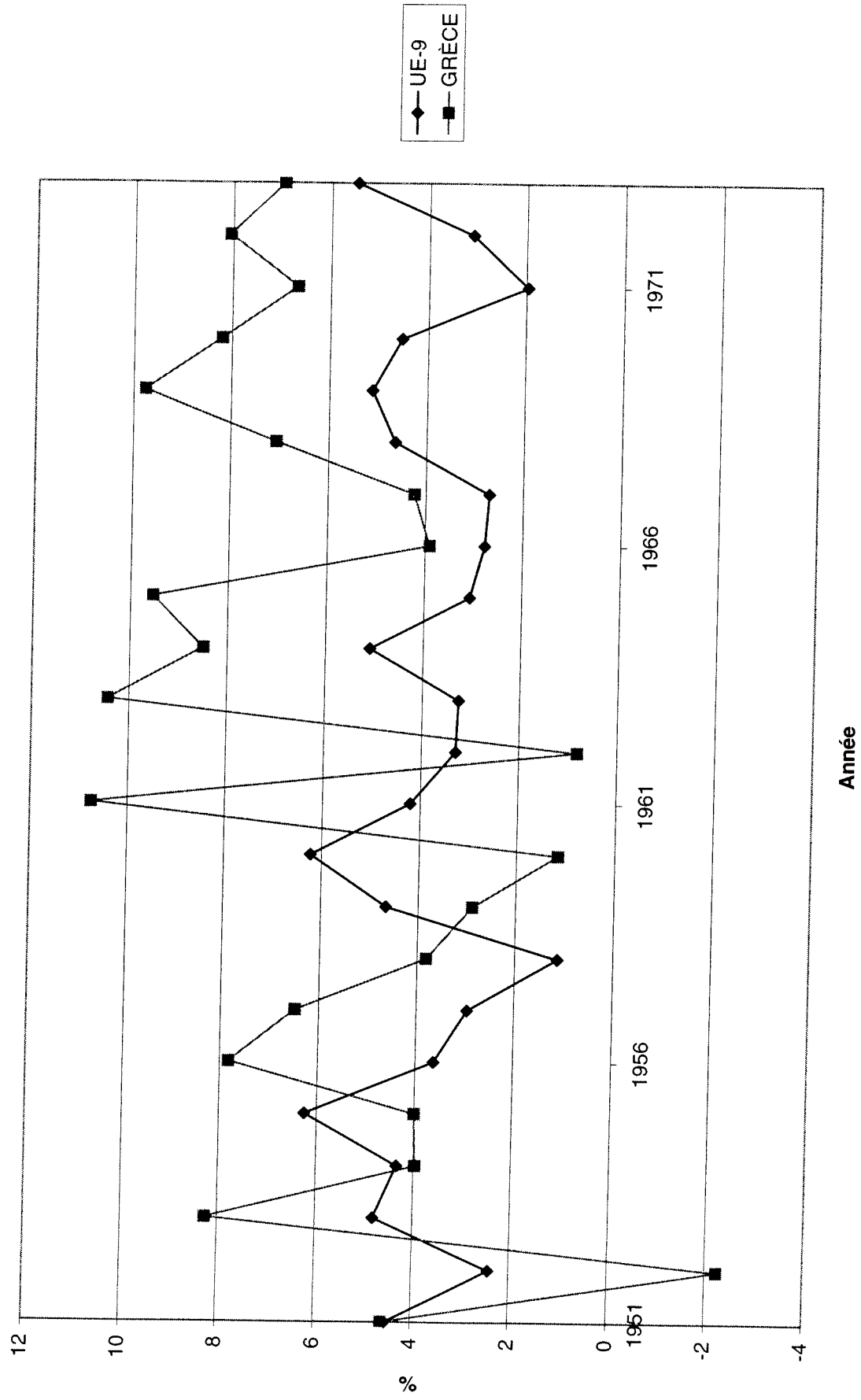
Graphique 1: Évolution du PIB par habitant, en \$ ÉU constants de 1985 (1950-1997)



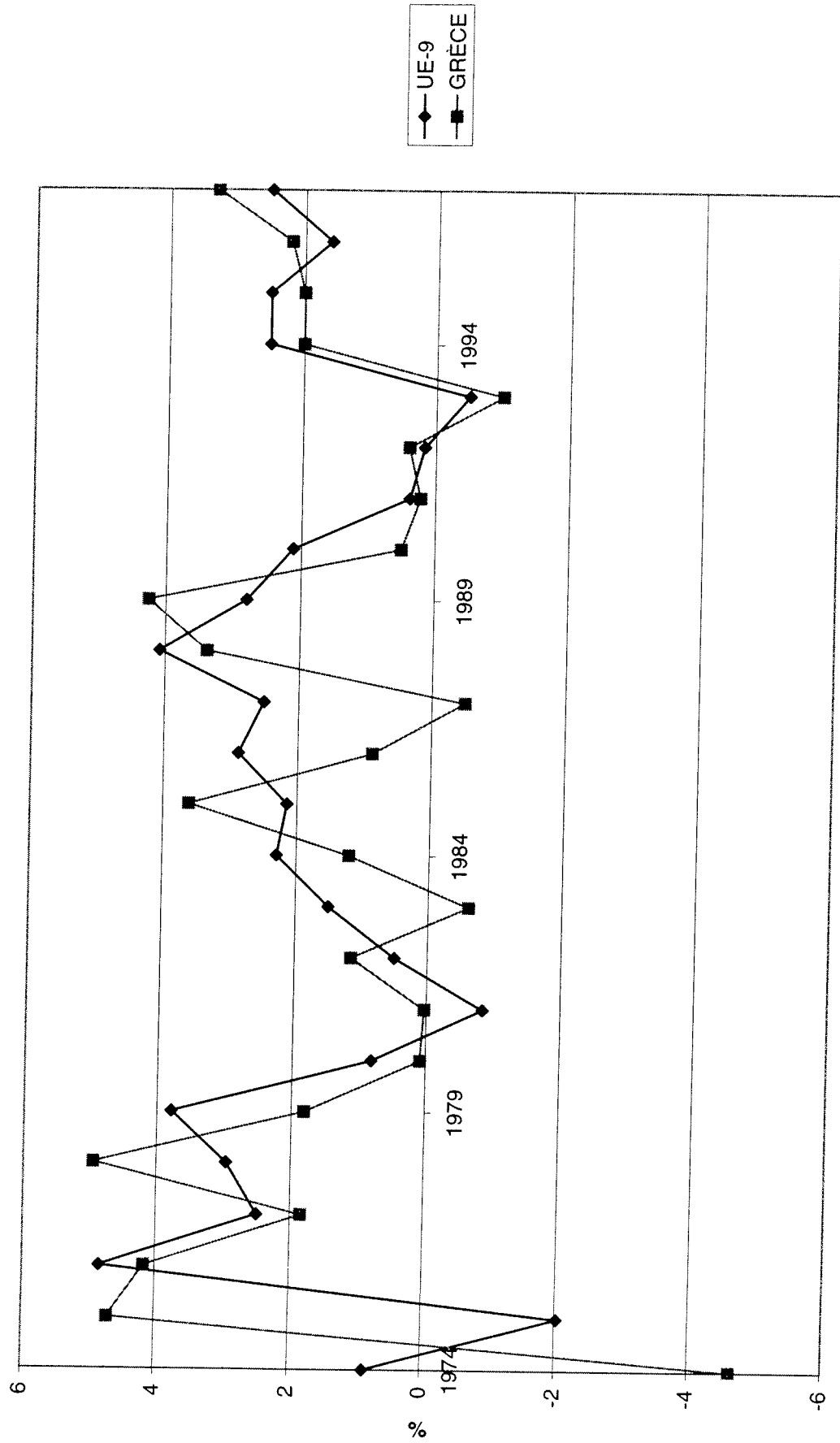
**Graphique 2: Évolution du PIB/habitant de la Grèce, du Portugal et de l'Espagne par rapport à la moyenne d'UE9 (=100)**



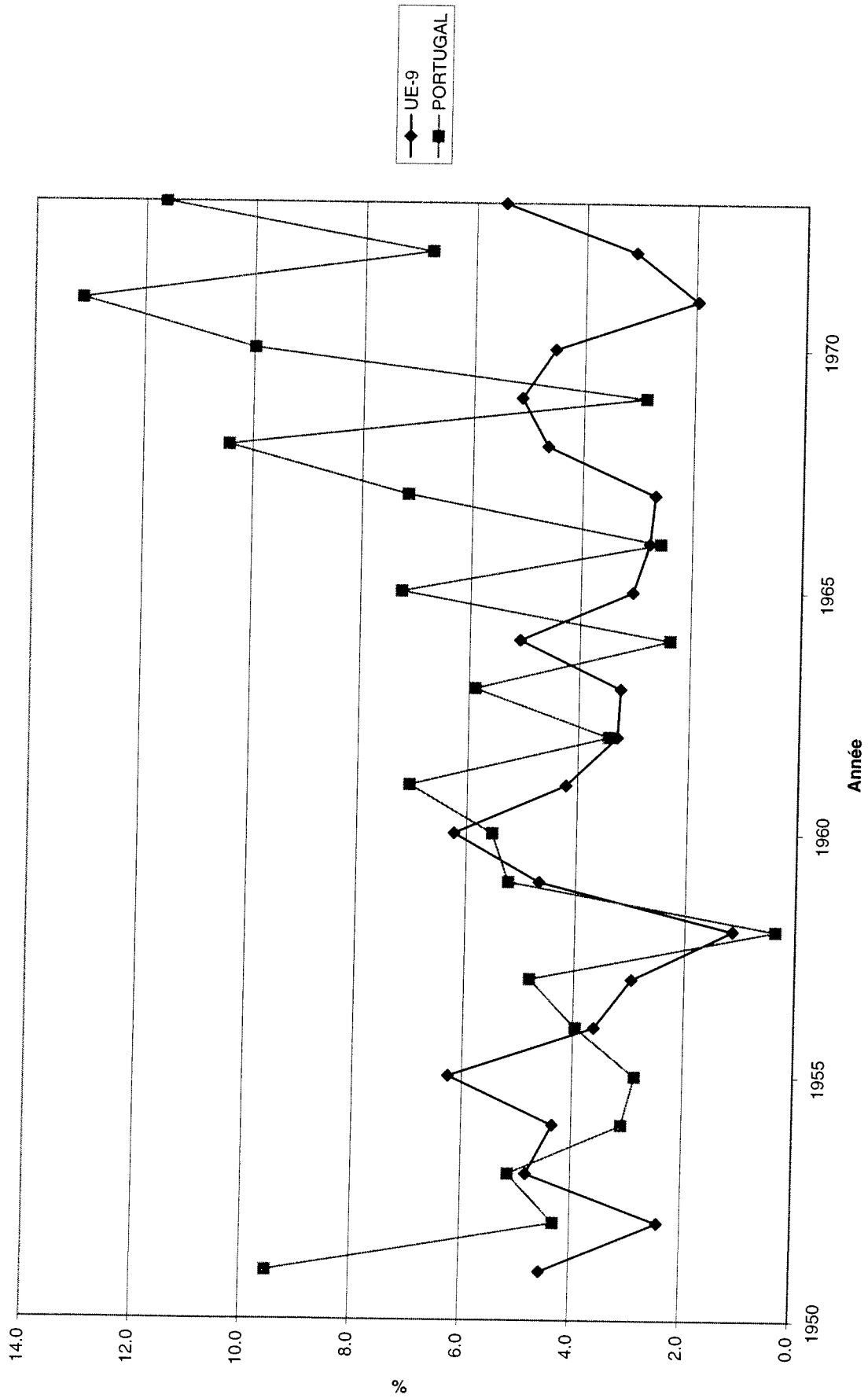
Graphique 3: Taux de croissance annuels de PIB/habitant, Grèce et UE-9, 1951-1973



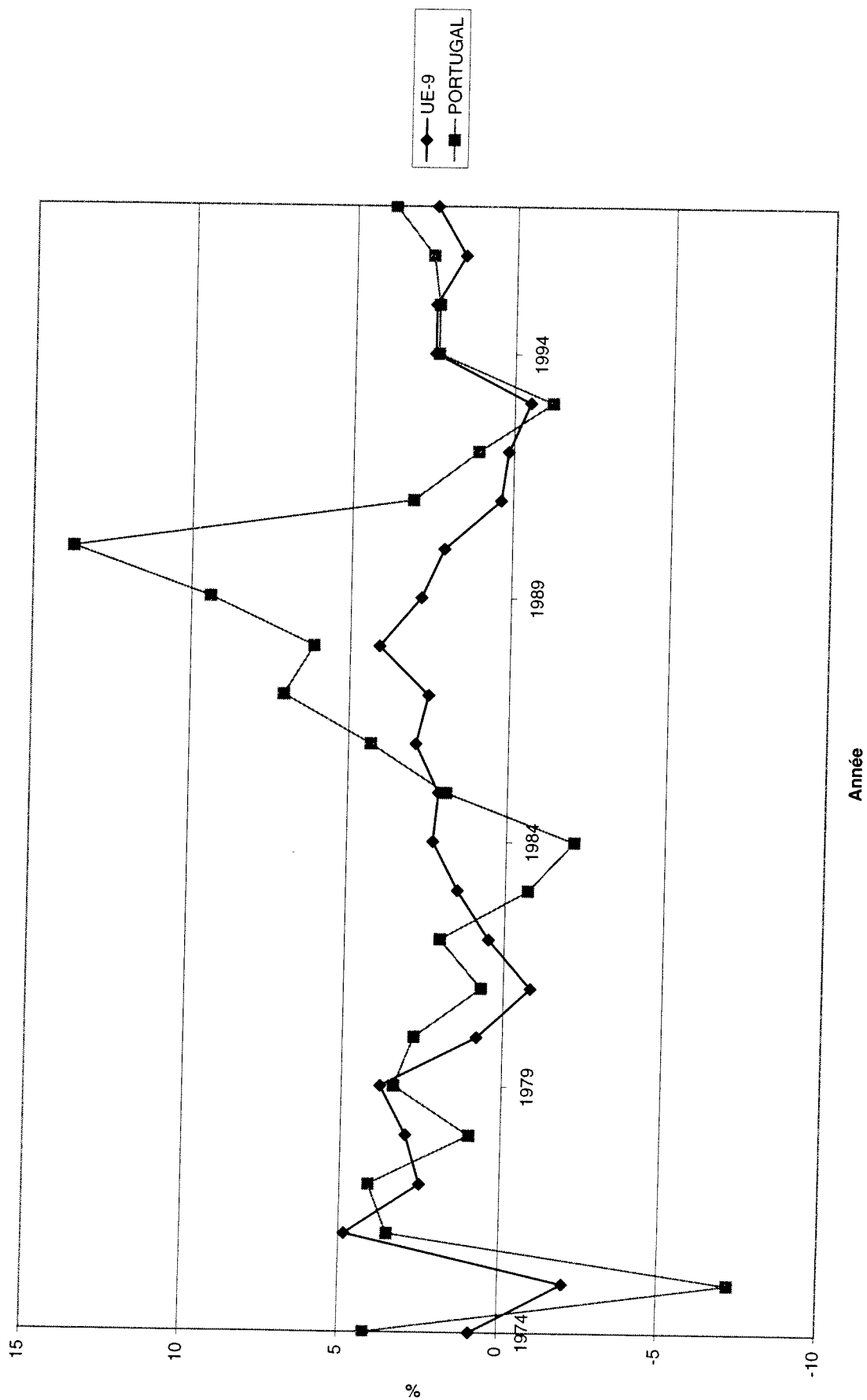
Graphique 4: Taux de croissance annuels de PIB/habitant, Grèce et UE-9, 1974-1997



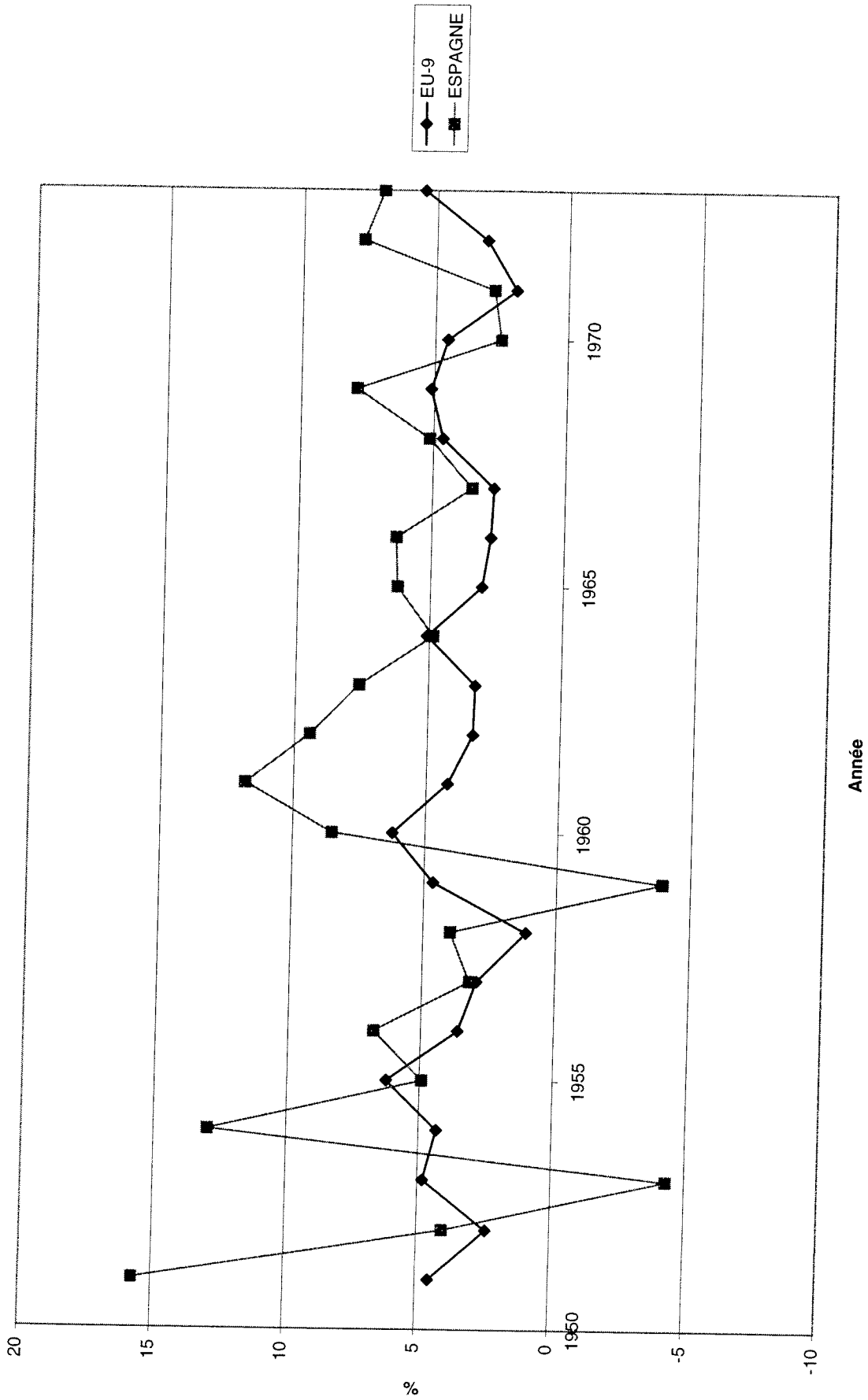
Graphique 5: Taux de croissance annuels de PIB/habitant, Portugal et UE-9, 1951-1973



Graphique 6: Taux de croissance annuels de PIB/habitant, Portugal et UE-9, 1974-1997



Graphique 7: Taux de croissance annuels de PIB/habitant, Espagne et UE-9, 1951-1973



Graphique 8: Taux de croissance annuels de PIB/habitant, Espagne et UE-9, 1974-1997

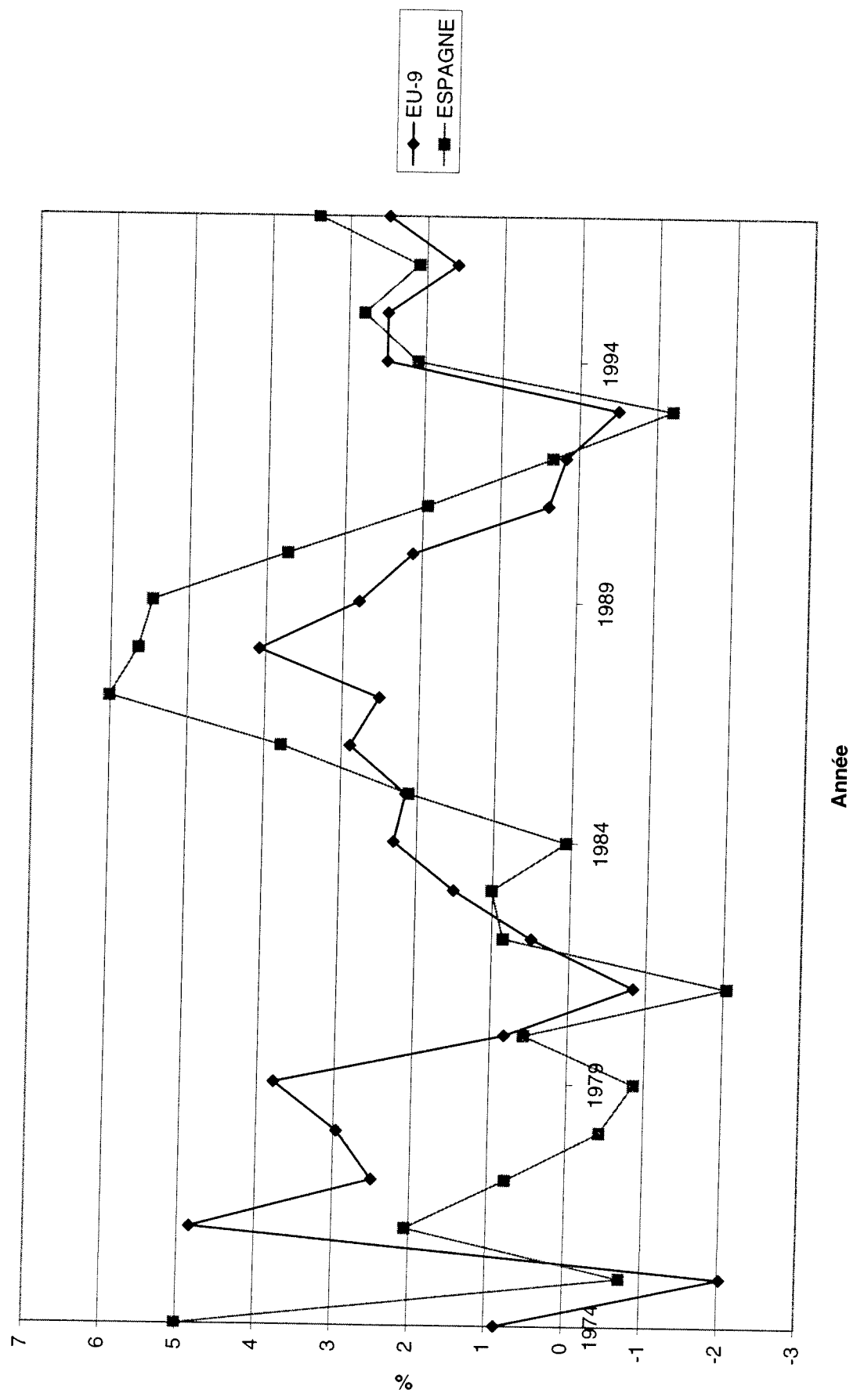




Tableau 4: Résultats des estimations pour l'ensemble des pays

Période	beta	Nombre d'observations	Demi-vie
1951-1997	1,456	141	47
1951-1973	1,901	69	36
1974-1997	0,520	72	133
1951-1960	0,435	30	159
1961-1973	3,464	39	20
1974-1985	-0,630	36	-
1986-1997	1,805	36	38
1986-1990 & 1994-1997	2,128	27	29

Tableau 5: Résultats des estimations pour la Grèce

Période	beta	Nombre d'observations	Demi-vie
1951-1997	1,075	47	64
1951-1973	1,815	23	37
1974-1997	-0,400	24	-
1951-1960	0,000	10	-
1961-1973	3,883	13	18
1974-1985	-0,060	12	-
1986-1997	-0,680	12	-
1986-1990 & 1994-1997	-0,840	9	-

Tableau 6: Résultats des estimations pour le Portugal

Période	beta	Nombre d'observations	Demi-vie
1951-1997	1,485	47	46
1951-1973	1,564	23	44
1974-1997	1,313	23	53
1951-1960	0,331	10	209
1961-1973	2,713	13	25
1974-1985	-0,610	12	-
1986-1997	4,076	12	17
1986-1990 & 1994-1997	4,595	9	15

Tableau 7: Résultats des estimations pour l'Espagne

Période	beta	Nombre d'observations	Demi-vie
1951-1997	2,495	47	27
1951-1973	3,509	23	19
1974-1997	0,281	23	246
1951-1960	1,909	10	36
1961-1973	5,947	13	11
1974-1985	-2,380	12	-
1986-1997	3,031	12	23
1986-1990 & 1994-1997	3,538	9	19

**ANNEXE B**

\*\*\*\*\*

SHAZAM - FOR WIN95/WIN98/WINNT PENTIUM SITE NO. 157A4Y  
\*\* Copyright (C) 1997 by K.J. White - All Rights Reserved \*\*

FOR USE ONLY BY: Faculty, Students, and Staff  
AT: Universite de Montreal - Quebec  
If this does not describe you then you have stolen this copy  
and if you type anything except STOP or HELP SHAZAM you  
agree to send payment within 7 days for a software license

SITE LICENSE - FOR USE ON ALL COMPUTERS AT ABOVE LOCATION

\*\*\*\*\*

Hello/Bonjour/Aloha/Howdy/G Day/Kia Ora/Konnichiwa/Buenos Dias/Nee Hau  
Welcome to SHAZAM - Version 8.0 - NOV 1998 SYSTEM=WIN-95 PAR= 500

TYPE COMMAND

sample 1 141

TYPE COMMAND

read (tous.txt) an t1 t0

UNIT 88 IS NOW ASSIGNED TO: tous.txt

3 VARIABLES AND 141 OBSERVATIONS STARTING AT OBS 1

TYPE COMMAND

ols t1 t0 /noconstant

REQUIRED MEMORY IS PAR= 7 CURRENT PAR= 500

OLS ESTIMATION

141 OBSERVATIONS DEPENDENT VARIABLE = T1

...NOTE...SAMPLE RANGE SET TO: 1, 141

R-SQUARE = 0.9846 R-SQUARE ADJUSTED = 0.9846

VARIANCE OF THE ESTIMATE-SIGMA\*\*2 = 0.10249E-02

STANDARD ERROR OF THE ESTIMATE-SIGMA = 0.32014E-01

SUM OF SQUARED ERRORS-SSE= 0.14349

MEAN OF DEPENDENT VARIABLE = -0.69978

LOG OF THE LIKELIHOOD FUNCTION = 285.693

RAW MOMENT R-SQUARE = 0.9982

VARIABLE NAME	ESTIMATED COEFFICIENT	STANDARD ERROR	T-RATIO	PARTIAL CORR. COEFFICIENT	STANDARDIZED	ELASTICITY AT MEANS
T0	0.98544	0.3567E-02	276.3	0.000	0.999	0.9944 0.9997

TYPE COMMAND

sample 1 69

TYPE COMMAND

ols t1 t0 /noconstant

REQUIRED MEMORY IS PAR= 6 CURRENT PAR= 500

OLS ESTIMATION

69 OBSERVATIONS DEPENDENT VARIABLE = T1

...NOTE...SAMPLE RANGE SET TO: 1, 69

R-SQUARE = 0.9809 R-SQUARE ADJUSTED = 0.9809

VARIANCE OF THE ESTIMATE-SIGMA\*\*2 = 0.13681E-02

STANDARD ERROR OF THE ESTIMATE-SIGMA = 0.36987E-01

SUM OF SQUARED ERRORS-SSE= 0.93028E-01

MEAN OF DEPENDENT VARIABLE = -0.83194

LOG OF THE LIKELIHOOD FUNCTION = 130.102

RAW MOMENT R-SQUARE = 0.9982

VARIABLE NAME	ESTIMATED COEFFICIENT	STANDARD ERROR	T-RATIO	PARTIAL CORR. COEFFICIENT	STANDARDIZED	ELASTICITY AT MEANS
T0	0.98099	0.5006E-02	195.9	0.000	0.999	0.9662 1.0024

TYPE COMMAND

sample 1 30  
TYPE COMMAND  
ols t1 t0 /noconstant

REQUIRED MEMORY IS PAR= 5 CURRENT PAR= 500  
OLS ESTIMATION  
30 OBSERVATIONS DEPENDENT VARIABLE = T1  
...NOTE..SAMPLE RANGE SET TO: 1, 30

R-SQUARE = 0.9678 R-SQUARE ADJUSTED = 0.9678  
VARIANCE OF THE ESTIMATE-SIGMA\*\*2 = 0.16631E-02  
STANDARD ERROR OF THE ESTIMATE-SIGMA = 0.40781E-01  
SUM OF SQUARED ERRORS-SSE= 0.48229E-01  
MEAN OF DEPENDENT VARIABLE = -0.93932  
LOG OF THE LIKELIHOOD FUNCTION = 53.9266  
RAW MOMENT R-SQUARE = 0.9983

VARIABLE	ESTIMATED	STANDARD	T-RATIO	PARTIAL	STANDARDIZED	ELASTICITY
NAME	COEFFICIENT	ERROR	29 DF	P-VALUE	CORR. COEFFICIENT	AT MEANS
T0	0.99565	0.7684E-02	129.6	0.000	0.999	0.9858 0.9999

TYPE COMMAND  
sample 31 69  
TYPE COMMAND  
ols t1 t0 /noconstant

REQUIRED MEMORY IS PAR= 5 CURRENT PAR= 500  
OLS ESTIMATION  
39 OBSERVATIONS DEPENDENT VARIABLE = T1  
...NOTE..SAMPLE RANGE SET TO: 31, 69

R-SQUARE = 0.9883 R-SQUARE ADJUSTED = 0.9883  
VARIANCE OF THE ESTIMATE-SIGMA\*\*2 = 0.84986E-03  
STANDARD ERROR OF THE ESTIMATE-SIGMA = 0.29152E-01  
SUM OF SQUARED ERRORS-SSE= 0.32295E-01  
MEAN OF DEPENDENT VARIABLE = -0.74935  
LOG OF THE LIKELIHOOD FUNCTION = 83.0415  
RAW MOMENT R-SQUARE = 0.9987

VARIABLE	ESTIMATED	STANDARD	T-RATIO	PARTIAL	STANDARDIZED	ELASTICITY
NAME	COEFFICIENT	ERROR	38 DF	P-VALUE	CORR. COEFFICIENT	AT MEANS
T0	0.96536	0.5672E-02	170.2	0.000	0.999	0.9714 1.0028

TYPE COMMAND  
sample 70 141  
TYPE COMMAND  
ols t1 t0 /noconstant

REQUIRED MEMORY IS PAR= 6 CURRENT PAR= 500  
OLS ESTIMATION  
72 OBSERVATIONS DEPENDENT VARIABLE = T1  
...NOTE..SAMPLE RANGE SET TO: 70, 141

R-SQUARE = 0.9775 R-SQUARE ADJUSTED = 0.9775  
VARIANCE OF THE ESTIMATE-SIGMA\*\*2 = 0.66342E-03  
STANDARD ERROR OF THE ESTIMATE-SIGMA = 0.25757E-01  
SUM OF SQUARED ERRORS-SSE= 0.47102E-01  
MEAN OF DEPENDENT VARIABLE = -0.57312  
LOG OF THE LIKELIHOOD FUNCTION = 161.792  
RAW MOMENT R-SQUARE = 0.9982

VARIABLE	ESTIMATED	STANDARD	T-RATIO	PARTIAL	STANDARDIZED	ELASTICITY
NAME	COEFFICIENT	ERROR	71 DF	P-VALUE	CORR. COEFFICIENT	AT MEANS
T0	0.99480	0.5055E-02	196.8	0.000	0.999	0.9995 0.9991

TYPE COMMAND

sample 70 105  
TYPE COMMAND  
ols t1 t0 /noconstant

REQUIRED MEMORY IS PAR= 5 CURRENT PAR= 500  
OLS ESTIMATION  
36 OBSERVATIONS DEPENDENT VARIABLE = T1  
...NOTE..SAMPLE RANGE SET TO: 70, 105

R-SQUARE = 0.9795 R-SQUARE ADJUSTED = 0.9795  
VARIANCE OF THE ESTIMATE-SIGMA\*\*2 = 0.67240E-03  
STANDARD ERROR OF THE ESTIMATE-SIGMA = 0.25931E-01  
SUM OF SQUARED ERRORS-SSE= 0.23534E-01  
MEAN OF DEPENDENT VARIABLE = -0.59520  
LOG OF THE LIKELIHOOD FUNCTION = 80.9092  
RAW MOMENT R-SQUARE = 0.9983

VARIABLE	ESTIMATED	STANDARD	T-RATIO	PARTIAL	STANDARDIZED	ELASTICITY
NAME	COEFFICIENT	ERROR	35 DF	P-VALUE	CORR. COEFFICIENT	AT MEANS
T0	1.0063	0.7005E-02	143.7	0.000	0.999	1.0147 0.9977

TYPE COMMAND  
sample 106 141  
TYPE COMMAND  
ols t1 t0 /noconstant

REQUIRED MEMORY IS PAR= 5 CURRENT PAR= 500  
OLS ESTIMATION  
36 OBSERVATIONS DEPENDENT VARIABLE = T1  
...NOTE..SAMPLE RANGE SET TO: 106, 141

R-SQUARE = 0.9784 R-SQUARE ADJUSTED = 0.9784  
VARIANCE OF THE ESTIMATE-SIGMA\*\*2 = 0.56376E-03  
STANDARD ERROR OF THE ESTIMATE-SIGMA = 0.23744E-01  
SUM OF SQUARED ERRORS-SSE= 0.19732E-01  
MEAN OF DEPENDENT VARIABLE = -0.55104  
LOG OF THE LIKELIHOOD FUNCTION = 84.0812  
RAW MOMENT R-SQUARE = 0.9983

VARIABLE	ESTIMATED	STANDARD	T-RATIO	PARTIAL	STANDARDIZED	ELASTICITY
NAME	COEFFICIENT	ERROR	35 DF	P-VALUE	CORR. COEFFICIENT	AT MEANS
T0	0.98195	0.6781E-02	144.8	0.000	0.999	0.9927 0.9997

TYPE COMMAND  
sample 106 132  
TYPE COMMAND  
ols t1 t0 /noconstant

REQUIRED MEMORY IS PAR= 5 CURRENT PAR= 500  
OLS ESTIMATION  
27 OBSERVATIONS DEPENDENT VARIABLE = T1  
...NOTE..SAMPLE RANGE SET TO: 106, 132

R-SQUARE = 0.9739 R-SQUARE ADJUSTED = 0.9739  
VARIANCE OF THE ESTIMATE-SIGMA\*\*2 = 0.70056E-03  
STANDARD ERROR OF THE ESTIMATE-SIGMA = 0.26468E-01  
SUM OF SQUARED ERRORS-SSE= 0.18215E-01  
MEAN OF DEPENDENT VARIABLE = -0.56089  
LOG OF THE LIKELIHOOD FUNCTION = 60.2571  
RAW MOMENT R-SQUARE = 0.9980

VARIABLE	ESTIMATED	STANDARD	T-RATIO	PARTIAL	STANDARDIZED	ELASTICITY
NAME	COEFFICIENT	ERROR	26 DF	P-VALUE	CORR. COEFFICIENT	AT MEANS
T0	0.97872	0.8553E-02	114.4	0.000	0.999	0.9912 0.9996

TYPE COMMAND



```
sample 133 141
TYPE COMMAND
ols t1 t0 /noconstant
```

```
REQUIRED MEMORY IS PAR=      4 CURRENT PAR=    500
OLS ESTIMATION
  9 OBSERVATIONS      DEPENDENT VARIABLE = T1
...NOTE..SAMPLE RANGE SET TO:    133,    141
```

```
R-SQUARE =    0.9948      R-SQUARE ADJUSTED =    0.9948
VARIANCE OF THE ESTIMATE-SIGMA**2 =    0.13249E-03
STANDARD ERROR OF THE ESTIMATE-SIGMA =    0.11510E-01
SUM OF SQUARED ERRORS-SSE=    0.10599E-02
MEAN OF DEPENDENT VARIABLE = -0.52147
LOG OF THE LIKELIHOOD FUNCTION =    27.9401
RAW MOMENT R-SQUARE =    0.9996
```

VARIABLE	ESTIMATED	STANDARD	T-RATIO	PARTIAL STANDARDIZED ELASTICITY			
NAME	COEFFICIENT	ERROR	8 DF	P-VALUE	CORR. COEFFICIENT	AT MEANS	
T0	0.99348	0.7025E-02	141.4	0.000	1.000	0.9873	1.0008

TYPE COMMAND

\*\*\*\*\*

SHAZAM - FOR WIN95/WIN98/WINNT PENTIUM SITE NO. 157A4Y  
\*\* Copyright (C) 1997 by K.J. White - All Rights Reserved \*\*

FOR USE ONLY BY: Faculty, Students, and Staff  
AT: Universite de Montreal - Quebec  
If this does not describe you then you have stolen this copy  
and if you type anything except STOP or HELP SHAZAM you  
agree to send payment within 7 days for a software license

SITE LICENSE - FOR USE ON ALL COMPUTERS AT ABOVE LOCATION

\*\*\*\*\*

Hello/Bonjour/Aloha/Howdy/G Day/Kia Ora/Konnichiwa/Buenos Dias/Nee Hau  
Welcome to SHAZAM - Version 8.0 - NOV 1998 SYSTEM=WIN-95 PAR= 500

TYPE COMMAND

SAMPLE 1 47

TYPE COMMAND

READ (GRECE.TXT) ANG G1 G0

UNIT 88 IS NOW ASSIGNED TO: GRECE.TXT

3 VARIABLES AND 47 OBSERVATIONS STARTING AT OBS 1

TYPE COMMAND

PRINT ANG G1 G0

ANG	G1	G0
1951.000	-1.038310	-1.039046
1952.000	-1.084911	-1.038310
1953.000	-1.052602	-1.084911
1954.000	-1.056184	-1.052602
1955.000	-1.077590	-1.056184
1956.000	-1.037909	-1.077590
1957.000	-1.004220	-1.037909
1958.000	-0.9780171	-1.004220
1959.000	-0.9952037	-0.9780171
1960.000	-1.044098	-0.9952037
1961.000	-0.9832225	-1.044098
1962.000	-1.007506	-0.9832225
1963.000	-0.9401686	-1.007506
1964.000	-0.9083825	-0.9401686
1965.000	-0.8474808	-0.9083825
1966.000	-0.8364311	-0.8474808
1967.000	-0.8214550	-0.8364311
1968.000	-0.7984996	-0.8214550
1969.000	-0.7554081	-0.7984996
1970.000	-0.7209833	-0.7554081
1971.000	-0.6757910	-0.7209833
1972.000	-0.6287979	-0.6757910
1973.000	-0.6147414	-0.6287979
1974.000	-0.6708193	-0.6147414
1975.000	-0.6043441	-0.6708193
1976.000	-0.6107572	-0.6043441
1977.000	-0.6171722	-0.6107572
1978.000	-0.5980908	-0.6171722
1979.000	-0.6173012	-0.5980908
1980.000	-0.6245846	-0.6173012
1981.000	-0.6158292	-0.6245846
1982.000	-0.6093265	-0.6158292
1983.000	-0.6303329	-0.6093265
1984.000	-0.6410008	-0.6303329
1985.000	-0.6268366	-0.6410008
1986.000	-0.6465066	-0.6268366
1987.000	-0.6763445	-0.6465066
1988.000	-0.6831205	-0.6763445
1989.000	-0.6690474	-0.6831205
1990.000	-0.6850011	-0.6690474
1994.000	-0.6941923	-0.6893024
1995.000	-0.6990823	-0.6941923

1996.000	-0.6931942	-0.6990823
1997.000	-0.6854196	-0.6931942
1991.000	-0.6865919	-0.6850011
1992.000	-0.6842646	-0.6865919
1993.000	-0.6893024	-0.6842646

TYPE COMMAND

READ (PORTUGAL.TXT) ANP P1 P0

UNIT 88 IS NOW ASSIGNED TO: PORTUGAL.TXT

3 VARIABLES AND 47 OBSERVATIONS STARTING AT OBS

1

TYPE COMMAND

PRINT ANP P1 P0

ANP	P1	P0
1951.000	-1.146388	-1.192960
1952.000	-1.128165	-1.146388
1953.000	-1.125035	-1.128165
1954.000	-1.137049	-1.125035
1955.000	-1.169409	-1.137049
1956.000	-1.166192	-1.169409
1957.000	-1.148354	-1.166192
1958.000	-1.156071	-1.148354
1959.000	-1.150725	-1.156071
1960.000	-1.157293	-1.150725
1961.000	-1.130280	-1.157293
1962.000	-1.128825	-1.130280
1963.000	-1.103531	-1.128825
1964.000	-1.129742	-1.103531
1965.000	-1.089800	-1.129742
1966.000	-1.091698	-1.089800
1967.000	-1.048973	-1.091698
1968.000	-0.9951488	-1.048973
1969.000	-1.016799	-0.9951488
1970.000	-0.9660268	-1.016799
1971.000	-0.8621152	-0.9660268
1972.000	-0.8268933	-0.8621152
1973.000	-0.7700127	-0.8268933
1974.000	-0.7378440	-0.7700127
1975.000	-0.7922571	-0.7378440
1976.000	-0.8051110	-0.7922571
1977.000	-0.7896116	-0.8051110
1978.000	-0.8089632	-0.7896116
1979.000	-0.8130091	-0.8089632
1980.000	-0.7938750	-0.8130091
1981.000	-0.7784577	-0.7938750
1982.000	-0.7634772	-0.7784577
1983.000	-0.7854950	-0.7634772
1984.000	-0.8297020	-0.7854950
1985.000	-0.8319085	-0.8297020
1986.000	-0.8182772	-0.8319085
1987.000	-0.7748287	-0.8182772
1988.000	-0.7551702	-0.7748287
1989.000	-0.6929422	-0.7551702
1990.000	-0.5852414	-0.6929422
1994.000	-0.5572777	-0.5563016
1995.000	-0.5582538	-0.5572777
1996.000	-0.5484594	-0.5582538
1997.000	-0.5358562	-0.5484594
1991.000	-0.5585168	-0.5852414
1992.000	-0.5492415	-0.5585168
1993.000	-0.5563016	-0.5492415

TYPE COMMAND

READ (ESPAGNE.TXT) ANE E1 E0

UNIT 88 IS NOW ASSIGNED TO: ESPAGNE.TXT

3 VARIABLES AND 47 OBSERVATIONS STARTING AT OBS

1

TYPE COMMAND

PRINT ANE E1 E0

ANE	E1	E0
1951.000	-0.6314891	-0.7332538

1952.000	-0.6156015	-0.6314891
1953.000	-0.7065602	-0.6156015
1954.000	-0.6271597	-0.7065602
1955.000	-0.6396598	-0.6271597
1956.000	-0.6097960	-0.6396598
1957.000	-0.6072233	-0.6097960
1958.000	-0.5793711	-0.6072233
1959.000	-0.6651735	-0.5793711
1960.000	-0.6439023	-0.6651735
1961.000	-0.5734526	-0.6439023
1962.000	-0.5158615	-0.5734526
1963.000	-0.4746792	-0.5158615
1964.000	-0.4768320	-0.4746792
1965.000	-0.4464817	-0.4768320
1966.000	-0.4126226	-0.4464817
1967.000	-0.4046159	-0.4126226
1968.000	-0.3998990	-0.4046159
1969.000	-0.3739656	-0.3998990
1970.000	-0.3934456	-0.3739656
1971.000	-0.3852834	-0.3934456
1972.000	-0.3414240	-0.3852834
1973.000	-0.3272033	-0.3414240
1974.000	-0.2869946	-0.3272033
1975.000	-0.2738501	-0.2869946
1976.000	-0.3007623	-0.2738501
1977.000	-0.3177793	-0.3007623
1978.000	-0.3512955	-0.3177793
1979.000	-0.3971472	-0.3512955
1980.000	-0.3995787	-0.3971472
1981.000	-0.4118068	-0.3995787
1982.000	-0.4082296	-0.4118068
1983.000	-0.4131040	-0.4082296
1984.000	-0.4351527	-0.4131040
1985.000	-0.4355578	-0.4351527
1986.000	-0.4269049	-0.4355578
1987.000	-0.3934353	-0.4269049
1988.000	-0.3785132	-0.3934353
1989.000	-0.3528913	-0.3785132
1990.000	-0.3372161	-0.3528913
1994.000	-0.3310597	-0.3271497
1995.000	-0.3281372	-0.3310597
1996.000	-0.3232280	-0.3281372
1997.000	-0.3144858	-0.3232280
1991.000	-0.3217973	-0.3372161
1992.000	-0.3200896	-0.3217973
1993.000	-0.3271497	-0.3200896

TYPE COMMAND  
 OLS G1 G0 /NOCONSTANT

REQUIRED MEMORY IS PAR= 5 CURRENT PAR= 500

OLS ESTIMATION

47 OBSERVATIONS DEPENDENT VARIABLE = G1

...NOTE...SAMPLE RANGE SET TO: 1, 47

R-SQUARE = 0.9697 R-SQUARE ADJUSTED = 0.9697  
 VARIANCE OF THE ESTIMATE-SIGMA\*\*2 = 0.85721E-03  
 STANDARD ERROR OF THE ESTIMATE-SIGMA = 0.29278E-01  
 SUM OF SQUARED ERRORS-SSE= 0.39432E-01  
 MEAN OF DEPENDENT VARIABLE = -0.77801  
 LOG OF THE LIKELIHOOD FUNCTION = 99.7682  
 RAW MOMENT R-SQUARE = 0.9987

VARIABLE NAME	ESTIMATED COEFFICIENT	STANDARD ERROR	T-RATIO	PARTIAL CORR.	STANDARDIZED COEFFICIENT	ELASTICITY AT MEANS
G0	0.98925	0.5314E-02	186.2	0.000	0.999	1.0107

TYPE COMMAND  
 OLS P1 P0 /NOCONSTANT

REQUIRED MEMORY IS PAR= 5 CURRENT PAR= 500

OLS ESTIMATION

47 OBSERVATIONS DEPENDENT VARIABLE = P1

...NOTE...SAMPLE RANGE SET TO: 1, 47

R-SQUARE = 0.9770 R-SQUARE ADJUSTED = 0.9770  
VARIANCE OF THE ESTIMATE-SIGMA\*\*2 = 0.10674E-02  
STANDARD ERROR OF THE ESTIMATE-SIGMA = 0.32671E-01  
SUM OF SQUARED ERRORS-SSE= 0.49100E-01  
MEAN OF DEPENDENT VARIABLE = -0.88648  
LOG OF THE LIKELIHOOD FUNCTION = 94.6149  
RAW MOMENT R-SQUARE = 0.9987

VARIABLE NAME	ESTIMATED COEFFICIENT	STANDARD ERROR	T-RATIO	PARTIAL CORR. COEFFICIENT	STANDARDIZED	ELASTICITY AT MEANS
P0	0.98515	0.5153E-02	46 DF 191.2	0.000 0.999	0.9763	1.0007

TYPE COMMAND  
OLS E1 E0 /NOCONSTANT

REQUIRED MEMORY IS PAR= 5 CURRENT PAR= 500

OLS ESTIMATION

47 OBSERVATIONS DEPENDENT VARIABLE = E1

...NOTE...SAMPLE RANGE SET TO: 1, 47

R-SQUARE = 0.9191 R-SQUARE ADJUSTED = 0.9191  
VARIANCE OF THE ESTIMATE-SIGMA\*\*2 = 0.11616E-02  
STANDARD ERROR OF THE ESTIMATE-SIGMA = 0.34082E-01  
SUM OF SQUARED ERRORS-SSE= 0.53434E-01  
MEAN OF DEPENDENT VARIABLE = -0.43485  
LOG OF THE LIKELIHOOD FUNCTION = 92.6271  
RAW MOMENT R-SQUARE = 0.9944

VARIABLE NAME	ESTIMATED COEFFICIENT	STANDARD ERROR	T-RATIO	PARTIAL CORR. COEFFICIENT	STANDARDIZED	ELASTICITY AT MEANS
E0	0.97505	0.1078E-01	46 DF 90.41	0.000 0.997	1.0260	0.9950

TYPE COMMAND  
SAMPLE 1 23  
TYPE COMMAND  
OLS G1 G0 /NOCONSTANT

REQUIRED MEMORY IS PAR= 5 CURRENT PAR= 500

OLS ESTIMATION

23 OBSERVATIONS DEPENDENT VARIABLE = G1

...NOTE...SAMPLE RANGE SET TO: 1, 23

R-SQUARE = 0.9497 R-SQUARE ADJUSTED = 0.9497  
VARIANCE OF THE ESTIMATE-SIGMA\*\*2 = 0.11376E-02  
STANDARD ERROR OF THE ESTIMATE-SIGMA = 0.33728E-01  
SUM OF SQUARED ERRORS-SSE= 0.25027E-01  
MEAN OF DEPENDENT VARIABLE = -0.90904  
LOG OF THE LIKELIHOOD FUNCTION = 45.8323  
RAW MOMENT R-SQUARE = 0.9987

VARIABLE NAME	ESTIMATED COEFFICIENT	STANDARD ERROR	T-RATIO	PARTIAL CORR. COEFFICIENT	STANDARDIZED	ELASTICITY AT MEANS
G0	0.98185	0.7503E-02	22 DF 130.9	0.000 0.999	0.9022	1.0018

TYPE COMMAND  
OLS P1 P0 /NOCONSTANT

REQUIRED MEMORY IS PAR= 5 CURRENT PAR= 500

OLS ESTIMATION

23 OBSERVATIONS DEPENDENT VARIABLE = P1  
 ...NOTE..SAMPLE RANGE SET TO: 1, 23

R-SQUARE = 0.9163 R-SQUARE ADJUSTED = 0.9163  
 VARIANCE OF THE ESTIMATE-SIGMA\*\*2 = 0.10967E-02  
 STANDARD ERROR OF THE ESTIMATE-SIGMA = 0.33117E-01  
 SUM OF SQUARED ERRORS-SSE= 0.24128E-01  
 MEAN OF DEPENDENT VARIABLE = -1.0715  
 LOG OF THE LIKELIHOOD FUNCTION = 46.2531  
 RAW MOMENT R-SQUARE = 0.9991

VARIABLE NAME	ESTIMATED COEFFICIENT	STANDARD ERROR	T-RATIO	22 DF	P-VALUE	PARTIAL CORR. COEFFICIENT	STANDARDIZED ELASTICITY AT MEANS
P0	0.98436	0.6312E-02	155.9		0.000	1.000	0.8287 1.0013

TYPE COMMAND  
 OLS E1 E0 /NOCONSTANT

REQUIRED MEMORY IS PAR= 5 CURRENT PAR= 500  
 OLS ESTIMATION

23 OBSERVATIONS DEPENDENT VARIABLE = E1  
 ...NOTE..SAMPLE RANGE SET TO: 1, 23

R-SQUARE = 0.8667 R-SQUARE ADJUSTED = 0.8667  
 VARIANCE OF THE ESTIMATE-SIGMA\*\*2 = 0.18988E-02  
 STANDARD ERROR OF THE ESTIMATE-SIGMA = 0.43576E-01  
 SUM OF SQUARED ERRORS-SSE= 0.41774E-01  
 MEAN OF DEPENDENT VARIABLE = -0.51529  
 LOG OF THE LIKELIHOOD FUNCTION = 39.9405  
 RAW MOMENT R-SQUARE = 0.9935

VARIABLE NAME	ESTIMATED COEFFICIENT	STANDARD ERROR	T-RATIO	22 DF	P-VALUE	PARTIAL CORR. COEFFICIENT	STANDARDIZED ELASTICITY AT MEANS
E0	0.96491	0.1665E-01	57.96		0.000	0.997	0.9725 0.9980

TYPE COMMAND  
 SAMPLE 1 10  
 TYPE COMMAND  
 OLS G1 G0 /NOCONSTANT

REQUIRED MEMORY IS PAR= 4 CURRENT PAR= 500  
 OLS ESTIMATION

10 OBSERVATIONS DEPENDENT VARIABLE = G1  
 ...NOTE..SAMPLE RANGE SET TO: 1, 10

R-SQUARE = 0.1044 R-SQUARE ADJUSTED = 0.1044  
 VARIANCE OF THE ESTIMATE-SIGMA\*\*2 = 0.10855E-02  
 STANDARD ERROR OF THE ESTIMATE-SIGMA = 0.32946E-01  
 SUM OF SQUARED ERRORS-SSE= 0.97692E-02  
 MEAN OF DEPENDENT VARIABLE = -1.0369  
 LOG OF THE LIKELIHOOD FUNCTION = 20.4662  
 RAW MOMENT R-SQUARE = 0.9991

VARIABLE NAME	ESTIMATED COEFFICIENT	STANDARD ERROR	T-RATIO	9 DF	P-VALUE	PARTIAL CORR. COEFFICIENT	STANDARDIZED ELASTICITY AT MEANS
G0	1.0000	0.1005E-01	99.53		0.000	1.000	0.9978 0.9995

TYPE COMMAND  
 OLS P1 P0 /NOCONSTANT

REQUIRED MEMORY IS PAR= 4 CURRENT PAR= 500  
 OLS ESTIMATION

10 OBSERVATIONS DEPENDENT VARIABLE = P1  
 ...NOTE..SAMPLE RANGE SET TO: 1, 10

R-SQUARE = -1.0188 R-SQUARE ADJUSTED = -1.0188

VARIANCE OF THE ESTIMATE-SIGMA\*\*2 = 0.44626E-03  
 STANDARD ERROR OF THE ESTIMATE-SIGMA = 0.21125E-01  
 SUM OF SQUARED ERRORS-SSE= 0.40164E-02  
 MEAN OF DEPENDENT VARIABLE = -1.1485  
 LOG OF THE LIKELIHOOD FUNCTION = 24.9104  
 RAW MOMENT R-SQUARE = 0.9997

VARIABLE NAME	ESTIMATED COEFFICIENT	STANDARD ERROR	T-RATIO	9 DF	P-VALUE	PARTIAL CORR. COEFFICIENT	STANDARDIZED	ELASTICITY AT MEANS
P0	0.99669	0.5798E-02	171.9		0.000	1.000	1.3709	0.9998

TYPE COMMAND  
 OLS E1 E0 /NOCONSTANT

REQUIRED MEMORY IS PAR= 4 CURRENT PAR= 500  
 OLS ESTIMATION  
 10 OBSERVATIONS DEPENDENT VARIABLE = E1  
 ...NOTE..SAMPLE RANGE SET TO: 1, 10

R-SQUARE = -2.0224 R-SQUARE ADJUSTED = -2.0224  
 VARIANCE OF THE ESTIMATE-SIGMA\*\*2 = 0.37027E-02  
 STANDARD ERROR OF THE ESTIMATE-SIGMA = 0.60850E-01  
 SUM OF SQUARED ERRORS-SSE= 0.33325E-01  
 MEAN OF DEPENDENT VARIABLE = -0.63259  
 LOG OF THE LIKELIHOOD FUNCTION = 14.3308  
 RAW MOMENT R-SQUARE = 0.9917

VARIABLE NAME	ESTIMATED COEFFICIENT	STANDARD ERROR	T-RATIO	9 DF	P-VALUE	PARTIAL CORR. COEFFICIENT	STANDARDIZED	ELASTICITY AT MEANS
E0	0.98091	0.2992E-01	32.78		0.000	0.996	1.3288	0.9948

TYPE COMMAND  
 SAMPLE 11 23  
 TYPE COMMAND  
 OLS G1 G0 /NOCONSTANT

REQUIRED MEMORY IS PAR= 4 CURRENT PAR= 500  
 OLS ESTIMATION  
 13 OBSERVATIONS DEPENDENT VARIABLE = G1  
 ...NOTE..SAMPLE RANGE SET TO: 11, 23

R-SQUARE = 0.9613 R-SQUARE ADJUSTED = 0.9613  
 VARIANCE OF THE ESTIMATE-SIGMA\*\*2 = 0.63833E-03  
 STANDARD ERROR OF THE ESTIMATE-SIGMA = 0.25265E-01  
 SUM OF SQUARED ERRORS-SSE= 0.76599E-02  
 MEAN OF DEPENDENT VARIABLE = -0.81068  
 LOG OF THE LIKELIHOOD FUNCTION = 29.8924  
 RAW MOMENT R-SQUARE = 0.9991

VARIABLE NAME	ESTIMATED COEFFICIENT	STANDARD ERROR	T-RATIO	12 DF	P-VALUE	PARTIAL CORR. COEFFICIENT	STANDARDIZED	ELASTICITY AT MEANS
G0	0.96117	0.8217E-02	117.0		0.000	1.000	0.9658	1.0003

TYPE COMMAND  
 OLS P1 P0 /NOCONSTANT

REQUIRED MEMORY IS PAR= 4 CURRENT PAR= 500  
 OLS ESTIMATION  
 13 OBSERVATIONS DEPENDENT VARIABLE = P1  
 ...NOTE..SAMPLE RANGE SET TO: 11, 23

R-SQUARE = 0.9106 R-SQUARE ADJUSTED = 0.9106  
 VARIANCE OF THE ESTIMATE-SIGMA\*\*2 = 0.13512E-02  
 STANDARD ERROR OF THE ESTIMATE-SIGMA = 0.36758E-01  
 SUM OF SQUARED ERRORS-SSE= 0.16214E-01  
 MEAN OF DEPENDENT VARIABLE = -1.0123

LOG OF THE LIKELIHOOD FUNCTION = 25.0182  
RAW MOMENT R-SQUARE = 0.9988

VARIABLE NAME	ESTIMATED COEFFICIENT	STANDARD ERROR	T-RATIO	P-VALUE	PARTIAL CORR.	STANDARDIZED COEFFICIENT	ELASTICITY AT MEANS
P0	0.97287	0.9738E-02	99.91	0.000	0.999	0.8304	1.0015

TYPE COMMAND  
OLS E1 E0 /NOCONSTANT

REQUIRED MEMORY IS PAR= 4 CURRENT PAR= 500  
OLS ESTIMATION  
13 OBSERVATIONS DEPENDENT VARIABLE = E1  
...NOTE..SAMPLE RANGE SET TO: 11, 23

R-SQUARE = 0.9018 R-SQUARE ADJUSTED = 0.9018  
VARIANCE OF THE ESTIMATE-SIGMA\*\*2 = 0.48143E-03  
STANDARD ERROR OF THE ESTIMATE-SIGMA = 0.21941E-01  
SUM OF SQUARED ERRORS-SSE= 0.57771E-02  
MEAN OF DEPENDENT VARIABLE = -0.42506  
LOG OF THE LIKELIHOOD FUNCTION = 31.7260  
RAW MOMENT R-SQUARE = 0.9976

VARIABLE NAME	ESTIMATED COEFFICIENT	STANDARD ERROR	T-RATIO	P-VALUE	PARTIAL CORR.	STANDARDIZED COEFFICIENT	ELASTICITY AT MEANS
E0	0.94053	0.1332E-01	70.63	0.000	0.999	1.1596	0.9944

TYPE COMMAND  
SAMPLE 24 47  
TYPE COMMAND  
OLS G1 G0 /NOCONSTANT

REQUIRED MEMORY IS PAR= 5 CURRENT PAR= 500  
OLS ESTIMATION  
24 OBSERVATIONS DEPENDENT VARIABLE = G1  
...NOTE..SAMPLE RANGE SET TO: 24, 47

R-SQUARE = 0.6059 R-SQUARE ADJUSTED = 0.6059  
VARIANCE OF THE ESTIMATE-SIGMA\*\*2 = 0.48255E-03  
STANDARD ERROR OF THE ESTIMATE-SIGMA = 0.21967E-01  
SUM OF SQUARED ERRORS-SSE= 0.11099E-01  
MEAN OF DEPENDENT VARIABLE = -0.65244  
LOG OF THE LIKELIHOOD FUNCTION = 58.0933  
RAW MOMENT R-SQUARE = 0.9989

VARIABLE NAME	ESTIMATED COEFFICIENT	STANDARD ERROR	T-RATIO	P-VALUE	PARTIAL CORR.	STANDARDIZED COEFFICIENT	ELASTICITY AT MEANS
G0	1.0040	0.6894E-02	145.6	0.000	0.999	1.0062	0.9994

TYPE COMMAND  
OLS P1 P0 /NOCONSTANT

REQUIRED MEMORY IS PAR= 5 CURRENT PAR= 500  
OLS ESTIMATION  
24 OBSERVATIONS DEPENDENT VARIABLE = P1  
...NOTE..SAMPLE RANGE SET TO: 24, 47

R-SQUARE = 0.9174 R-SQUARE ADJUSTED = 0.9174  
VARIANCE OF THE ESTIMATE-SIGMA\*\*2 = 0.10834E-02  
STANDARD ERROR OF THE ESTIMATE-SIGMA = 0.32915E-01  
SUM OF SQUARED ERRORS-SSE= 0.24918E-01  
MEAN OF DEPENDENT VARIABLE = -0.70917  
LOG OF THE LIKELIHOOD FUNCTION = 48.3883  
RAW MOMENT R-SQUARE = 0.9980



VARIABLE NAME	ESTIMATED COEFFICIENT	STANDARD ERROR	T-RATIO	PARTIAL CORR. COEFFICIENT	STANDARDIZED	ELASTICITY AT MEANS
P0	0.98687	0.9244E-02	106.8	0.000	0.999	0.9389

TYPE COMMAND  
OLS E1 E0 /NOCONSTANT

REQUIRED MEMORY IS PAR= 5 CURRENT PAR= 500  
 OLS ESTIMATION  
 24 OBSERVATIONS DEPENDENT VARIABLE = E1  
 ...NOTE..SAMPLE RANGE SET TO: 24, 47

R-SQUARE = 0.8320 R-SQUARE ADJUSTED = 0.8320  
 VARIANCE OF THE ESTIMATE-SIGMA\*\*2 = 0.40946E-03  
 STANDARD ERROR OF THE ESTIMATE-SIGMA = 0.20235E-01  
 SUM OF SQUARED ERRORS-SSE= 0.94175E-02  
 MEAN OF DEPENDENT VARIABLE = -0.35776  
 LOG OF THE LIKELIHOOD FUNCTION = 60.0644  
 RAW MOMENT R-SQUARE = 0.9970

VARIABLE NAME	ESTIMATED COEFFICIENT	STANDARD ERROR	T-RATIO	PARTIAL CORR. COEFFICIENT	STANDARDIZED	ELASTICITY AT MEANS
E0	0.99719	0.1143E-01	87.27	0.000	0.998	0.9887

TYPE COMMAND  
SAMPLE 24 35  
TYPE COMMAND  
OLS G1 G0 /NOCONSTANT

REQUIRED MEMORY IS PAR= 4 CURRENT PAR= 500  
 OLS ESTIMATION  
 12 OBSERVATIONS DEPENDENT VARIABLE = G1  
 ...NOTE..SAMPLE RANGE SET TO: 24, 35

R-SQUARE = -1.2710 R-SQUARE ADJUSTED = -1.2710  
 VARIANCE OF THE ESTIMATE-SIGMA\*\*2 = 0.84591E-03  
 STANDARD ERROR OF THE ESTIMATE-SIGMA = 0.29085E-01  
 SUM OF SQUARED ERRORS-SSE= 0.93050E-02  
 MEAN OF DEPENDENT VARIABLE = -0.62220  
 LOG OF THE LIKELIHOOD FUNCTION = 25.9454  
 RAW MOMENT R-SQUARE = 0.9980

VARIABLE NAME	ESTIMATED COEFFICIENT	STANDARD ERROR	T-RATIO	PARTIAL CORR. COEFFICIENT	STANDARDIZED	ELASTICITY AT MEANS
G0	1.0006	0.1351E-01	74.07	0.000	0.999	1.0033

TYPE COMMAND  
OLS P1 P0 /NOCONSTANT

REQUIRED MEMORY IS PAR= 4 CURRENT PAR= 500  
 OLS ESTIMATION  
 12 OBSERVATIONS DEPENDENT VARIABLE = P1  
 ...NOTE..SAMPLE RANGE SET TO: 24, 35

R-SQUARE = 0.0070 R-SQUARE ADJUSTED = 0.0070  
 VARIANCE OF THE ESTIMATE-SIGMA\*\*2 = 0.70787E-03  
 STANDARD ERROR OF THE ESTIMATE-SIGMA = 0.26606E-01  
 SUM OF SQUARED ERRORS-SSE= 0.77866E-02  
 MEAN OF DEPENDENT VARIABLE = -0.79414  
 LOG OF THE LIKELIHOOD FUNCTION = 27.0143  
 RAW MOMENT R-SQUARE = 0.9990

VARIABLE NAME	ESTIMATED COEFFICIENT	STANDARD ERROR	T-RATIO	PARTIAL CORR. COEFFICIENT	STANDARDIZED	ELASTICITY AT MEANS
P0	1.0061	0.9730E-02	103.4	0.000	0.999	0.9285

TYPE COMMAND

OLS E1 E0 /NOCONSTANT

REQUIRED MEMORY IS PAR= 4 CURRENT PAR= 500  
OLS ESTIMATION  
12 OBSERVATIONS DEPENDENT VARIABLE = E1  
...NOTE...SAMPLE RANGE SET TO: 24, 35

R-SQUARE = 0.8521 R-SQUARE ADJUSTED = 0.8521  
VARIANCE OF THE ESTIMATE-SIGMA\*\*2 = 0.52748E-03  
STANDARD ERROR OF THE ESTIMATE-SIGMA = 0.22967E-01  
SUM OF SQUARED ERRORS-SSE= 0.58023E-02  
MEAN OF DEPENDENT VARIABLE = -0.36927  
LOG OF THE LIKELIHOOD FUNCTION = 28.7792  
RAW MOMENT R-SQUARE = 0.9965

VARIABLE NAME	ESTIMATED COEFFICIENT	STANDARD ERROR	T-RATIO	11 DF	P-VALUE	PARTIAL CORR. COEFFICIENT	STANDARDIZED ELASTICITY AT MEANS
E0	1.0238	0.1820E-01	56.26		0.000	0.998	0.9757 0.9988

TYPE COMMAND  
SAMPLE 36 47  
TYPE COMMAND  
OLS G1 GO /NOCONSTANT

REQUIRED MEMORY IS PAR= 4 CURRENT PAR= 500  
OLS ESTIMATION  
12 OBSERVATIONS DEPENDENT VARIABLE = G1  
...NOTE...SAMPLE RANGE SET TO: 36, 47

R-SQUARE = 0.1998 R-SQUARE ADJUSTED = 0.1998  
VARIANCE OF THE ESTIMATE-SIGMA\*\*2 = 0.15433E-03  
STANDARD ERROR OF THE ESTIMATE-SIGMA = 0.12423E-01  
SUM OF SQUARED ERRORS-SSE= 0.16976E-02  
MEAN OF DEPENDENT VARIABLE = -0.68267  
LOG OF THE LIKELIHOOD FUNCTION = 36.1534  
RAW MOMENT R-SQUARE = 0.9997

VARIABLE NAME	ESTIMATED COEFFICIENT	STANDARD ERROR	T-RATIO	11 DF	P-VALUE	PARTIAL CORR. COEFFICIENT	STANDARDIZED ELASTICITY AT MEANS
GO	1.0068	0.5289E-02	190.4		0.000	1.000	1.5372 0.9996

TYPE COMMAND  
OLS P1 P0 /NOCONSTANT

REQUIRED MEMORY IS PAR= 4 CURRENT PAR= 500  
OLS ESTIMATION  
12 OBSERVATIONS DEPENDENT VARIABLE = P1  
...NOTE...SAMPLE RANGE SET TO: 36, 47

R-SQUARE = 0.9138 R-SQUARE ADJUSTED = 0.9138  
VARIANCE OF THE ESTIMATE-SIGMA\*\*2 = 0.94532E-03  
STANDARD ERROR OF THE ESTIMATE-SIGMA = 0.30746E-01  
SUM OF SQUARED ERRORS-SSE= 0.10399E-01  
MEAN OF DEPENDENT VARIABLE = -0.62420  
LOG OF THE LIKELIHOOD FUNCTION = 25.2787  
RAW MOMENT R-SQUARE = 0.9978

VARIABLE NAME	ESTIMATED COEFFICIENT	STANDARD ERROR	T-RATIO	11 DF	P-VALUE	PARTIAL CORR. COEFFICIENT	STANDARDIZED ELASTICITY AT MEANS
P0	0.95924	0.1348E-01	71.15		0.000	0.999	1.0649 0.9972

TYPE COMMAND  
OLS E1 E0 /NOCONSTANT

REQUIRED MEMORY IS PAR= 4 CURRENT PAR= 500

OLS ESTIMATION

12 OBSERVATIONS DEPENDENT VARIABLE = E1  
 ...NOTE..SAMPLE RANGE SET TO: 36, 47

R-SQUARE = 0.9035 R-SQUARE ADJUSTED = 0.9035  
 VARIANCE OF THE ESTIMATE-SIGMA\*\*2 = 0.11973E-03  
 STANDARD ERROR OF THE ESTIMATE-SIGMA = 0.10942E-01  
 SUM OF SQUARED ERRORS-SSE= 0.13171E-02  
 MEAN OF DEPENDENT VARIABLE = -0.34624  
 LOG OF THE LIKELIHOOD FUNCTION = 37.6762  
 RAW MOMENT R-SQUARE = 0.9991

VARIABLE NAME	ESTIMATED COEFFICIENT	STANDARD ERROR	T-RATIO	11 DF	P-VALUE	PARTIAL CORR.	STANDARDIZED COEFFICIENT	ELASTICITY AT MEANS
E0	0.96969	0.8809E-02	110.1		0.000	1.000	1.1560	0.9979

TYPE COMMAND  
 SAMPLE 36 44  
 TYPE COMMAND  
 OLS G1 G0 /NOCONSTANT

REQUIRED MEMORY IS PAR= 4 CURRENT PAR= 500  
 OLS ESTIMATION

9 OBSERVATIONS DEPENDENT VARIABLE = G1  
 ...NOTE..SAMPLE RANGE SET TO: 36, 44

R-SQUARE = 0.2029 R-SQUARE ADJUSTED = 0.2029  
 VARIANCE OF THE ESTIMATE-SIGMA\*\*2 = 0.20357E-03  
 STANDARD ERROR OF THE ESTIMATE-SIGMA = 0.14268E-01  
 SUM OF SQUARED ERRORS-SSE= 0.16286E-02  
 MEAN OF DEPENDENT VARIABLE = -0.68132  
 LOG OF THE LIKELIHOOD FUNCTION = 26.0073  
 RAW MOMENT R-SQUARE = 0.9996

VARIABLE NAME	ESTIMATED COEFFICIENT	STANDARD ERROR	T-RATIO	8 DF	P-VALUE	PARTIAL CORR.	STANDARDIZED COEFFICIENT	ELASTICITY AT MEANS
G0	1.0084	0.7039E-02	143.3		0.000	1.000	1.5324	0.9995

TYPE COMMAND  
 OLS P1 P0 /NOCONSTANT

REQUIRED MEMORY IS PAR= 4 CURRENT PAR= 500  
 OLS ESTIMATION

9 OBSERVATIONS DEPENDENT VARIABLE = P1  
 ...NOTE..SAMPLE RANGE SET TO: 36, 44

R-SQUARE = 0.9089 R-SQUARE ADJUSTED = 0.9089  
 VARIANCE OF THE ESTIMATE-SIGMA\*\*2 = 0.11534E-02  
 STANDARD ERROR OF THE ESTIMATE-SIGMA = 0.33961E-01  
 SUM OF SQUARED ERRORS-SSE= 0.92270E-02  
 MEAN OF DEPENDENT VARIABLE = -0.64737  
 LOG OF THE LIKELIHOOD FUNCTION = 18.2024  
 RAW MOMENT R-SQUARE = 0.9976

VARIABLE NAME	ESTIMATED COEFFICIENT	STANDARD ERROR	T-RATIO	8 DF	P-VALUE	PARTIAL CORR.	STANDARDIZED COEFFICIENT	ELASTICITY AT MEANS
P0	0.95405	0.1648E-01	57.88		0.000	0.999	1.0359	0.9978

TYPE COMMAND  
 OLS E1 E0 /NOCONSTANT

REQUIRED MEMORY IS PAR= 4 CURRENT PAR= 500  
 OLS ESTIMATION

9 OBSERVATIONS DEPENDENT VARIABLE = E1  
 ...NOTE..SAMPLE RANGE SET TO: 36, 44

R-SQUARE = 0.9203 R-SQUARE ADJUSTED = 0.9203  
 VARIANCE OF THE ESTIMATE-SIGMA\*\*2 = 0.11411E-03  
 STANDARD ERROR OF THE ESTIMATE-SIGMA = 0.10682E-01  
 SUM OF SQUARED ERRORS-SSE= 0.91291E-03  
 MEAN OF DEPENDENT VARIABLE = -0.35399  
 LOG OF THE LIKELIHOOD FUNCTION = 28.6120  
 RAW MOMENT R-SQUARE = 0.9992

VARIABLE NAME	ESTIMATED COEFFICIENT	STANDARD ERROR	T-RATIO	2 DF	P-VALUE	CORR. COEFFICIENT	PARTIAL STANDARDIZED ELASTICITY AT MEANS
E0	0.96462	0.9658E-02	99.88		0.000	1.000	1.1263 0.9982

TYPE COMMAND  
 SAMPLE 45 47  
 TYPE COMMAND  
 OLS G1 G0 /NOCONSTANT

REQUIRED MEMORY IS PAR= 4 CURRENT PAR= 500  
 OLS ESTIMATION  
 3 OBSERVATIONS DEPENDENT VARIABLE = G1  
 ...NOTE..SAMPLE RANGE SET TO: 45, 47

R-SQUARE = -1.1390 R-SQUARE ADJUSTED = -1.1390  
 VARIANCE OF THE ESTIMATE-SIGMA\*\*2 = 0.13598E-04  
 STANDARD ERROR OF THE ESTIMATE-SIGMA = 0.36875E-02  
 SUM OF SQUARED ERRORS-SSE= 0.27196E-04  
 MEAN OF DEPENDENT VARIABLE = -0.68672  
 LOG OF THE LIKELIHOOD FUNCTION = 13.1598  
 RAW MOMENT R-SQUARE = 1.0000

VARIABLE NAME	ESTIMATED COEFFICIENT	STANDARD ERROR	T-RATIO	2 DF	P-VALUE	CORR. COEFFICIENT	PARTIAL STANDARDIZED ELASTICITY AT MEANS
G0	1.0021	0.3107E-02	322.6		0.000	1.000	0.4728 1.0000

TYPE COMMAND  
 OLS P1 P0 /NOCONSTANT

REQUIRED MEMORY IS PAR= 4 CURRENT PAR= 500  
 OLS ESTIMATION  
 3 OBSERVATIONS DEPENDENT VARIABLE = P1  
 ...NOTE..SAMPLE RANGE SET TO: 45, 47

R-SQUARE = -10.7167 R-SQUARE ADJUSTED = -10.7167  
 VARIANCE OF THE ESTIMATE-SIGMA\*\*2 = 0.27492E-03  
 STANDARD ERROR OF THE ESTIMATE-SIGMA = 0.16581E-01  
 SUM OF SQUARED ERRORS-SSE= 0.54983E-03  
 MEAN OF DEPENDENT VARIABLE = -0.55469  
 LOG OF THE LIKELIHOOD FUNCTION = 8.64995  
 RAW MOMENT R-SQUARE = 0.9994

VARIABLE NAME	ESTIMATED COEFFICIENT	STANDARD ERROR	T-RATIO	2 DF	P-VALUE	CORR. COEFFICIENT	PARTIAL STANDARDIZED ELASTICITY AT MEANS
P0	0.98228	0.1696E-01	57.93		0.000	1.000	3.7904 0.9994

TYPE COMMAND  
 OLS E1 E0 /NOCONSTANT

REQUIRED MEMORY IS PAR= 4 CURRENT PAR= 500  
 OLS ESTIMATION  
 3 OBSERVATIONS DEPENDENT VARIABLE = E1  
 ...NOTE..SAMPLE RANGE SET TO: 45, 47

R-SQUARE = -8.3021 R-SQUARE ADJUSTED = -8.3021  
 VARIANCE OF THE ESTIMATE-SIGMA\*\*2 = 0.12621E-03  
 STANDARD ERROR OF THE ESTIMATE-SIGMA = 0.11234E-01  
 SUM OF SQUARED ERRORS-SSE= 0.25242E-03

MEAN OF DEPENDENT VARIABLE = -0.32301  
LOG OF THE LIKELIHOOD FUNCTION = 9.81772  
RAW MOMENT R-SQUARE = 0.9992

VARIABLE	ESTIMATED	STANDARD	T-RATIO	PARTIAL STANDARDIZED ELASTICITY			
NAME	COEFFICIENT	ERROR	2 DF	P-VALUE	CORR.	COEFFICIENT	AT MEANS
E0	0.98909	0.1987E-01	49.78	0.000	1.000	2.5331	0.9994
TYPE COMMAND							

12

13