

HB  
3711  
R68  
2005

G

LA CONVERGENCE DES CYCLES DE CROISSANCE  
DES PAYS DU G-7, 1960 - 1999

par

KARINE ROUSSEAU

Bachelière ès sciences (économique)

de l'Université de Sherbrooke

Mémoire présenté au programme de Maîtrise en économie

En vue de l'obtention du grade de Maître ès sciences

FACULTÉ D'ADMINISTRATION  
UNIVERSITÉ DE SHERBROOKE

VII-625

Le 21 avril 2005

## RÉSUMÉ

Dans notre recherche, nous estimons les cycles économiques du produit intérieur brut des pays du G-7 à partir de plusieurs méthodes : la fonction polynomiale du temps linéaire et segmentée, la différentiation de premier ordre, le filtre d'Hodrick-Prescott et ceux de Baxter-King, la décomposition de Beveridge-Nelson et celle des composantes inobservables. Nous constatons que les cycles obtenus à la suite de l'application de ces trois dernières sont sensiblement les mêmes. Ensuite, nous examinons l'ampleur du phénomène de convergence à l'aide de la variabilité agrégée et d'une analyse de long et de court terme. Les principaux résultats sont que les fluctuations économiques sont supérieures durant les années 70 qu'avant et après cette décennie. Ensuite, ces variations diminuent graduellement pour la plupart des pays examinés. Enfin, l'analyse de long et de court terme est effectuée à partir de deux groupes : la zone Anglo composée de l'Angleterre, du Canada et des États-Unis ainsi que la zone Euro constituée de l'Allemagne, de la France et de l'Italie. Nous avons remarqué qu'il y a une relation de long et de court terme à l'intérieur de ces deux regroupements.



## REMERCIEMENTS

Nous voulons tout particulièrement remercier M. Gérald Roy, professeur au département d'économique de la faculté d'Administration de l'Université de Sherbrooke, pour l'aide apportée en tant que directeur de recherche. Ses conseils et sa disponibilité nous ont permis de mener ce projet de mémoire à terme. De plus, nous tenons à dire merci à M<sup>me</sup> Dorothée Boccanfuso et M. Marc Roberge qui ont bien voulu coopérer à titre de correcteurs. Leur expertise a apporté sans aucun doute une touche positive à notre recherche.

J'aimerais aussi exprimer ma gratitude à M. Agustin Duarte, professeur titulaire au département d'économie appliquée et de politique économique à l'Université d'Alicante en Espagne et M. Ken Holden, professeur à l'école des affaires de Liverpool en Angleterre, en mettant à ma disposition leur base de données et en me divulguant de précieux conseils.

Enfin, je me dois de témoigner de la reconnaissance à ma famille et mes amis. Tout particulièrement, à mon conjoint, mes parents, Marianne, Annie, France, Stéphanie non seulement pour leurs présences, mais également pour leurs nombreuses paroles d'encouragement tout au long de mon parcours universitaire.

# TABLE DES MATIÈRES

	Page
<b>RÉSUMÉ</b>	<b>III</b>
<b>REMERCIEMENTS</b>	<b>IV</b>
<b>TABLE DES MATIÈRES</b>	<b>V</b>
<b>INTRODUCTION</b>	<b>1</b>
<b>REVUE DE LITTÉRATURE</b>	<b>5</b>
<b>CHAPITRE 1 : CADRE MÉTHODOLOGIQUE</b>	<b>9</b>
1.1 FONCTION POLYNOMIALE DU TEMPS LINÉAIRE ET SEGMENTÉE (TS).....	9
1.2 DIFFÉRENCIATION DE PREMIER ORDRE (DS).....	10
1.3 DÉCOMPOSITION DE BEVERIDGE-NELSON.....	10
1.4 FILTRE DE HODRICK-PRESCOTT.....	12
1.5 FILTRES DE BAXTER-KING : $BP_{12}(6,32)$ ET $BP_{12}(2,32)$ ).....	13
1.6 DÉCOMPOSITION DES COMPOSANTES INOBSERVABLES.....	18
1.7 VARIABILITÉ AGRÉGÉE.....	20
1.8 ANALYSE DE LONG ET DE COURT TERME.....	22
<b>CHAPITRE 2 : ESTIMATION DES COMPOSANTES CYCLIQUES ET DE LA CONVERGENCE</b>	<b>25</b>
2.1 RÉSULTATS DE L'APPLICATION DE CHACUNE DES MÉTHODES.....	25
2.1.1 FONCTION POLYNOMIALE DU TEMPS LINÉAIRE ET SEGMENTÉE (TS).....	25
2.1.2 DIFFÉRENCIATION DE PREMIÈRE ORDRE (DS).....	26
2.1.3 DÉCOMPOSITION DE BEVERIDGE-NELSON.....	27
2.1.4 FILTRE DE HODRICK-PRESCOTT.....	28
2.1.5 FILTRES DE BAXTER-KING : $BP_{12}(6,32)$ ET $BP_{12}(2,32)$ ).....	29

2.1.6	DÉCOMPOSITION DES COMPOSANTES INOBERVABLES.....	30
2.2	ANALYSE DE LA VARIABILITÉ AGRÉGÉE ET DE SES COMPOSANTES.....	31
2.2.1	FONCTION POLYNOMIALE DU TEMPS LINÉAIRE ET SEGMENTÉE (TS).....	31
2.2.2	DIFFÉRENTIATION DE PREMIÈRE ORDRE (DS).....	33
2.2.3	DÉCOMPOSITION DE BEVERIDGE-NELSON.....	34
2.2.4	FILTRE DE HODRICK-PRESCOTT.....	35
2.2.5	FILTRES DE BAXTER-KING : $BP_{12}(6,32)$ ET $BP_{12}(2,32)$ .....	37
2.2.6	DÉCOMPOSITION DES COMPOSANTES INOBERVABLES.....	38
2.3	ANALYSE DE LONG ET DE COURT TERME .....	40
2.3.1	FONCTION POLYNOMIALE DU TEMPS LINÉAIRE ET SEGMENTÉE (TS).....	40
2.3.2	DIFFÉRENTIATION DE PREMIÈRE ORDRE (PROCESSUS DS).....	42
2.3.3	DÉCOMPOSITION DE BEVERIDGE-NELSON.....	43
2.3.4	FILTRE DE HODRICK-PRESCOTT.....	45
2.3.5	FILTRES DE BAXTER-KING : $BP_{12}(6,32)$ ET $BP_{12}(2,32)$ .....	47
2.3.6	DÉCOMPOSITION DES COMPOSANTES INOBERVABLES.....	48

### **CHAPITRE 3 : COMPARAISON DES MÉTHODES**

**50**

3.1	COMPARAISON THÉORIQUE.....	50
3.2	COMPARAISON EMPIRIQUE.....	52

### **CONCLUSION**

**55**

### **BIBLIOGRAPHIE**

**58**

## INTRODUCTION

La question à laquelle nous tentons de répondre dans ce mémoire est la suivante : Quelle est l'ampleur du phénomène de convergence des cycles économiques des pays appartenant au G-7? Notre réflexion s'effectue à la suite d'un questionnement sur les conséquences de l'intensification, au cours des trois dernières décennies, de la globalisation des biens, des services et des marchés des capitaux et ce, au niveau de la diffusion des fluctuations économiques entre les pays. Dans ce contexte, les accords de libre-échange, de marché commun et d'union économique ont été parmi les solutions envisagées afin de minimiser les impacts des chocs asymétriques sur les cycles économiques. D'ailleurs, les États qui aspiraient à l'Union européenne devaient adopter des programmes de convergence, de stabilité et de croissance afin d'en assurer le bon fonctionnement. En conséquence, les cycles des pays membres seraient donc plus synchronisés afin de contrebalancer la perte du taux de change comme instrument de politique économique et de faciliter le processus d'ajustement. Parallèlement, ce phénomène s'est répandu puisqu'une plus grande harmonisation des cycles est considérée aujourd'hui comme étant un des moyens de réaliser un environnement économique plus stable et de favoriser par le fait même le développement des taux de change.

Cependant, cet exercice qui consiste à faire l'estimation des variances et des covariances des cycles n'a aucun sens si les séries sont non stationnaires et comme nous le savons, la majorité des agrégats macro-économiques (PIB, consommation, investissement, etc.) le sont. Ainsi, nous avons estimé d'abord les cycles économiques des pays du G-7. Dans la littérature économique, il existe trois façons de définir ce



qu'est un cycle : la première est le niveau du PIB. Il s'agit d'une transformation logarithmique du PIB qui est d'ailleurs retenue dans l'article de Burns et Mitchell (1946) et par le NBER qui la définit comme étant le cycle des affaires. La seconde étant le niveau du PIB en soustrayant à cette série une composante permanente. C'est ce qu'on appelle les cycles de croissance et c'est justement à eux que nous nous référons dans notre recherche. Enfin, le troisième groupe est un cas particulier de la définition précédente dû au fait que l'on examine cette fois-ci les taux de croissance du PIB en prenant la différence première ou quatrième de la série.

Or, l'étude des cycles a débuté en économie avec la recherche de Burns et Mitchell (1946), qui avait pour but de trouver une méthodologie afin d'isoler justement cette composante. Ensuite, plusieurs économistes se sont succédés afin d'examiner ce même sujet. De nos jours, les économistes font toujours face à cette même problématique dans la mesure où ils doivent choisir lesquelles des techniques semblent les plus pertinentes parmi la panoplie qui existent dans la littérature économétrique. Ainsi, de multiples méthodes sont disponibles afin d'étudier les cycles de croissance et en général, elles reposent sur une décomposition de la série observée en deux composantes additives : une tendance et un cycle. Plus précisément, la série suivrait à long terme une tendance régulière, mais elle oscillerait à court terme autour de celle-ci. Cet écart statistique théorique entre le niveau effectif et potentiel obtenu par modélisation économique de la variable étudiée est appelé « output gap » dans le cas du PIB. Si l'on peut penser qu'en théorie le choix de la méthode économétrique retenue est neutre, il n'en est rien en réalité. En effet, si les décompositions obtenues sont très similaires, on observe quand même des écarts puisque la composante séculaire et cyclique n'ont pas une signification unique. Il s'agit

donc de passer en revue les principales méthodes univariées qui existent, de les comparer et enfin, de faire un choix. Ces techniques peuvent d'ailleurs être regroupées en trois groupes : le premier contient les techniques traditionnelles de décomposition d'une série en tendance et cycle. Il y a notamment la fonction polynomiale du temps, la différentiation de premier ordre et enfin, le filtre d'Hodrick-Prescott (1997). Le second est l'approche spectrale qui propose de décrire une série temporelle comme une combinaison linéaire de mouvements cycliques réguliers d'amplitude variée dont fait l'objet l'étude de Baxter-King (1999). Enfin, les méthodes fondées sur la notion de tendance stochastique qui cette fois-ci tiennent compte des caractéristiques statistiques de chaque série. Il n'y a aucune hypothèse à propos de la forme ou de la durée du cycle, mais il existe là encore une infinité de façons de décomposer la partie stochastique et le cycle stationnaire. Les deux principales approches étant la décomposition de Beveridge-Nelson (1981) et celle des composantes inobservables développé par Harvey (1992).

Les séries chronologiques utilisées dans cette recherche afin d'estimer les cycles de l'activité économique trimestrielle sont représentées par les données désaisonnalisées du produit intérieur brut (PIB) trimestriel aux prix constants de 1990 des pays du G-7 (Allemagne, Angleterre, Canada, États-Unis, France, Italie, Japon) en monnaies nationales et ce, pour la période allant de 1960 à 1998. Les séries ont été puisées pour la plupart dans les *statistiques financières internationales* publiées par le Fond Monétaire International (FMI), à l'exception des données de la France de 1960 :1 à 1971 :4. Ces dernières ont été tirées de la banque de données du DRI (The DRI BASIC Economics database).

Dans le premier chapitre de cette étude, nous précisons le cadre méthodologique. D'une part, nous expliciterons chacune des techniques utilisées dans notre mémoire afin d'extraire la composante cyclique<sup>1</sup> des séries : la fonction polynomiale du temps linéaire et segmentée, la différenciation de premier ordre, la décomposition de Beveridge-Nelson et celle des composantes inobservables, le filtre de Hodrick-Prescott et ceux de Baxter-King. À l'exception de la décomposition des composantes inobservables pour laquelle nous optons pour le logiciel économétrique STAMP, nous avons utilisé le logiciel économétrique RATS (version 5.0). D'autre part, nous exposons deux méthodes basées sur l'article de Duarte et Holden (2003) dans le but de vérifier s'il y a convergence des cycles de croissance des pays du G-7 : l'une est l'analyse de la variabilité agrégée et l'autre, l'analyse de long et de court terme. Ensuite, dans la première partie du chapitre deux, nous examinons les résultats obtenus suite à l'application de chacune de ces méthodes. Dans la seconde et la troisième partie de ce même chapitre, les constats concernant respectivement la variabilité agrégée et ceux de l'analyse de long et de court terme sont présentés. Enfin, au troisième chapitre, nous comparons les méthodes économétriques autant théoriquement (nous énumérons les principales problématiques associées à chacune) qu'empiriquement (nous comparons les composantes cycliques estimées dans le cadre de notre étude avec celles de l'Economic Cycle Research Institute) afin de conclure dans le choix des approches les plus susceptibles d'être prioritaires afin d'estimer les cycles de croissance.

---

<sup>1</sup> Voir , Annexe 33, les dates des sommets et des creux des cycles des affaires estimés par le NBER et le ECRI entre 1948 et 1998 (mensuellement).



## REVUE DE LITTÉRATURE

Plusieurs auteurs ont tenté d'évaluer et d'expliquer la convergence des cycles de croissance et par le fait même, la synchronisation de ceux-ci. Par exemple, Artis et Zhang (1997) se sont questionnés à savoir si le mécanisme de taux de change (MCE) introduit en 1979 a impliqué une plus grande conformité entre les cycles économiques des pays européens. Deux sous-échantillons furent examinés et le filtre d'Hodrick-Prescott (1997) a été utilisé afin d'extraire la composante cyclique de la production industrielle des pays concernés. Ils ont montré que les cycles des pays participants sont devenus davantage synchronisés avec ceux de l'Allemagne après la formation du MCE. Döpke (1999) ainsi que Agrest et Mojon (2001) ont démontré que les corrélations contemporaines et retardées des pays européens augmentaient en utilisant respectivement le filtre de Baxter-King (1999) et le filtre Hodrick-Prescott (1997). Angeloni et Dedola (1999) ont comparé les fluctuations des cycles économiques de la production, de la production industrielle et des prix des pays européens avec divers sous-échantillons. Ces fluctuations ont été trouvées en utilisant le filtre de Hodrick-Prescott, mais également avec les différences logarithmiques d'un et de quatre trimestres. Ils ont conclu, qu'au cours des années 90, les corrélations sont toujours plus élevées suggérant ainsi le succès de l'Union européenne. Wynne et Koo (2000) ont documenté les similitudes et les différences entre les cycles de l'Union européenne et ceux des États-Unis. Les cycles ont été trouvés en utilisant le filtre proposé par Baxter-King (1999). Ils ont comparé les fluctuations cycliques de la production, de l'emploi et des prix en utilisant les corrélations linéaires estimées par la méthode des moments généralisés et ont conclu à la convergence des cycles des

pays européens qui ne sont pas synchrones avec celui des États-Unis. Belo (2001) a utilisé plusieurs statistiques paramétriques et non-paramétriques afin d'investiguer sur la convergence des cycles de la production annuelle de plusieurs pays de la zone Euro, des États-Unis et du Japon, obtenue en utilisant le filtre d'Hodrick-Prescott (1997). Ce dernier a conclu qu'il y avait, entre ces sous-échantillons, une augmentation générale dans les diverses mesures d'association employées entre les cycles des pays de la zone Euro. De plus, il identifie un cycle commun entre les États-Unis et l'Angleterre. Ensuite, Massman et Mitchell (2002) ont testé la convergence en regardant l'évolution des corrélations entre les pays. Ils ont trouvé que les économies de la zone Euro convergent et ils confirment également la conclusion pour laquelle il y a formation d'un cycle économique de la zone Euro. Luginbuhl et Koopman (2003) ont montré que la convergence des séries du produit intérieur de cinq pays européens (Allemagne, France, Italie, Espagne, Pays-Bas) est empiriquement identifiée en utilisant les modèles multivariés de séries qui sont basées sur les composantes inobservables. Ils constatent que la convergence des cycles est présente et est associée aux événements concernant l'histoire de l'intégration européenne. Koopman et Azevedo (2003) ont tenté de mesurer la convergence des séries du PIB de sept pays européens avec le cycle de la zone Euro et celui des États-Unis entre 1970 et 2000. Les séries chronologiques originellement intégrées ont été filtrées en ayant recours au filtre de Christiano et Fitzgerald (1999). Bien que chacun d'eux aient des cheminements particuliers entre 1970 et 2000, ils ont trouvé qu'il y avait une ressemblance entre les cycles économiques des pays de la zone Euro (mis à part l'Angleterre jusqu'à la fin des années 90) et celui de la zone Euro. De plus, ils notent que le cycle des États-Unis n'est globalement pas synchrone avec celui de la zone Euro. Canova (2003) a quant à lui utilisé un modèle VAR (panel) en utilisant les taux

de croissance trimestriel du PIB désaisonnalisé de chacun des pays du G-7 entre 1979 :4 et 2002 :2. Ses principales conclusions sont qu'il y a existence d'un cycle économique mondial significatif, bien qu'il ait remarqué que les cycles des pays de la zone Euro sont différents de ceux du reste du G-7. D'ailleurs, dans cet article, il mentionne que la littérature des cycles économiques réels a démontré que les fluctuations macroéconomiques entre les pays sont fortement liées (voir Backus, Kehoe et Kydland (1992), Canova et Marrinan (1998)), pendant que plusieurs analyses de séries chronologiques ont montré dans une large proportion que les fluctuations nationales et régionales sont communes. (voir Gregory, Head et Renaud(1997), del Negro (2000), Lumsdaine et Prasad (2003), Kose, Otrrock et Whiteman (2003)).

Quant à notre étude, celle-ci a été faite dans le but de comparer tout d'abord les cycles de croissance des pays du G-7 qui résultaient des différentes méthodes existantes telles que la fonction polynomiale du temps linéaire et segmentée, la différentiation de premier ordre, le filtre d'Hodrick-Prescott et ceux de Baxter-King, la décomposition de Beveridge-Nelson et celle des composantes inobservables. Ensuite, en utilisant ces composantes cycliques, nous nous sommes basés sur l'article de Duarte et Holden (2003) afin d'examiner l'ampleur du phénomène de convergence des pays du G-7 de deux manières : la première est l'analyse de la variabilité agrégée et de ses composantes qui mesure la volatilité et le degré de synchronisation. La seconde est le modèle autorégressif à retards échelonnés qui comprend un modèle à correction d'erreur, adapté de la technique de Pesaran, Shin et Smith (1996), qui permet de tester l'existence d'une relation de long et de court terme entre les cycles. Parallèlement, nous avons remarqué que l'histoire économique de ces pays concordent avec les résultats de notre étude. En conséquence, ce mémoire nous a

permis de constater les similitudes et les différences entre les méthodes qui ont pour but d'estimer les cycles de croissance ainsi que d'examiner les impacts de ces dernières sur l'analyse de la convergence.



# CHAPITRE 1 : CADRE MÉTHODOLOGIQUE

## 1.1 Fonction polynomiale du temps linéaire et segmentée (TS)

La première méthode utilisée en économie fut la décomposition à l'aide de la fonction polynomiale du temps linéaire ou segmentée. Canova (1998) fait l'hypothèse que le cycle ( $c_t$ ) et la tendance ( $x_t$ ) ne sont pas corrélés entre eux et que  $x_t$  est une fonction déterministe du temps qui peut être estimée par des fonctions polynomiales. Ces hypothèses conduisent au modèle suivant :

$$y_t = x_t + c_t \quad (1)$$

$$x_t = a + \sum_j^q b_{1j} f_j(t-t_0) \quad \text{si } t \leq t_{\text{barre}} \quad (2)$$

$$x_t = a + \sum_j^q b_{2j} f_j(t-t_1) \quad \text{si } t_{\text{barre}+1} \leq t \leq T \quad (3)$$

$$c_t = \theta(L)/\Phi(L) u_t ; u_t \sim \text{i.i.d.}(0, \sigma_u^2), \quad (4)$$

où  $y_t$  est le logarithme du PIB,  $q$  est habituellement peu élevé,  $t_0$  et  $t_1$  sont les points d'origine de la tendance. De plus,  $a$ ,  $b_{1i}$  et  $b_{2i}$  sont les paramètres du modèle,  $L$  est l'opérateur retard,  $\theta(L)$  et  $\Phi(L)$  sont les polynômes en  $L$  qui satisfont les conditions de stationnarité et d'inversibilité du processus  $c_t$ . S'il y a un bris structurel au niveau de la tendance au temps  $t_{\text{barre}}$ , le modèle est estimé par les moindres carrés ordinaires à l'aide deux sous-échantillons, soient  $[1, t_{\text{barre}}]$  et  $[t_{\text{barre}+1}, T]$ . Nous présentons dans le cadre de notre recherche les résultats pour  $f_j(t-t_0) = t - t_0$  et  $t_{\text{barre}} = T$  (tendance linéaire) et pour  $f_j(t-t_1) = t - t_1$  et  $t_1 = t_{\text{barre}} = 1979:4$  (tendance segmentée). Dans le second cas,

les résidus des deux régressions forment la composante cyclique de la série sur toute la période examinée, soit  $[1, T]$ .

## 1.2 Différentiation de premier ordre (DS)

Les hypothèses de base<sup>2</sup> sont que la tendance de la série est une marche aléatoire avec dérive, la composante cyclique est stationnaire et ces deux composantes ne sont pas corrélées. De plus, on suppose que la série  $y_t$  contient une racine unitaire entièrement causée par la non-stationnarité de la composante séculaire. Ainsi,  $y_t$  est représenté de la façon suivante :

$$y_t = y_{t-1} + \beta + \varepsilon_t, \quad (5)$$

où la tendance est défini par  $x_t = y_{t-1} + \beta$  et le cycle par  $c_t = y_t - x_t - \beta = \varepsilon_t$ .

## 1.3 Décomposition de Beveridge-Nelson

Cette méthode décompose une série en deux composantes stochastiques additives<sup>3</sup> : l'une permanente (tendance),  $P_t$ , qui est une marche aléatoire avec dérive et l'autre, transitoire (cycle),  $T_t$ , qui est un processus stationnaire représenté par les moments prévisibles de la série. Ainsi,

---

<sup>2</sup> NELSON, C.R. et PLOSSER, C.I., « Trends and random walks in Macroeconomic Time Series : Some evidence and implications », *Journal of Monetary Economics*, 10 (2), septembre, 1982, page 142.

<sup>3</sup> BEVERIDGE, S. and NELSON, C .R., « A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the Business cycle », *Journal of Monetary economics*, 7 (2), mars, 1981, page153.

$$y_t = P_t + T_t \quad (6)$$

En faisant la différentiation de premier ordre, ce processus devient :

$$\Delta y_t = \Delta P_t + \Delta T_t \quad (7)$$

$$= c_0 e_t + c_1 e_{t-1} + \dots \quad (8)$$

$$= C(L)e_t = u_t \quad (9)$$

Dans l'équation (9),  $C(L) = (c_0 + c_1 L^1 + c_2 L^2 + \dots)$ ,  $u_t$  est un processus stationnaire en covariance et  $e_t$  est i.i.d.(0,1). Or, dans le cas où il y a présence d'une racine unitaire, cette dernière équation peut être réécrite de cette façon (où  $C(1)e_t$  et  $C^*(L) \Delta e_t$  sont respectivement les composantes permanentes et transitoires) :

$$\Delta y_t = C(1)e_t + C^*(L) \Delta e_t \quad (10)$$

Pour comprendre le passage de l'équation (9) à (10), considérons le cas où  $C(L) = c_0 + c_1 L^1 + c_2 L^2 + c_3 L^3$  et développons  $C(L)$  en ayant recours à l'approximation de Taylor autour de  $L=1$ .

$$C(L) = C(1) + (c_1 + 2c_2 L^1 + 3c_3 L^2)_{L=1} (L-1) + (2c_2 + 6c_3 L)_{L=1} (L-1)^2 \quad (11)$$

$$= C(1) + [(c_1 + 2c_2 + 3c_3) (L-1) + (2c_2 + 6c_3) (L-1)^2] \quad (12)$$

$$= C(1) + [(c_1 + 2c_2 + 3c_3) + (2c_2 + 6c_3) (L-1)] (L-1) \quad (13)$$

$$= C(1) + C^*(L) (L-1) \quad (14)$$

Or, dans le cas général, nous pouvons écrire :

$$\Delta y_t = C(1)e_t + \psi(L) (1-L) e_t = G(L)e_t \quad (15)$$



où  $\psi(L) = \psi_0 + \psi_1 L + \psi_2 L^2 + \dots$  est un polynôme tel que  $\lim_{j \rightarrow \infty} \psi_j = 0$ . Par conséquent, en raison du polynôme commun  $(1-L)$ , la composante transitoire est donc  $T_t = \psi(L)e_t$ . Sous cette forme, la composante permanente est intégrée d'ordre un et la composante transitoire est un processus intégré d'ordre zéro. Ainsi, il est maintenant clair que la première de ces composantes est permanente puisqu'une fois écrite comme  $\Delta P_t$ , nous voyons que  $C(1) \neq 0$ , alors que les chocs sur le processus  $T_t$  sont transitoires car  $\lim_{j \rightarrow \infty} \psi_j = 0$ . En conséquence, la décomposition du Beveridge-Nelson contient les caractéristiques qui suivent : la première étant que les chocs sur la composante permanente sont des bruits blancs,  $C(1)e_t$ . La seconde étant que les chocs sur la composante permanente et transitoire sont parfaitement corrélés puisqu'ils sont des multiples du même scalaire  $e_t$ .

#### 1.4 Filtre de Hodrick-Prescott

Le filtre de Hodrick-Prescott décompose une série chronologique ( $y_t$ ) en deux composantes additives corrélées<sup>4</sup> : l'une étant la tendance ( $x_t$ ) non-stationnaire et l'autre, le cycle ( $c_t = y_t - x_t$ ) qui est stationnaire.

$$y_t = x_t + c_t \quad (16)$$

Le filtre de Hodrick-Prescott est donc la solution au problème d'optimisation :

<sup>4</sup> BOONE, L. « Estimation d'un cycle à l'aide d'un modèle à tendance stochastique et application au cas du Royaume-Uni », *CEPII : document de travail*, numéro 11, juin 1997, page 7.

$$\text{Min}_{[x_t]_{t=1}} \sum_{t=1}^T (y_t - x_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} ((x_{t+1} - x_t) - (x_t - x_{t-1}))^2 \quad (17)$$

$$= \text{Min}_{[x_t]_{t=1}} \sum_{t=1}^T (c_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} ((x_{t+1} - x_t) - (x_t - x_{t-1}))^2 \quad (18)$$

où  $T$  est la taille de l'échantillon et  $\lambda$  est une constante de lissage. Plus sa valeur est élevée, plus la tendance de long terme sera lisse. Le cas extrême étant une tendance déterministe.

D'ailleurs Hodrick et Prescott ont montré que la valeur optimale de  $\lambda$  est défini par  $\lambda = (\sigma_2^2 / \sigma_1^2)$ , où  $\sigma_1$  et  $\sigma_2$  mesurent respectivement l'écart-type de la tendance et celle de la composante cyclique. Pour des données trimestrielles, la valeur de  $\lambda$  est habituellement 1600, ce que nous avons choisi dans le cadre de notre recherche.<sup>5</sup>

### 1.5 Filtrés de Baxter-King : $BP_{12}(6,32)$ et $BP_{12}(2,32)$

La procédure dans le domaine des fréquences est composée des hypothèses suivantes : les composantes séculaire et cyclique des séries examinées sont indépendantes, la puissance de la tendance est située dans les basses fréquences du spectre et celle-ci diminue très rapidement dès qu'on s'éloigne de zéro<sup>6</sup>. Ainsi, les hypothèses ne contraignent pas la tendance à être soit déterministe, soit stochastique

<sup>5</sup> BOONE, L. « Estimation d'un cycle à l'aide d'un modèle à tendance stochastique et application au cas du Royaume-Uni », *CEPII : document de travail*, numéro 11, juin 1997, page 7.

<sup>6</sup> CANOVA, F. « Detrending and business cycle facts », *Journal of Monetary Economics*, 41 (3), mai, 1998, page 482.

et permet également des changements de celle-ci. Cette méthodologie sélectionne la borne inférieure et supérieure adéquate dans le domaine des fréquences afin de conserver uniquement celles qui sont reliées à la définition du cycle retenue.

Dans le domaine temporel, le filtre de Baxter-King isole la composante cyclique par l'application d'une moyenne mobile particulière. Cependant, le filtre linéaire idéal est une moyenne mobile d'ordre infini ; une approximation est donc nécessaire. Ainsi, le problème qu'ont voulu résoudre Baxter et King (1999), est de trouver une bonne approximation du filtre optimal qui accomplit la décomposition des cycles requis. Ainsi, en appliquant une moyenne mobile à une série chronologique,  $y_t$ , cela produit une nouvelle série  $y_t^*$  :

$$y_t^* = \sum_{k=-K}^K a_k y_{t-k} \quad \text{où } a(L) = \sum_{k=-K}^K a_k L^k, L^k x_t = x_{t-k} \quad (19)$$

Dans cette procédure, la moyenne mobile est symétrique. On peut montrer, si la somme des poids est égale à zéro, que  $a(L)$  est :

$$a(L) = (1 - L) (1 - L^{-1}) \psi(L) \quad (20)$$

Dans l'équation (28),  $\psi(L)$  est une moyenne mobile symétrique qui rend stationnaire un processus stochastique intégré d'ordre deux et élimine une tendance déterministe quadratique.

Le filtre de Baxter-King repose donc sur l'analyse fréquentiste des séries chronologiques. Regardons l'effet du filtrage dans le domaine des fréquences à l'aide de la représentation de Cramer d'une série stationnaire  $y_t$ , ayant une moyenne nulle:

$$y_t = \int_{-\pi}^{\pi} \xi(\omega) d\omega \quad (21)$$

On constate que cette série est exprimée comme étant l'intégrale des composantes périodiques aléatoires,  $\xi(\omega)$ , qui sont mutuellement orthogonales [ $(\xi(\omega_1))(\xi(\omega_2))^T=0$ , si  $\omega_1 \neq \omega_2$ ]. Or, la série filtrée peut être écrite également de la façon suivante :

$$y_t^* = \int_{-\pi}^{\pi} \alpha(\omega) \xi(\omega) d\omega \quad \text{où } \alpha(\omega) = \sum_{h=-K}^K a_h e^{-i\omega h} \quad (22)$$

Dans l'équation (22),  $\alpha(\omega)$  est la fonction de réponse dans le domaine des fréquences suite à l'application du filtre linéaire. En d'autres mots,  $\alpha(\omega)$  indique dans quelle mesure  $y_t^*$  répond à  $y_t$  à la fréquence  $\omega$ . De plus, étant donné que les composantes périodiques  $\xi(\omega)$  sont orthogonales, nous pouvons donc écrire la variance de la série filtrée:

$$\text{var}(y_t^*) = \int_{-\pi}^{\pi} |\alpha(\omega)|^2 f_y(\omega) d\omega \quad (23)$$

Dans cette dernière équation,  $|\alpha(\omega)|^2$  est la fonction de transfert du filtre linéaire à la fréquence  $\omega$  et  $f_y(\omega)$ , soit  $\text{var}(\xi(\omega))$ , est la densité spectrale de la série  $y_t$  à la fréquence  $\omega$ . Or, à une fréquence donnée, la fonction de transfert indique dans quelle mesure la moyenne mobile augmente ou diminue la variance de la série filtrée relativement à la série originale. En bref, cette méthodologie utilise le domaine des



fréquences pour assigner une moyenne mobile qui met l'emphase sur des bandes de fréquences spécifiques et requiert que les propriétés de la tendance soient éliminées.

Examinons, en premier lieu, le filtre qui retient uniquement les composantes comprises au niveau des fréquences basses, soit le « Low-Pass Filter » ( $LP_K(p)$ ). Ce filtre approximatif qui est tronqué au retard  $K$  élimine donc les composantes dont la périodicité est supérieure ou égale à  $p$ . Le filtre symétrique idéal de celui-ci passe uniquement dans les fréquences comprises entre  $-\underline{\omega} \leq \omega \leq \underline{\omega}$ , sa fonction de réponse est donné par  $\beta(\omega)=1$  pour  $|\omega| \leq \underline{\omega}$  et  $\beta(\omega)=0$  pour  $|\omega| > \underline{\omega}$ . En conséquence, voici la représentation dans le domaine du temps du filtre idéal :

$$b(L) = \sum_{h=-\infty}^{\infty} b_h L^h \quad (24)$$

Or, les poids du filtre,  $b_h$ , peuvent être trouvés à partir de la transformation inverse de Fourier de la fonction de réponse dans le domaine des fréquences.

$$b_h = (1/2\pi) \int_{-\pi}^{\pi} \beta(\omega) e^{i\omega h} d\omega \quad (25)$$

Or, en évaluant l'intégrale ci-dessus, les poids du filtre idéal sont :  $b_0 = \underline{\omega}/\pi$  et  $b_h = \sin(h\underline{\omega})/h\pi$  pour  $h = \pm 1, 2, \dots$ . Pendant que les poids tendent vers zéro au fur et à mesure que  $h$  augmente, il est clair qu'une moyenne mobile d'ordre infini mène donc vers le filtre idéal.

Pour ce qui est du « High-Pass Filter »,  $HP_K(p)$ , qui retient uniquement les composantes comprises dans les fréquences élevées, ce dernier est facilement

construit à partir de  $LP_K(p)$ . Ainsi, le filtre idéal qui retient seulement les fréquences élevées est alors décrit par  $HP_\infty(p)$ . Les poids de ce dernier sont  $1-b_0$  pour  $h=0$  et  $-b_h$  pour  $h = \pm 1, 2, \dots$ . Comme on le constate, le filtre approximatif est obtenu en faisant la troncation des poids de  $HP_K(p) = 1 - LP_K(p)$  puisque celui-ci est l'inverse de  $LP_K(p)$ .

Pour ce qui est finalement du filtre qui retient uniquement les fréquences intermédiaires soit le « Band-Pass Filter »,  $BP_K(p,q)$ , ce dernier a été développé afin de passer à travers les composantes contenues entre les périodes  $p$  et  $q$  et supprimer celles qui sont à l'extérieur de ces bornes pour un certain point de troncation  $K$ . Habituellement,  $p$  et  $q$  sont respectivement égal à six et trente-deux, comme le suggère la définition des cycles économiques du « *National Bureau of Economic research* ». En définissant les cycles économiques de cette façon, le filtre linéaire laisse passer les composantes dont les fluctuations sont contenues dans les bandes de fréquences spécifiées et élimine celles qui sont concentrées à des fréquences plus faibles (tendance) et plus élevées (irrégulier).

En bref, pour des séries économiques, Baxter et King recommandent le  $BP_{12}(6,32)$ . Cependant, il est également admissible d'utiliser par exemple,  $BP_{12}(2,32)$ , qui conserve les composantes contenues entre les périodes 2 et 32 et élimine celles qui sont comprises dans les fréquences basses pour un certain point de troncation  $K$ .

## 1.6 Décomposition des composantes inobservables

Historiquement, les séries chronologiques furent formulées en terme de composantes inobservables. La formulation moderne de cette analyse est faite à partir des modèles structuraux estimés par le filtre de Kalman.

$$y_t = \theta(L)/\Phi(L) \varepsilon_t \quad (26)$$

$$y_t = (1 - \Phi_1 L - \dots - \Phi_p L^p) / (1 - \theta_1 L - \dots - \theta_q L^q) \varepsilon_t \quad (27)$$

Cependant, afin de pouvoir manipuler les modèles structuraux des séries chronologiques non stationnaires, il faut utiliser la forme espace-état dans laquelle l'état du système représente les diverses composantes inobservables tels que la tendance, la saisonnalité, le cycle, l'irrégulier. Or, les hypothèses<sup>7</sup> sous-jacentes à la cette décomposition sont : la composante séculaire est une marche aléatoire avec dérive, la composante cyclique est un processus ARMA(p,q) stationnaire et ces deux composantes peuvent être corrélées. Or, plusieurs modèles espace-état peuvent être décrit à l'aide du filtre de Kalman en utilisant l'équation de mesure suivante<sup>8</sup>:

$$y_t = \mu_t + \psi_t + \gamma_t + \varepsilon_t \quad \text{où } t = 1, \dots, T. \quad (28)$$

où  $\mu_t$  est la composante séculaire,  $\psi_t$  est la composante cyclique,  $\gamma_t$  est la saisonnalité,  $\varepsilon_t$  est l'irrégulier.

<sup>7</sup> CANOVA, F. « Detrending and business cycle facts », *Journal of Monetary Economics*, 41 (3), mai, 1998, page 481.

<sup>8</sup> HARVEY, A.C. « Trends and cycles in Macroeconomic time series », *Journal of Business and Economic statistics*, 3 (3), juillet, 1985, page 217.



Dans le cadre de notre étude, nous testons la spécification qui contient une tendance locale. Ainsi, en ayant spécifié l'équation de mesure à la page précédente, les deux équations de transition de ce modèle sont les suivantes :

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} \quad (29)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \zeta_t \quad \zeta_t \sim \text{NID}(0, \sigma_\zeta^2) \quad , \quad (30)$$

où  $\mu_t$  est le niveau et  $\beta_t$  est la pente. Or, les propriétés de  $\mu_t$  et  $\beta_t$  sont caractérisées par l'hypothèse que  $\zeta_t$  est identiquement et indépendamment distribué et que  $\varepsilon_t$  n'est pas corrélé avec  $\zeta_t$ .

Étant donné que les séries utilisées dans le cadre de notre recherche ont été désaisonnalisées, il n'est donc pas adéquat d'inclure la composante saisonnière dans l'équation de mesure. L'équation (36) devient donc la suivante:

$$y_t = \mu_t + \psi_t + \varepsilon_t \quad , \text{ où } t = 1, \dots, T. \quad (31)$$

Ensuite, la spécification statistique général du cycle,  $\psi_t$ , correspond :

$$\begin{pmatrix} \psi_t \\ \psi_t^* \end{pmatrix} = \rho \begin{pmatrix} \cos \lambda_c & \sin \lambda_c \\ -\sin \lambda_c & \cos \lambda_c \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \psi_{t-1} \\ \psi_{t-1}^* \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \omega_t \\ \omega_t^* \end{pmatrix} \quad , \text{ où } t = 1, \dots, T, \quad (32)$$

où  $\psi_t$  est la composante cyclique,  $\lambda_c$  est la fréquence du cycle exprimé en radians qui varient entre 0 et  $\pi$  et  $\rho$  est l'amplitude du cycle qui fluctue entre zéro et un exclusivement puisque que le cycle est stationnaire. On constate donc que la période est égale à  $2\pi/\lambda_c$ . Les termes d'erreur,  $\omega_t$  et  $\omega_t^*$ , sont des bruits blancs mutuellement

non corrélés de moyennes nulles et de variances égales à  $\sigma_{\omega}^2$  et  $\sigma_{\omega^*}^2$ . Étant donné les conditions initiales que le vecteur  $(\psi_t, \psi_t^*)^T$  a une moyenne nulle et une matrice de covariance  $(\sigma_{\omega}^2, \sigma_{\omega^*}^2)I$ , il peut être montré entre autre que le processus  $\psi_t$  est stationnaire.

## 1.7 Variabilité agrégée

Dans le but de mesurer s'il y a convergence ou non des cycles économiques des pays appartenant au G-7, une mesure de la variabilité agrégée doit être calculée. Cette mesure doit prendre non seulement en compte les variances individuelles de chaque pays, mais aussi les covariances entre ceux-ci et ce, pondérée adéquatement. Les raisons de cette pondération étant mentionnées à la page qui suit. Comme le suggère Duarte et Holden (2003), on peut donc définir la variabilité agrégée de la façon suivante:

$$\text{var}(y_{G7}^c) = \sum_{i=1}^7 \alpha_i^2 \text{var}(y_i^c) + \sum_{i=1}^7 \sum_{j \neq i}^7 \alpha_i \alpha_j \text{cov}(y_i^c, y_j^c) \quad \text{où } i, j = 1, 2, \dots, 7. \quad (33)$$

L'équation précédente contient deux termes : le premier est la somme pondérée des variabilités individuelles de chaque pays et le second est la somme pondérée des covariances ou une mesure de la synchronisation entre ces mêmes pays.

Étant donné que les séries brutes utilisées dans cette étude sont le PIB trimestriel désaisonnalisé aux prix constants de 1990 exprimées en devises nationales,

cela ne nous permet pas de les agréger. Il faut donc procéder à une transformation des données. Pour ce faire, nous utilisons les poids<sup>9</sup> du PIB de chacun des pays du G-7,  $\alpha_i$ , qui sont mesurés en terme de la parité des pouvoirs d'achat de 1990 (en dollars américains) de chacun des pays. La somme des poids doit évidemment être égale à un. Ainsi, avec ces nouvelles données, nous obtenons une mesure récursive de la variabilité agrégée en prenant pour acquis que la durée moyenne d'un cycle est de 20 trimestres, soit 5 ans.

De plus, on peut calculer la composante cyclique agrégée des pays appartenant au G-7 à l'aide de l'équation qui utilise les poids précisés dans le paragraphe précédent :

$$y_{G7}^c = \sum_{i=1}^7 \alpha_i y_i^c \quad \text{où } i = 1, 2, \dots, 7. \quad (34)$$

Or, en multipliant les séries brutes par ces poids, qui font en sorte que le PIB est exprimé en dollars américains et que la production de chaque pays est ajustée pour des variations dans leur pouvoir d'achat respectif, il devient alors possible de mesurer l'activité économique totale du G-7<sup>10</sup>. Ainsi, à partir des deux équations précédentes, on peut non seulement examiner les fluctuations économiques de l'ensemble du G-7 (équation 34), mais expliciter également les raisons de celles-ci (équation 33).

---

<sup>9</sup> Pour plus de détails, consulter l'annexe 34.

<sup>10</sup> Pour plus de détails, consulter l'annexe 34.

## 1.8 Analyse de long et de court terme

L'analyse de long terme peut être faite à partir de plusieurs techniques, notamment celles de Johansen (1988) et de Pesaran, Shin et Smith (1996). Le premier avantage de cette dernière méthode contrairement à la première est la possibilité de tester l'existence d'une relation de long terme sans connaissance a priori de l'ordre d'intégration et de cointégration des séries chronologiques. Le second avantage est que les paramètres de long et de court terme peuvent être estimés à l'aide d'un modèle autorégressif à retards échelonnés en ayant recours à des inférences asymptotiques spécifiques peu importe le caractère exogène ou non des variables explicatives. Ainsi, nous testons l'existence d'une relation de long terme entre les composantes cycliques du PIB des pays appartenant au G-7 en utilisant le modèle suggéré par Holden et Duarte (2003) :

$$\Delta y_t^c = \delta_0 + \gamma y_{t-1}^c + \sum_{i=1}^k \theta_i x_{i,t-1} + \sum_{i=1}^p \psi_i \Delta y_{t-i}^c + \sum_{j=1}^q \sum_{i=1}^k \eta_{ij} \Delta x_{i,t-j} + \varepsilon_t, \quad (35)$$

où  $y_t^c$  et  $x_{it}$  sont les composantes cycliques des sept pays,  $k+1$  est le nombre de pays (sept dans notre cas),  $p$  et  $q$  est le nombre maximum de retards (quatre). La procédure consiste donc à tester l'hypothèse nulle,  $\gamma = \theta_i = 0$  pour tout  $i = 1, \dots, k$ , contre l'hypothèse alternative que ces coefficients ne sont pas tous nuls. Si l'hypothèse nulle est vérifiée, cela signifie qu'il n'y a pas de relation de long terme entre les variables énumérées ultérieurement. Cependant, les valeurs critiques utilisées sont celles de Pesaran, Shin et Smith (1996), car les distributions asymptotiques de ces deux tests ne sont pas standards. Si la statistique  $F$  tombe à l'extérieur de l'intervalle des valeurs critiques fournies par Pesaran et Shin, on peut conclure sans connaître l'ordre



d'intégration et de cointégration des séries examinées. Par contre, dans le cas contraire, pour conclure, il faut effectuer des tests supplémentaires concernant l'ordre d'intégration et de cointégration. Cette seconde possibilité risque peu de se produire puisque la plupart des méthodes assurent que les composantes cycliques sont généralement stationnaires.

Ensuite, par des tests de causalité de Granger, il est possible de vérifier dans quelles directions vont les relations entre les composantes cycliques<sup>11</sup>. L'hypothèse nulle de ce test est que chacune des composantes cycliques des pays du G-7 causent au sens de Granger les composantes cycliques des autres pays.

Enfin, l'estimation des paramètres de long terme peut être faite à partir du modèle autorégressif à retards échelonnés suivant:

$$y_t^c = \delta_0 + \sum_{i=1}^p \Phi_i y_{t-i}^c + \sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^q \beta_{ji} x_{j,t-i} + \varepsilon_t \quad (36)$$

À partir de cette dernière équation, les coefficients de long terme sont estimés à l'aide des formules suivantes:

$$\delta_0^* = \delta_0 / (1 - \Phi_1 - \Phi_2 - \dots - \Phi_p) \quad (37)$$

$$\beta_j^* = \beta_{j1} + \dots + \beta_{jq} / (1 - \Phi_1 - \Phi_2 - \dots - \Phi_p) \quad (38)$$

Finalement, on procède à l'analyse de court terme à l'aide du modèle autorégressif ci-contre:

$$\Delta y_t^c = \sum_{i=1}^p \lambda_i \Delta y_{t-i}^c + \sum_{j=1}^k \sum_{i=0}^q \zeta_{ji} \Delta x_{j,t-i} + \alpha (y_{t-1} - \delta_0^* - \beta_j^* x_{j,t-1}) + \varepsilon_t \quad (39)$$

<sup>11</sup> Voir la programmation faites dans le logiciel économétrique RATS dans l'annexe 26.

où  $\bar{\delta}_0$  et  $\bar{\beta}_j$  sont les paramètres de long terme. Ici,  $\alpha$  indique à quelle vitesse le système converge vers sa position d'équilibre de long terme. Un signe négatif signifie que le système converge vers sa position de long terme.

Après avoir explicités, dans les premières sections de ce chapitre chacune des techniques qui nous permettent de mesurer les cycles de croissance des pays du G-7 et dans les deux dernières, montrer la façon dont nous mesurons la convergence de ceux-ci, poursuivons avec le chapitre deux. Dans celui-ci, nous analysons les composantes cycliques obtenues, vérifions ensuite s'il y a convergence des cycles et dans l'affirmative, explicitons comment celle-ci s'effectue entre 1960 et 1998.

## CHAPITRE 2 : ESTIMATION DES COMPOSANTES CYCLIQUES ET DE LA CONVERGENCE À L'AIDE DE DIFFÉRENTES MÉTHODES

### 2.1 Résultats de l'application de chacune des méthodes

#### 2.1.1 *Fonction polynomiale linéaire et segmentée (TS)*

À la Figure 1-A (Annexe 1), nous constatons que la fonction polynomiale du temps linéaire n'est pas adéquate afin d'estimer la tendance des séries du produit intérieur brut des pays du G-7 : la tendance étant sous-évaluée ou surévaluée sur des périodes importantes. D'ailleurs, le même constat peut être fait à partir de la Figure 2-A (Annexe 1) qui illustre chacune des composantes cycliques. Elles ont de grandes périodes d'expansion et de récession ininterrompues. Cette méthode, qui est l'une des premières à avoir été utilisée en économétrie, fait l'objet de plusieurs critiques, la principale étant que la croissance de long terme est fixée de façon mécanique. Toutefois, pour tenir compte du changement de tendance illustré à la Figure 1-A (Annexe 1), l'application de la fonction polynomiale du temps segmentée est nécessaire. En effet, les résultats semblent être plus intéressants même si la composante séculaire est estimée à l'aide d'une tendance déterministe. Ainsi, à la Figure 1-B (Annexe 1)<sup>12</sup>, les valeurs sont plus près de chacune des séries puisque celles-ci sont composées d'un taux de croissance qui est supérieur entre 1960 et 1979, comparativement à celui entre 1980 et 1998. Ainsi, en estimant le modèle sur deux périodes (dont la coupure est en 1979 :4), les régressions s'avèrent plus justes. Toutefois, la recherche de Nelson et Plosser (1982) a prouvé que les séries macroéconomiques contenaient une non-stationnarité de type stochastique. Ainsi,



cette approche n'est donc pas efficace puisqu'elle avait pour but d'extraire une tendance déterministe des séries examinées. Bien que nous constatons sur les graphiques de la Figure 2-B (Annexe 1) que les fluctuations cycliques pour certains pays sont plus grandes durant les années 70 et s'atténuent graduellement ensuite, nous remarquons qu'il semble y avoir un déphasage des cycles avec cette approche. Une période de récession pourrait coïncider avec une période d'expansion pour d'autres méthodes.

### 2.1.2 Différentiation de premier ordre (Processus DS)

Tout d'abord, sur la Figure 1 (Annexe 3), il semble y avoir un bris structurel à la fin des années 70 au niveau du logarithme du PIB de la plupart des pays du G-7 et de sa tendance<sup>13</sup>. Comme nous l'avons mentionné dans la section précédente, il semble y avoir un taux de croissance supérieur entre 1960 et 1979 qu'entre 1980 et 1998 (Annexe 31). La raison pouvant expliciter ce constat est que le nouvel ordre économique mondial qui s'est constitué après la seconde guerre mondiale a généré une dynamique caractérisée par une forte croissance de quasi plein emploi avec quelques tensions inflationnistes<sup>14</sup>. Cette croissance s'explique par trois principaux facteurs : le premier est la dynamique du commerce mondial qui a multiplié le volume des exportations pour tous les pays du G-7 permettant de soutenir la croissance de la demande et de la productivité. Le second est une très forte croissance de la productivité en raison du progrès technique (notamment par le transfert des

---

<sup>12</sup> Voir la programmation faites dans le logiciel économétrique RATS dans l'annexe 16

<sup>13</sup> Voir la programmation faites dans le logiciel économétrique RATS dans l'annexe 17.

technologies) et de la croissance du stock de capital fixe et humain. Enfin, le troisième sont les effets d'entraînement des politiques économiques (keynésiennes) et du secteur public. Ce qui fait contraste de la seconde période (1980-1995) qui est caractérisée par de plus faibles taux de croissance pour l'ensemble de pays du G-7.

De plus, on voit sur les graphiques de la Figure 2 (Annexe 3) que l'ampleur des fluctuations est moins élevée en utilisant cette méthode que la précédente, bien qu'elles soient légèrement supérieures au cours des années 70 et au début des années 80 pour les pays de la zone Anglo et l'Italie. On observe également sur la Table 1 (Annexe 3) que les corrélations<sup>15</sup> des composantes cycliques sont dissemblables entre les deux périodes et moins accentuées avec la différentiation de premier ordre qu'en employant la méthode antérieure.

### 2.1.3 Décomposition de Beveridge-Nelson (BN)

Les résultats de l'application de la décomposition de Beveridge-Nelson sont consignés à la Figure 1 (Annexe 5). On constate, tout comme dans les autres sections, qu'un changement de pente s'effectue au début des années 80<sup>16</sup>. D'ailleurs, à la Table 1 (Annexe 5), les corrélations<sup>17</sup> des composantes cycliques sont distinctes entre les deux périodes. Cependant, ces corrélations s'avèrent semblables, dans la majorité des cas, à celles résultant de l'application de la différentiation de premier ordre. Les résultats des Tables 1 pour ces deux dernières méthodes sont qu'il y a une

---

<sup>14</sup> GILLES, P. *Crises et cycles économiques*, série « Économie », Paris, Édition Cursus, Paris, première édition, 1996, page 150.

<sup>15</sup> Voir la programmation faites dans le logiciel économétrique RATS dans l'annexe 23.

<sup>16</sup> Voir la programmation faites dans le logiciel économétrique RATS dans l'annexe 18.

augmentation de la corrélation entre les pays de la zone Anglo et une augmentation des corrélations entre les pays de la zone Euro (à l'exception de celle entre la France et Italie avec la décomposition de BN).

Enfin, les composantes cycliques trouvées par la décomposition de Beveridge-Nelson sont illustrées par les graphiques de la Figure 2 (Annexe 5). Encore une fois, les variations cycliques sont plus petites, bien que leurs évolutions soient assez semblables à la différentiation de premier ordre.

#### *2.1.4 Filtre de Hodrick-Prescott*

Dans les graphiques de la Figure 1 (Annexe 7), on constate une fois de plus un changement de pente qui s'effectue au début des années 80. Une lecture de la Table 1 (Annexe 7) montre que les corrélations<sup>18</sup> des composantes cycliques entre les deux périodes sont différentes : on remarque une nette détérioration des corrélations entre les cycles des pays de la zone Anglo et ceux de l'Allemagne, de l'Italie, de la France, du Japon. Elle sont plus élevées durant la première période. Ceci peut d'ailleurs être expliqué par deux raisons : d'une part, les chocs pétroliers ont causé un rapprochement des taux de croissance des pays en régime de taux de change flexible qui indique une synchronisation internationale des cycles des affaires plus étroite. D'autre part, la désynchronisation de la dynamique des pays industrialisés liée à la divergence des politiques économiques s'est amorcée dans les années 80 dans un contexte de renforcement des zones commerciales régionales (Amérique du Nord,

---

<sup>17</sup> Voir la programmation faites dans le logiciel économétrique RATS dans l'annexe 23.

<sup>18</sup> Voir la programmation faites dans le logiciel économétrique RATS dans l'annexe 23.



Europe, Asie). C'est d'abord la simultanéité de la politique budgétaire activistes des États-Unis menée par l'administration Reagan et la politique d'assainissement des finances publiques au Japon et en Allemagne qui amorce ce mouvement de déconnexion.

En plus, les graphiques incluent dans la Figure 2 (Annexe 7) montrent que les variations cycliques sont plus grandes durant les années 70 qu'avant et après cette décennie pour la majorité des pays en omettant celles de la France. De plus, à l'exception de la France, les fluctuations ne cessent de s'atténuer après les années 70. Pour ce qui est de l'Allemagne, on observe un sommet au début des années 90 causé par la réunification qui a fait augmenter le niveau de la demande suite à la hausse des dépenses budgétaires en Allemagne de l'Est. Le Japon quant à lui se distingue par son comportement cyclique particulier qui contient deux périodes de hausse graduelle des fluctuations économiques.

### 2.1.5 *Filtres de Baxter-King : $BP_{12}(6,32)$ et $BP_{12}(2,32)$*

En regardant les divers tableaux et graphiques contenus dans les annexes 9 à 12, on s'aperçoit que les résultats de l'application des filtres de Baxter-King sont très similaires et ce, même si ces deux filtres ne retiennent pas les mêmes composantes. Le filtre  $BP_{12}(6,32)$  est moins volatile que le filtre  $BP_{12}(2,32)$ . Aux Figures 1 (Annexes 9 et 11), nous trouvons qu'un changement de pente au début des années 80<sup>19</sup>. Ainsi, il y a un changement de comportement cyclique entre les deux périodes. Les causes

---

<sup>19</sup> Voir la programmation faites dans le logiciel économétrique RATS dans l'annexe 21.



probables de ce constat ont été donné dans la section 2.1.2. D'ailleurs, les Tables 1 (Annexes 9 et 11) abondent en ce sens puisqu'elles indiquent que les corrélations<sup>20</sup> des composantes cycliques sont différentes entre les deux périodes. Tout comme dans la section précédente, les corrélations des cycles sont plus élevées durant la première période entre les pays de la zone Anglo et ceux de la France, l'Allemagne et le Japon. Les corrélations entre les cycles du Canada et ceux des États-Unis ont augmentées, tandis que celles entre l'Angleterre et les États-Unis ont diminuées. Et contrairement à la section précédente, les corrélations entre l'Allemagne et les pays de la zone Anglo sont restées semblables au lieu de diminuer entre les deux périodes. Les graphiques contenus dans les Figures 2 (Annexes 9 et 11) montrent que les variations cycliques de la majorité des pays du G-7 (soient l'Angleterre, le Canada, les États-Unis, l'Italie, le Japon) sont plus grandes durant les années 70 qu'avant et après cette décennie. De plus, on s'aperçoit qu'à l'exception de l'Allemagne, de la France et du Japon, les fluctuations ne cessent de s'atténuer après les années 70. Ces résultats concordent avec ceux obtenus à la section 2.1.4 .

### *2.1.6 Décomposition des composantes inobservables*

Dans cette section, on constate que les résultats obtenus en utilisant cette décomposition sont très similaires à ceux obtenus à la suite de l'application du filtre de Hodrick-Prescott et ceux de Baxter et King. Ainsi, à la Figure 1 (Annexe 13), on voit que la pente de la série change après la décennie 70.<sup>21</sup> De plus, on constate à la

---

<sup>20</sup> Voir la programmation faites dans le logiciel économétrique RATS dans l'annexe 23.

<sup>21</sup> Voir la programmation faites dans le logiciel économétrique RATS dans l'annexe 30.

Figure 2<sup>22</sup> (Annexe 13) qu'à l'exception de la France, les variations des cycles de la plupart des pays du G-7 sont plus grandes durant les années 70 qu'avant et après cette décennie. De surcroît, pour la majeure partie des pays (à l'exception de la France) incluant l'Allemagne (si l'on omet le sommet du début des années 90 suite à la chute du Mur de Berlin), les fluctuations s'amenuisent continuellement après la décennie 70. Enfin, la Table 1 (Annexe 13) indique que des corrélations des composantes cycliques subissent une forte diminution entre les deux périodes et ce, en comparant les cycles de la zone Anglo avec ceux de la zone Euro et du Japon.

## 2.2 Analyse de la variabilité agrégée et des ses composantes

### 2.2.1 *Fonction polynomiale linéaire et segmentée (TS)*

Bien que nous ayons vu dans la section 2.1.1 que cette méthode est plus ou moins efficace afin d'estimer les cycles de croissance, vérifions les résultats pour ce qui est du calcul de la composante cyclique agrégée des pays du G-7 qui est construite à partir de l'équation (2). Ainsi, nous remarquons sur la Figure 3 (Annexe 1), que les fluctuations cycliques ont diminuées depuis la fin des années 70. Or, ce résultat contraste de celui obtenu sur la Figure 2-B (Annexe 1) puisqu'on observait une baisse de la variabilité pour certains (France, États—Unis, Italie, Japon) et une hausse pour d'autres (Canada, Allemagne, Angleterre).

Le calcul de la variabilité agrégée, équation (33), se fait en additionnant deux types de variabilité : les variabilités individuelles et l'interaction entre ces composantes

---

<sup>22</sup> Voir la programmation faites dans le logiciel économétrique RATS dans l'annexe 23 .

individuelles. Or, la Figure 4 (Annexe 1) montre que la chute de la variabilité agrégée est expliquée par une diminution des fluctuations au niveau des variabilités individuelles ainsi qu'une baisse de la synchronisation. Ce résultat suggère donc que les cycles du G-7 sont devenus de moins en moins variables et synchronisés après les années 70.

Les Figures 5, 6 et 7 (Annexe 1) illustrent la somme des covariances entre les pays appartenant au G-7. La Figure 5 montre les liens étroits entre les cycles des pays de la zone Euro à partir de 1969 :4 qui peuvent être expliqués par la création de l'Association européenne de libre-échange (AELE) en 1960 et de la Communauté européenne (CE) en 1967. On voit, sur la Figure 6 que les cycles des pays de la zone Euro ne sont pas synchronisés avec ceux des États-Unis depuis le début des années 80. Sur la Figure 7, on constate que les cycles de l'Allemagne suivent approximativement les mêmes directions que ceux de la zone Anglo durant les années 60 à 80. Par contre, au cours des décennies 80 et 90, les cycles de l'Allemagne sont inversement synchronisés avec ceux de la zone Anglo. Ces deux derniers constats sont d'ailleurs en lien direct avec la désynchronisation de la dynamique des pays industrialisés menées dans un contexte de renforcement des accords de libre-échange en Europe, en Asie et en Amérique du Nord.

La Figure 9<sup>23</sup> (Annexe 1) retrace l'évolution des composantes cycliques de la zone Euro et celles de la zone Anglo<sup>24</sup>. On note que les cycles de la zone Anglo fluctuaient approximativement dans les mêmes directions que ceux de la zone Euro à

---

<sup>23</sup> Poids de la zone Euro : Allemagne = 0.4252, France = 0.2936, Italie = 0.2812 Poids de la zone Anglo : Canada = 0.0421, Angleterre = 0.1237, États-Unis = 0.8342.



partir du début des années 60 jusqu'aux années 80. Cette conclusion est d'ailleurs vérifiée en regardant la Figure 10 (Annexe 1) qui illustre les corrélations entre ces deux zones. Bien qu'elles aient été plus faibles pendant les deux récessions causés par les chocs pétroliers qui ont marqué un effondrement du commerce mondial, ces corrélations sont élevées durant les années 60, 70 et au début des années 80. Ensuite, celles-ci deviennent négatives à partir du milieu de la décennie 80.

### 2.2.2 Différentiation de premier ordre (*Processus DS*)

Nous avons remarqué sur la Figure 1 (Annexe 3) que les variations cycliques étaient légèrement supérieures durant la décennie 70 et au début des années 80. Le même phénomène est vérifié pour ce qui est de l'agrégation des cycles des pays du G-7 illustré par la Figure 3 (Annexe 3). Ainsi, à partir de la mesure de la variabilité agrégée représentée par la Figure 4 (Annexe 3), on s'aperçoit que cette décroissance est expliquée en grande partie par une baisse de la sommation des variabilités individuelles ainsi qu'une diminution du degré de synchronisation.

Sur les Figures 5 à 7 (Annexe 3), on observe la covariance entre les cycles des pays du G-7. Tout d'abord, la Figure 5 montre l'évolution des covariances entre les pays de la zone Euro qui est similaire à partir de la fin des années 60 jusqu'à tout récemment. De plus, sur la Figure 6, on note que les cycles des pays de la zone Euro ne sont pas synchronisés avec ceux des États-Unis à partir du début de la décennie 80. Sur la Figure 7, on voit que les cycles économiques de l'Angleterre, du Canada et

---

<sup>24</sup> Pour plus de détails concernant les poids, consulter l'annexe 34.



des États-Unis sont synchronisés tout au long de la période examinée. De plus, les cycles de l'Allemagne suivent les mêmes directions que ceux de la zone Anglo au cours des années 70 et deviennent ensuite inversement synchronisés.

On remarque, sur la Figure 9 (Annexe 3) que les cycles de la zone Anglo fluctuent approximativement dans les mêmes directions que ceux de la zone Euro durant la décennie 70 et au début des années 80. L'explication plausible de ce fait étant que les deux crises pétrolières ont créé un haut degré de synchronisation durant cette période. Ce qui est d'ailleurs contraire aux résultats constatés au cours de la majeure partie des années 60 ainsi que dans les années 80 et 90. En outre, ces conclusions sont vérifiées en regardant la Figure 10 (Annexe 3) qui retrace l'évolution des corrélations entre ces deux zones.

### *2.2.3 Décomposition de Beveridge-Nelson (BN)*

Bien que le phénomène est de moindre importance, la majorité des fluctuations cycliques des pays du G-7 se sont progressivement atténuées après la décennie 70. De plus, la composante cyclique agrégée des pays du G-7 a atteint des sommets en 1973:1 et 1978:2 et des valeurs plus faibles en 1975:1 et 1980 :2. (Voir la Figure 3 dans l'annexe 5)

La Figure 4 (Annexe 5) permet de constater que le déclin de la variabilité agrégée au cours des deux dernières décennies est expliqué principalement par une

diminution simultanée dans le niveau d'activité dans chacun des pays et moindrement par une diminution du degré de synchronisation.

Les Figures 5 à 7 (Annexe 5) nous renseignent sur l'analyse de la covariance entre les pays. À la Figure 5 (Annexe 5), on constate que l'évolution des covariances entre les pays de la zone Euro est approximativement la même depuis 1967. De plus, sur la Figure 6, on se rend compte que les cycles des pays de la zone Euro sont faiblement ou inversement synchronisés avec ceux des États-Unis depuis le milieu de la décennie 70. Et finalement, sur la Figure 7, on note que les cycles économiques des pays de la zone Anglo sont synchronisés et que les cycles de l'Allemagne sont inversement synchronisés avec ceux de la zone Anglo durant toute la période examinée. À l'exception du dernier constat, les résultats sont forts semblables à ceux obtenus dans les sections ultérieures quoique les covariances soient légèrement plus faibles.

Par la suite, la Figure 9 (Annexe 5) montre l'évolution des composantes cycliques pour la zone Euro et celles de la zone Anglo. Durant la décennie 70 et au début des années 80, les cycles de ces deux zones bougeaient dans les mêmes directions; ensuite, elles vont dans des directions opposées. Ce résultat est corroboré en regardant la Figure 10 (Annexe 5).

#### *2.2.4 Filtre de Hodrick-Prescott*

À la Figure 3 (Annexe 7), on constate que la composante cyclique agrégée contient des fluctuations cycliques qui sont supérieures durant les années 70 et

s'atténuent ensuite graduellement. Or, à la Figure 4 (Annexe 7), on note que cette chute au niveau de la variabilité agrégée depuis les deux dernières décennies a été non seulement causée par une diminution au niveau de la sommation des variabilités individuelles au cours des années 80, mais également par un repli du degré de synchronisation durant cette même période.

Les Figures 5, 6 et 7 (Annexe 7) examinent les covariances entre les cycles. Tout d'abord, la Figure 5 montre que les cycles économiques des pays de la zone Euro sont inter-reliés depuis la fin de la décennie 60 (à l'exception de la covariance entre la France et l'Italie entre 1983 et 1985). À la Figure 6, on constate que les cycles des pays de la zone Euro ne sont pas (France et Italie) ou sont inversement (Allemagne) synchronisés avec ceux des États-Unis depuis le milieu des années 80. À la Figure 7, durant toute la période examinée, les cycles économiques de l'Angleterre sont synchronisés avec ceux du Canada et des États-Unis. De plus, durant les années 70, les cycles des pays de la zone Anglo (Angleterre, Canada, États-Unis) et ceux de l'Allemagne suivent approximativement les mêmes directions. Enfin, au cours des années 80-90, on voit que les cycles de l'Allemagne sont inversement synchronisés avec les pays de la zone Anglo.

La Figure 9 (Annexe 7) montre l'évolution des corrélations entre les composantes cycliques pondérées de la zone Euro et de Anglo. On note, durant la décennie 70 et au début des années 80, que les cycles de la zone Anglo fluctuaient approximativement dans les mêmes directions que ceux de la zone Euro. De plus, dans ce même graphique, on remarque que les cycles de ces deux zones vont dans des directions divergentes à la fin des années 60, une majeure partie des années 80 et

au début de la décennie 90. Cette conclusion est notamment vérifiée sur le graphique 10 qui illustre les corrélations entre ces deux zones.

### 2.2.5 *Filtres de Baxter-King : $BP_{12}(6,32)$ et $BP_{12}(2,32)$*

Dans la section 2.1.5, les Figures 1 (Annexes 9 et 11) nous ont indiqué que la plupart des fluctuations cycliques avaient chuté après la décennie 70. Nous constatons le même phénomène pour ce qui est de la composante cyclique agrégée aux Figures 3 (Annexes 9 et 11). On constate sur les Figures 4 (Annexes 9 et 11) que les cycles économiques des pays appartenant au G-7 sont devenus de moins en moins volatiles et synchronisés après les années 70.

Les graphiques des Figures 5 à 7 (Annexes 9 et 11) montrent l'évolution des covariances entre les cycles économiques. On voit, sur les Figures 5 que les cycles des pays de la zone Euro vont dans la même direction depuis 1967. Aux Figures 6, on constate, depuis le milieu des années 80, que les cycles de la zone Euro sont faiblement ou inversement synchronisés avec ceux des États-Unis. Et finalement, sur les Figures 7, les cycles de la zone Anglo sont synchronisés tout au long de la période examinée. De plus, les cycles économiques des pays de la zone Anglo et ceux de l'Allemagne suivent les mêmes directions durant les années 70, tandis qu'ils sont inversement synchronisés avec ceux de la zone Anglo au cours des décennies 80 et 90.



Aux Figures 9 (Annexes 9 et 11), on note que l'évolution des composantes cycliques de la zone Euro et celles de la zone Anglo fluctuent dans la même direction durant la décennie 70 et au début des années 80. De plus, dans ce même graphique, on constate que les cycles de ces deux zones vont dans des directions opposées à la fin des années 60 ainsi qu'une majeure partie des années 80 et 90. Cette conclusion est notamment vérifiée sur les Figures 10 (Annexes 9 et 11). Ainsi, les corrélations sont plus élevées durant la décennie 70, plus faibles au cours des années 60 et négatives à partir du milieu des années 80.

#### *2.2.6 Décomposition des composantes inobservables*

La Figure 3 (Annexe 13) illustre la composante cyclique agrégée du G-7. On remarque que les fluctuations cycliques sont supérieures durant les années 70 qu'avant et après cette décennie. À la Figure 4 (Annexe 13), on note que cette chute graduelle est expliquée par la diminution de la sommation des variabilités individuelles et par une baisse du degré de synchronisation au cours des années 80. Ce dernier résultat est d'ailleurs le même que celui obtenu dans les sections 2.2.4 et 2.2.5.

La Figure 5 (Annexe 13) montre les liens étroits entre les cycles des pays de la zone Euro à partir de la fin des années 60. Sur la Figure 6 (Annexe 13) on remarque que ces derniers ne sont pas synchronisés avec ceux des États-Unis depuis le début de la décennie 80. Enfin, sur la Figure 7, on constate que les cycles des pays de la zone Anglo sont synchronisés tout au long de la période examinée. Parallèlement, les cycles des pays de la zone Anglo et ceux de l'Allemagne suivent les mêmes directions durant les années 70. Cependant, on constate que ce dernier est inversement

synchronisé avec les pays de la zone Anglo durant les années 80 et 90. Ces constats sont les mêmes que ceux observés avec le filtre de Hodrick-Prescott et ceux de Baxter-King.

La Figure 9 (Annexe 13) montre que les cycles de la zone Anglo varient dans les mêmes directions que ceux de la zone Euro durant la décennie 70 et au début des années 80. Cependant, à la fin des années 60 et durant les années 80 et 90, les cycles de ces deux zones vont dans des directions opposées. Cette conclusion est d'ailleurs réaffirmée sur la Figure 10 (Annexe 13) puisque les corrélations entre ces deux zones s'avèrent élevées au cours de la décennie des années 70, négatives à partir du milieu des années 60 et durant les années 80 et 90.

Enfin, il importe de noter que les trois méthodologies (décomposition des composantes inobservables, filtre d'Hodrick-Prescott et ceux de Baxter-King) concluent sensiblement aux mêmes résultats en ce qui concerne l'analyse de la variabilité agrégée et de ses composantes. En plus, elles corroborent tous avec le fait que les années 70 sont marquées par les chocs pétroliers qui sont synchrones pour l'ensemble des pays industrialisés qui entrent dès lors en récession. Ensuite, un mouvement de déconnexion s'amorce dans les années 80, lesquelles sont caractérisées par des politiques économiques divergentes. Puis, au début des années 90, les États-Unis font face à l'essoufflement de leur économie au moment même où les économies européennes sont impulsées (causé par la hausse des dépenses budgétaires allemandes entraînée par la réunification en 1990) et que le Japon connaît une expansion rapide et soutenue causée par le dynamisme de sa demande intérieure.

## 2.3 Analyse de long et de court terme

### 2.3.1 *Fonction polynomiale linéaire et segmentée (TS)*

Pour débiter cette section, une analyse de long et de court terme est faite à partir de la technique de Pesaran, Shin et Smith (1996). De fait, nous testons l'existence d'une relation de long terme entre les composantes cycliques en utilisant le modèle autorégressif à retards échelonnés décrit par l'équation (3)<sup>25</sup> et en testant l'hypothèse nulle qu'il n'y a pas de relation de long terme entre les composantes cycliques. Les résultats rapportés à la Table 2 (Annexe 1) montrent qu'il ne semble pas y avoir une relation de long terme entre les cycles des pays appartenant au G-7 et ce, pour la période s'échelonnant de 1960 :1 à 1998 :2, à l'exception de la France et des États-Unis.

Ensuite, nous examinons les résultats des tests de causalité de Granger à la Table 3 (Annexe 1)<sup>26</sup>. Les probabilités écrites sont celles pour lesquelles il y a évidence de causalité au sens de Granger. Ainsi, à la lecture de cette table, nous constatons que les cycles de l'Italie et de l'Allemagne causent au sens de Granger ceux de la France. De plus, les cycles de l'Angleterre et des États-Unis causent ceux du Canada. Parallèlement, ceux de l'Angleterre causent ceux des États-Unis. Finalement, les cycles des États-Unis et du Japon causent ceux de l'Angleterre.

---

<sup>25</sup> Voir la programmation faites dans le logiciel économétrique RATS dans l'annexe 24

<sup>26</sup> Voir la programmation faites dans le logiciel économétrique RATS dans l'annexe 26.



Aux Tables 4 et 5<sup>27</sup> (Annexe 1), l'existence d'une relation de long terme a été testée en séparant les composantes cycliques des pays de la zone Anglo et celles de la zone Euro. À la Table 4, à l'exception de la France, il semble y avoir une relation de long terme entre les pays de la zone Euro, tandis que la Table 5 confirme une relation de long terme entre tous les cycles de la zone Anglo.

Les analyses de cointégration permettent de distinguer les relations de long terme de celles de court terme. D'un côté, les paramètres de long terme sont estimés à partir du modèle autorégressif à retards échelonnés avec les équations (4), (5) et (6). Aux Tables 6<sup>28</sup> (Annexe 2) sont consignés les résultats de l'estimation de ces paramètres. Nous concluons qu'il y a une relation de long terme entre les cycles des pays de la zone Anglo et entre ceux de la zone Euro. Les années 80 et 90 marquent une désynchronisation de la dynamique des pays industrialisés liée à la divergence des politiques économiques menées dans un contexte de renforcement des zones commerciales (Association des nations du sud-est asiatique, Accord de libre-échange nord-américain, Communauté européenne, Union européenne, etc.). D'un autre côté, l'analyse de court terme est faite à l'aide de l'équation (7) et les résultats sont rapportés aux Tables 7. On remarque que les systèmes convergent vers leurs équilibres de long terme. De plus, la vitesse de convergence des systèmes suite à un choc asymétrique se subdivise en deux catégories : une à convergence rapide et une autre plus lente. On trouve les cycles de l'Angleterre, du Canada et de la France dans le premier groupe et ceux de l'Allemagne, de l'Italie et des États-Unis dans le second.

---

<sup>27</sup> Voir la programmation faites dans le logiciel économétrique RATS dans l'annexe 24

<sup>28</sup> Voir la programmation faites dans le logiciel économétrique RATS dans l'annexe 27 pour la zone Anglo et dans l'annexe 28 pour ce qui est de la zone Euro



Étant donné que l'ensemble de ces résultats sont liés à la méthode d'extraction du cycle, regardons à présent si les autres méthodes produisent des résultats similaires.

### 2.3.2 Différentiation de premier ordre (*Processus DS*)

Tout d'abord, testons l'existence d'une relation de long terme entre les cycles. Sur la Table 2 (Annexe 3), on constate que cette relation est vérifiée à quelques exceptions près.

Poursuivons avec le test de causalité de Granger à la Table 3<sup>29</sup> (Annexe 3) qui indique notamment que les cycles de l'Allemagne et du Canada causent ceux de la France. De plus, les cycles des États-Unis causent ceux du Canada. De surcroît, les cycles du Japon causent ceux de l'Angleterre. Et finalement, ceux de l'Allemagne, des États-Unis, de l'Italie et du Japon ne sont pas causés par aucun des cycles des pays du G-7.

À la Table 4 et 5<sup>30</sup>, l'existence d'une relation de long terme a été testée en séparant les cycles de la zone Anglo de ceux de la zone Euro. On peut voir qu'il y a évidence d'une relation de long terme entre les cycles à l'intérieur même de ces deux catégories. Ces évolutions illustrent l'ouverture croissante des économies avec une forte interdépendance des pays à l'intérieur d'une même zone commerciale et un commerce entre celles-ci afin de répondre à des chocs régionaux.

---

<sup>29</sup> Voir la programmation faites dans le logiciel économétrique RATS dans l'annexe 26.

<sup>30</sup> Voir la programmation faites dans le logiciel économétrique RATS dans l'annexe 24.

Par la suite, les résultats de l'analyse de long terme sont rapportés dans la Table 6<sup>31</sup> (Annexe 4). Or, la majorité des constats fait dans le paragraphe précédent peut être repris dans ce dernier.

Enfin, les paramètres estimés dans l'analyse de court terme sont contenus dans les Tables 7. On remarque, dans chacune des régressions, que les systèmes convergent vers leurs équilibres de long terme puisque les termes à corrections d'erreurs sont tous négatifs et significatifs. Tout comme dans le cas de la section 2.3.1, les systèmes convergent plus rapidement pour ce qui est de l'Angleterre, du Canada et de la France.

### *2.3.3 Décomposition de Beveridge-Nelson (BN)*

Les résultats des tests concernant l'existence d'une relation de long terme, consignés à la Table 2 (Annexe 5), sont semblables à ceux obtenus après l'application de la fonction polynomiale segmentée dans le sens où l'hypothèse nulle a été acceptée plus fréquemment. Ainsi, il ne semble pas y avoir une relation de long terme entre les composantes cycliques de l'Allemagne, de l'Angleterre, de l'Italie et des États-Unis.

En vérifiant les résultats des tests de causalité de Granger sur la Table 3<sup>32</sup> (Annexe 5), on constate que les cycles de l'Allemagne et du Canada causent au sens de Granger ceux de la France, les cycles des États-Unis causent ceux du Canada et

---

<sup>31</sup> Voir la programmation faites dans le logiciel économétrique RATS dans l'annexe 27 pour la zone Anglo et dans l'annexe 28 pour ce qui est de la zone Euro.

les cycles du Japon causent ceux de l'Angleterre. Finalement, les cycles de l'Allemagne, des États-Unis, de l'Italie et du Japon ne sont causés par aucun cycle des pays du G-7. Néanmoins, nous retrouvons les mêmes conclusions dans le test de causalité de Granger en utilisant les composantes obtenues par la décomposition de Beveridge-Nelson que celles produites par la différentiation de premier ordre.

Aux Tables 4 et 5<sup>33</sup> (Annexe 5), l'existence d'une relation de long terme a été testée à partir des composantes cycliques de la zone Anglo de celles de la zone Euro. Les résultats révèlent une relation de long terme entre les cycles de ces deux zones respectives, à l'exception des États-Unis.

L'estimation des paramètres de long terme est rapportée aux Tables 6 et 7<sup>34</sup> (Annexe 6). Dans les tableaux de la Table 6, les cycles des États-Unis et de l'Angleterre expliquent à long terme ceux du Canada, les cycles des États-Unis expliquent à long terme ceux de l'Angleterre et finalement, les cycles des États-Unis ne sont pas expliqués par les cycles de la zone Anglo. Ce résultat est en accord avec le résultat du test concernant l'existence d'une relation de long terme qui affirme que les cycles économiques des États-Unis ne sont pas expliqués par les autres cycles de la zone Anglo. Pour ce qui est maintenant de la zone Euro, les cycles de l'Allemagne et de l'Italie sont expliqués à long terme par ceux de la France et ceux de la France expliqués ceux de l'Allemagne et de l'Italie.

---

<sup>32</sup> Voir la programmation faites dans le logiciel économétrique RATS dans l'annexe 26.

<sup>33</sup> Voir la programmation faites dans le logiciel économétrique RATS dans l'annexe 24.

<sup>34</sup> Voir la programmation faites dans le logiciel économétrique RATS dans l'annexe 27 pour la zone Anglo et dans l'annexe 28 pour ce qui est de la zone Euro.

Les résultats de l'analyse de court terme apparaissent dans la Table 7. On voit que seuls les cycles des États-Unis expliquent ceux du Canada et que ceux des États-Unis sont influencés uniquement par eux-mêmes au niveau des pays de la zone Anglo. En ce qui a trait à la zone Euro, on remarque que les cycles de la France sont expliqués par les trois pays constituant cette zone et que ceux de l'Italie sont expliqués par eux-mêmes ainsi que ceux de la France. Finalement, on note que les systèmes convergent vers leur équilibre de long terme moins rapidement comparativement aux autres méthodes.

#### *2.3.4 Filtre de Hodrick-Prescott*

À l'exception de l'Allemagne avec 2 et 3 retards, l'hypothèse nulle de la non existence d'une relation de long terme est rejetée. Il semble donc y avoir une relation de long terme entre les composantes cycliques des pays appartenant au G-7. Les résultats étant consignés à la Table 2 (Annexe 7).

Ensuite, nous avons fait les tests de causalité de Granger qui sont rapportés à la Table 3 (Annexe 7). Les cycles de l'Allemagne causent au sens de Granger ceux de la France et l'Angleterre. De plus, Il semble y avoir une relation entre les cycles de l'Angleterre, du Canada et ceux des États-Unis puisque les cycles de l'Angleterre et des États-Unis causent au sens de Granger ceux du Canada, tandis que les cycles des États-Unis causent au sens de Granger ceux de l'Angleterre. De surcroît, les cycles de l'Allemagne et du Japon causent au sens de Granger ceux de l'Angleterre, ceux de la France et du Canada semblent être eux aussi inter-reliés et ceux de



l'Allemagne, des États-Unis, de l'Italie et du Japon ne sont causés par aucun autres pays du G-7.

Aux Tables 4 et 5<sup>35</sup> (Annexe 7), nous avons testé la relation de long terme en en séparant les composantes cycliques en deux groupes et il y a évidence d'une relation de long terme pour toutes les variables, incluant l'Allemagne.

Aux Tables 6 et 7 dans l'annexe 8<sup>36</sup>, on peut vérifier les résultats obtenus jusqu'à présent dans l'analyse de long et de court terme. Aux Tables 6, les cycles économiques de l'Angleterre et des États-Unis semblent expliquer à long terme ceux du Canada. De plus, il semble y avoir une relation de long terme entre l'Angleterre et les États-Unis. Il y a aussi une relation réciproque de long terme entre les cycles de l'Allemagne et de la France. Parallèlement, on constate une relation de long terme entre les cycles du Canada versus ceux de l'Angleterre et des États-Unis. En ce qui concerne les Tables 7, où uniquement les variables significatives ont été notées, on remarque que les systèmes convergent vers leur équilibre de long terme. De plus, on voit que la vitesse de convergence des systèmes est approximativement la même pour tous les pays, mais de façon un peu plus rapide pour l'Angleterre, le Canada et la France.

---

<sup>35</sup> Voir la programmation faites dans le logiciel économétrique RATS dans l'annexe 24.

<sup>36</sup> Voir la programmation faites dans le logiciel économétrique RATS dans l'annexe 27 pour la zone Anglo et dans l'annexe 28 pour ce qui est de la zone Euro.

### 2.3.5 *Filtres de Baxter-King : $BP_{12}(6,32)$ et $BP_{12}(2,32)$*

Tout d'abord, tout comme la section précédente, l'hypothèse nulle de la non existence d'une relation de long terme aux Tables 2 (Annexes 9 et 11) est rejetée dans la majorité des cas. Il semble donc y avoir une relation de long terme entre les composantes cycliques du G-7.

Les résultats obtenus du test de causalité de Granger divergent entre les deux filtres de Baxter-King. Ainsi, à la Table 3<sup>37</sup> (Annexes 9), on constate que les liens de causalité sont plus nombreux dans cette dernière section que celle de la section 2.3.4 (filtre d'Hodrick-Prescott). Ainsi, les cycles des pays du G-7 sont davantage inter-reliés depuis la décennie 80, ce qui va à l'encontre de la thèse de la création de deux cycles économiques à l'intérieur des sept pays les plus industrialisés. Néanmoins, les résultats obtenus avec la Table 3 (Annexe 11) concordent avec ceux de la section antérieure. Ainsi, à la Table 3 (Annexe 11), on voit que les cycles de l'Angleterre et des États-Unis causent ceux du Canada. De plus, les cycles de l'Allemagne et du Japon causent ceux de l'Angleterre. Les cycles de l'Allemagne, des États-Unis, de l'Italie et du Japon ne sont pas causés par les autres cycles des pays du G-7.

Ensuite, aux Tables 4 et 5<sup>38</sup> (Annexes 9 et 11), les résultats du test indiquent qu'il y a évidence d'une relation de long terme entre les cycles à l'intérieur des ces deux groupes. D'ailleurs, cette dernière affirmation peut se voir aux Tables 6 (Annexes 10 et 12).

---

<sup>37</sup> Voir la programmation faites dans le logiciel économétrique RATS dans l'annexe 26.

Aux Tables 7<sup>39</sup> (Annexes 10 et 12), on constate que les systèmes convergent vers leur équilibre de long terme après un choc asymétrique et cela, plus rapidement pour ce qui est de l'Angleterre, du Canada et de la France.

En résumé, les résultats obtenus dans l'analyse de long et de court terme sont relativement similaires à la suite de l'application du filtre de Hodrick-Prescott et ceux de Baxter-King. Vérifions à présent ceux obtenus à l'aide de la décomposition des composantes inobservables.

### *2.3.6 Décomposition des composantes inobservables*

Pour débiter cette analyse, vérifions les résultats des tests concernant l'existence d'une relation de long terme entre les composantes cycliques qui sont rapportés à la Table 2 (Annexe 13). L'hypothèse nulle de la non existence d'une relation de long terme est rejetée plus fréquemment que dans les section 2.3.4 (filtre HP) et 2.3.5 (filtres BK). Cependant, en subdivisant les composantes cycliques des pays de la zone Anglo et celles des pays de la zone Euro, on voit à la Table 4 (Annexe 13) qu'il semble y avoir une relation de long terme entre les pays de la zone. De plus, la Table 5 indique qu'il y a une relation entre les composantes cycliques de la zone Anglo, à l'exception des retards 2 et 4 pour les États-Unis. Dans ce cas-ci, un doute persiste au sujet de cette troisième composante cyclique.

---

<sup>38</sup> Voir la programmation faites dans le logiciel économétrique RATS dans l'annexe 24.

<sup>39</sup> Voir la programmation faites dans le logiciel économétrique RATS dans l'annexe 27 pour les pays de la zone Anglo et l'annexe 28 pour ceux de la zone Euro.

Ensuite, les résultats des tests de causalité de Granger à la Table 3 (Annexe 13) montrent que les cycles de l'Allemagne et du Canada causent au sens de Granger ceux de la France. De plus, les cycles des États-Unis causent ceux du Canada et de l'Angleterre. Parallèlement, ces derniers sont causés par les cycles du Japon. Et finalement, les cycles de l'Allemagne, des États-Unis, de l'Italie et du Japon ne sont pas causés par aucune composante cyclique des pays appartenant au G-7.

Aux Tables 6 et 7<sup>40</sup> (Annexe 14), on note que les cycles des États-Unis expliquent à long terme ceux de l'Angleterre. De plus, les cycles de l'Allemagne expliquent à long terme ceux de la France. De plus, on remarque également que les termes à corrections d'erreurs sont tous négatifs et significatifs, à l'exception de celui du Canada. Par conséquent, pour la majorité des pays, les systèmes convergent donc vers leurs équilibres de long terme.

En ayant recours à l'analyse de la variabilité agrégée et de ses composantes ainsi qu'à celle de long et de court terme, l'étude des cycles de croissance des pays du G-7 a menée à des conclusions similaires principalement en ce qui concerne le filtre de Hodrick-Prescott, ceux de Baxter-King et la décomposition des composantes inobservables. Bien que l'objectif poursuivi de ce travail n'est pas d'explicitier les causes des cycles économiques, nous avons tout de même constaté que l'histoire économique de ces pays concordait avec les divers résultats obtenus au cours des précédents chapitres.

---

<sup>40</sup> Voir la programmation faites dans le logiciel économétrique RATS dans l'annexe 27 pour la zone Anglo et dans l'annexe 28 pour ce qui est de la zone Euro.



## CHAPITRE 3 : COMPARAISON DES MÉTHODES

### 3.1 *Comparaison théorique des méthodes*

Comme nous l'avons mentionné en introduction, les approches économétriques choisies afin d'estimer les cycles de croissance des pays du G-7 ne sont pas neutres. D'ailleurs, nous avons constaté au chapitre 2 qu'elles comportaient des écarts, bien que certaines d'entre elles donnaient des résultats semblables. Ainsi, énumérons les principales problématiques théoriques associées à chacune des approches. Il y a tout d'abord les techniques traditionnelles qui comprennent notamment la fonction polynomiale du temps linéaire et segmentée. Cette dernière a été discréditée compte tenu de l'étude de Nelson et Plosser (1982) qui a mentionné que les séries macroéconomiques contenaient une non-stationnarité de type stochastique. De plus, il y a la différentiation de premier ordre. Bien qu'il est évident que cette méthode supprime la racine unitaire des séries, elle met l'accent sur les données contenues au niveau des fréquences élevées. Ce phénomène est d'ailleurs remarqué sur les graphiques de l'Annexe 3. De plus, comme le mentionne l'article de Baxter et King (1999), il se peut que la relation entre les variables soit changée étant donné que ce filtre n'est pas symétrique. Par la suite, le filtre d'Hodrick-Prescott (1981) a été introduit. Comme le note l'étude de Harvey et Jaeger (1993), en plus de choisir une valeur arbitraire à la constante de lissage (1600 pour des données trimestrielles), ce filtre peut trouver et éliminer une composante cyclique là où il n'y en a pas. De plus, l'article de Boone (2001) mentionne que ce filtre a tendance à sur-différencier les séries macroéconomiques qui sont rarement d'un ordre d'intégration supérieur à deux.

Parallèlement, il y a eu l'approche spectrale représentée par les filtres de Baxter-King (1999). La principale critique concernant cette méthode est reliée au fait que les auteurs suggèrent de ne pas tenir compte, dû à leurs comportements, des observations comprises aux extrémités des séries filtrées.

Enfin, il y a les méthodes stochastiques qui ne font aucune hypothèse à propos de la forme ou de la durée du cycle. Toutefois, ces décompositions sont différentes puisque la composante séculaire et cyclique sont parfaitement corrélées avec la décomposition de Beveridge-Nelson et non corrélées avec celle des composantes inobservables. Ainsi, la décomposition de Beveridge et Nelson (1981) a introduit une méthodologie qui, comme nous l'avons examiné au chapitre un, consiste à décomposer une série intégrée d'ordre un en la somme d'une composante permanente et une transitoire. Or, l'inconvénient de cette approche est relié au fait que l'identification de la forme ARIMA de la série, facile en théorie, se révèle plus difficile en pratique puisqu'il existe une infinité de façons de décomposer la partie stochastique et le cycle stationnaire. La fonction de prévision est donc estimée sur un horizon beaucoup plus court (Voir Annexe 5). Enfin, il y a l'approche de Harvey (1985), soit la décomposition des composantes inobservables, qui ne permet de garantir que la composante cyclique soit stationnaire. La procédure de Dickey-Fuller (1979) (Annexe 25) doit donc être mise en œuvre afin de s'en assurer. En conséquence, en tenant en compte du chapitre un et des problématiques associées à chacune des méthodes présentées dans cette recherche, la décomposition de Beveridge et Nelson et la décomposition des composantes inobservables semblent être les plus pertinentes du point de vue théorique afin d'estimer les cycles de croissance des pays du G-7.

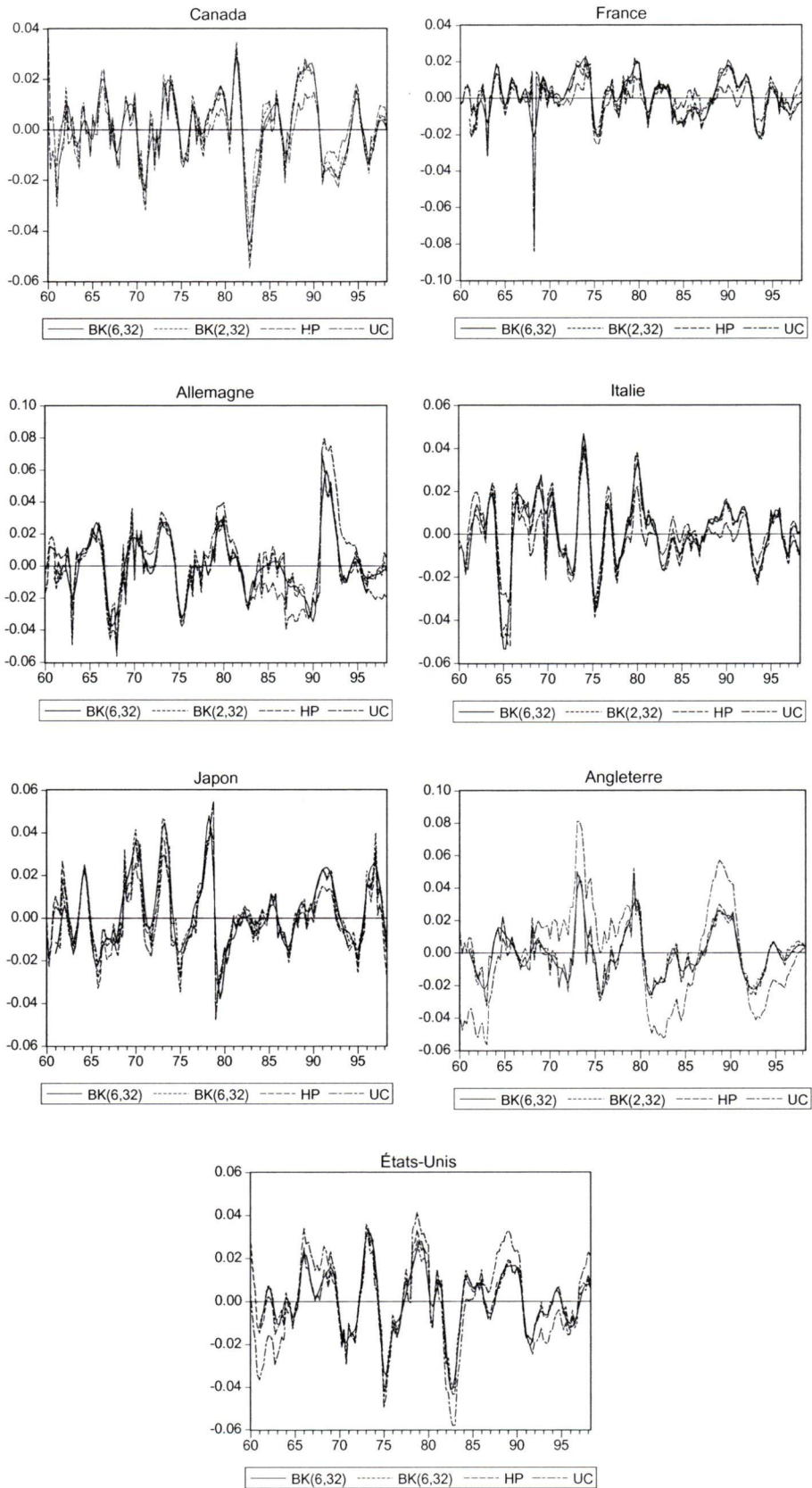
### 3.2 Comparaison empirique des méthodes

Afin de comparer les méthodes de manière empirique, analysons tout d'abord la Figure 11 (Annexe 32) qui illustre le spectre du logarithme du PIB de chacun des pays du G-7. Toutes les séries ont la forme spectrale typique des données macroéconomiques, car elles ont une grande puissance au niveau des fréquences basses et diminuent ensuite très rapidement. Or, on voit sur ces graphiques que la variabilité générale est mise en évidence. Ainsi, les cycles du Japon sont les plus volatiles parce que le spectre de ce pays est au-dessus des autres à toutes les fréquences. Ce constat est d'ailleurs en parallèle avec le fait que les cycles du Japon se distingue, au chapitre 2, par son comportement cyclique particulier. De plus, les cycles de la France et des États-Unis ont un spectre fort semblable qui est légèrement au-dessus des autres et en dessous de celui du Japon. Enfin, les cycles de l'Allemagne sont plus volatiles comparativement à ceux de l'Italie, de l'Angleterre et du Canada. D'ailleurs, les cycles de l'Angleterre et du Canada ont sensiblement le même spectre et sont les moins volatiles.

Parallèlement, au chapitre 2, nous avons constaté que les composantes cycliques étaient semblables pour ce qui est de la décomposition des composantes inobservables, le filtre d'Hodrick-Prescott et ceux de Baxter-King. Il est alors intéressant de vérifier si les cycles de croissance estimés par chacune de ces méthodes suivent la chronologie des cycles en taux de croissance (zones ombragées sur les graphiques) des pays du G-7 publiée par le « Economic Cycle Research Institute » dans l'article de Banerji et Hiris (2001). Or, on constate que les cycles estimés par chacune des approches sont similaires à ceux estimés par le ECRI.



Figure 12  
 Les cycles de croissance des pays du G-7, 1960 à 1998  
 (Les zones ombragées sont les estimations faites par le ECRI)





Pour conclure, du point de vue purement théorique, les méthodes stochastiques sont priorisées (décomposition de Beveridge-Nelson et celle des composantes inobservables). Malgré leurs inconvénients, ces dernières sont les plus satisfaisantes théoriquement puisqu'elles exploitent les caractéristiques stochastiques propres à chacune des séries. Toutefois, on note que le filtre de Hodrick-Prescott et ceux de Baxter-King aboutissent à des résultats similaires du point de vue empirique bien qu'elles comportent des lacunes théoriques. D'ailleurs, l'article de Canova (1998) et celui de Baxter-King (1999) arrivent aux mêmes conclusions.

## CONCLUSION

Puisque notre recherche a été faite dans le but d'examiner l'ampleur du phénomène de convergence des économies du G-7 qui est expliqué principalement par ce grand mouvement de mondialisation qui rend les pays de plus en plus dépendants, nous avons procédé à l'estimation du cycle de croissance du logarithme du produit intérieur brut trimestriel de chacun des pays entre 1960 et 1998 à l'aide de plusieurs techniques (fonction polynomiale du temps linéaire et segmentée, différentiation de premier ordre, décomposition de Beveridge-Nelson et celle des composantes inobservables, filtre de Hodrick-Prescott et ceux de Baxter-King). Ainsi, cela nous a permis de comparer les composantes cycliques, d'examiner les faits concernant l'analyse de la variabilité et celle de long et de court terme ainsi que de favoriser les approches les plus susceptibles d'estimer correctement les cycles de croissance des pays du G-7.

Dans le second chapitre, nous avons donc remarqué que les cycles de croissance qui résultaient de l'application de la plupart des méthodes. À l'exception de la fonction polynomiale du temps linéaire et segmentée et la différentiation de premier ordre, les méthodes concluaient à des résultats similaires. Par exemple, nous avons noté que les fluctuations cycliques de l'Angleterre, du Canada, des États-Unis, de l'Italie, du Japon, sont supérieures durant les années 70. Par la suite, ces mêmes variations s'atténuent graduellement. Ce même constat étant présent au niveau de l'agrégation des cycles des pays du G-7. Parallèlement, en décomposant les deux termes qui constituent la mesure de la variabilité agrégée, le phénomène de

convergence est illustré de la manière suivante : d'une part, il y a concordance entre les fluctuations des pays de la zone Euro (Allemagne, France et Italie) à partir de la fin des années 60 et d'autre part, les pays de la zone Anglo (Angleterre, Canada et États-Unis) varient dans les mêmes directions tout au long de la période examinée. D'ailleurs, les corrélations cycliques corroborent ces dernières conclusions. Enfin, nous avons noté que le cycle de la zone Euro et celui de la zone Anglo sont corrélés durant les années 70 et au début des années 80 comparativement aux autres périodes où ils sont relativement peu ou inversement corrélés. En ce qui concerne les analyses de long et de court terme, les résultats confirment l'hypothèse de la création de deux cycles au niveau des pays du G-7. Tout d'abord, il y a une relation de long terme (Voir Pesaran, Shin et Smith(1996)) entre l'Angleterre, le Canada et les États-Unis et entre l'Allemagne, la France et l'Italie. D'ailleurs, les principaux résultats obtenus en faisant le test de causalité de Granger abondent en ce sens. Enfin, les relations de court terme rejoignent certaines idées véhiculées par les économistes concernant des liens entre les cycles économiques. Par exemple, les cycles des États-Unis expliquent ceux du Canada à court terme. Les cycles de la zone Anglo sont inter-reliés à court terme et ceux de la zone Euro le sont aussi (Voir revue de littérature).

Par la suite, dans le troisième chapitre, nous avons comparé les méthodologies d'un point de vue empirique et théorique. D'une part, nous avons noté dans le chapitre précédent que ni la fonction polynomiale du temps linéaire ou segmentée qui estime une tendance déterministe et non stochastique, ni la différentiation de premier ordre qui met fortement l'accent sur les composantes contenues au niveau des fréquences élevées ne sont efficaces pour extraire les composantes cycliques. D'autre part, nous avons constaté que la décomposition de composantes inobservables, le filtre

d'Hodrick-Prescott et ceux de Baxter-King donnent sensiblement les mêmes résultats et concordent avec les taux de croissance de l'*ECRI*. Enfin, bien que le but de notre recherche n'étant pas d'expliquer les causes des cycles économiques, nous avons constaté que l'histoire économique de ces pays concordaient avec les résultats de notre étude.

Même si notre mémoire nous a permis d'établir un ensemble de constats en ce qui concerne la convergence entre 1960 et 1998, il serait intéressant de vérifier si des données plus récentes nous validerait l'hypothèse de la création de deux cycles à la fin des années 90 dans les pays du G-7. Surtout que les cycles de ces deux zones semblent être synchrones à la fin des années 90 et que ces économies ont subi de nombreux chocs exogènes et endogènes ces dernières années. Par exemple, le lancement de l'Union économique et monétaire (UEM) en Europe en 1999, le Krach de l'Internet en 2000, les attentats terroristes à New York et Washington, l'élargissement de l'Union Européenne, renforcement de l'ALENA, la vigueur de l'économie des pays asiatiques et leur poids dans le commerce international, les politiques économiques, etc.



## BIBLIOGRAPHIE

AGREST, A.-M. et MOJON, B. «Some stylised facts on the Euro area business cycle », *Working paper of EBC*, 95, décembre 2001, page 1-44.

ANGELONI, I. et DEDOLA, L. « From the ERM to the Euro : New evidence on Economic and Policy convergence among EU countries », *Working paper*, European Central Bank (ECB), Frankfurt, 4, Mai 1999, page 1-30.

ARTIS, M.J. et ZHANG, W. « International business cycles and the ERM : Is there a European business cycle? », *International Journal of Finance and Economics*, 2 (1), janvier 1997, page 1-16.

BACKUS, D.K. et KEHOE, P.J. et KYDLAND, F.E. « International Real Business Cycles », *Journal of Political Economy*, 100 (4), août 1992, page 745-775.

BANERJI, A. et HIRIS, L. « A framework for measuring international business cycles », *International Journal of Forecasting*, 17 (3), juillet-septembre 2001, page 333-348.

BARRO, R.J. et SALA-I-MARTIN, X. « Convergence », *Journal of Political Economy*, 100, 1992, page 223-251.

BAXTER, M. et KING, R.G. « The international diversification puzzle is worse than you think », *American Economic Review*, 87 (1), mars 1997, page 170-191.

BAXTER, M. et KING, R.G. « Measuring business cycles : Approximate band-pass filters for economic time series », *Review of Economics and Statistics*, 81 (4), novembre 1999, page 575-593.

BELO, F. « Some facts about the cyclical convergence in the Euro zone », *Working paper*, Banco of Portugal, 7, décembre 2001, page 1-44.

BEVERIDGE, S. et NELSON, C .R. « A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the Business cycle », *Journal of Monetary Economics*, 7 (2), mars 1981, page 151-174.

BOONE, L. « Estimation d'un cycle à l'aide d'un modèle à tendance stochastique et application au cas du Royaume-Uni », *CEPII : document de travail* , numéro 11, juin 1997, page 1-31.

BOURBONNAIS, R, et TERRAZA, M. *Analyse des séries temporelles en économie*, coll. « Économie », Paris, Presses Universitaires de France, première édition, 1998, 271 pages.

BURNS, A. et MITCHELL, W. « Measuring business cycles », *Working paper*, NBER, New York, 1946.

BURNSIDE, C. « Detrending and business cycle facts : A comment », *Journal of Monetary Economics*, 41 (3), juin 1998, page 513-532.

CANOVA, F. « Detrending and business cycle facts », *Journal of Monetary Economics*, 41 (3), 1998, page 475-512.

CANOVA, F. « On the source of business cycles in the G-7 », *Journal of International Economics*, 59 (2), 2003, page 77-100.

CANOVA, F., CARVALHO, V. et ORTEGA, E. « Similarities and Convergence in G-7 Cycles », Working papers of the European Central Bank, 312, 2004, page 1-45.

CANOVA, F. et MARRINAN, J. « Sources and Propagations of International Output cycles: Common shocks or Transmission? », *Journal of International Economics*, 46 , 1998, page 133-166.

CHRISTIANO, L. J. et FITZGERALD, T.J. « The Band-Pass filter », Working paper of the NBER, (W7257), 1999, page 1-22.

COCHRANE, J.H. «How big is the random walk in GNP? », *Journal of Political Economy*, 96 (5), octobre, 1988, page 893-920.

COGLEY, T. et NASON, J.M., « Effects of the Hodrick-Prescott filter on trend and difference stationary time series : Implication for business cycle research », *Journal of Economic Dynamics and control*, 19 (1&2), janvier/février, 1995, page 253-278.

CHRISTODOULAKIS, N., DIMELIS, S. et KOLLINTZAS, T. « Comparaison of the business cycles in the EC: Idiosyncraties and regularities », *Economica*, 62, 1995, page 1-27.

DICKEY, D.A. et FULLER, W.A. « Distribution of the Estimators for Time Series Regressions with a Unit Root », *J.A.S.A.*, 1979, pp 427-431.

DOYLE, B.M. et FAUST, J. « An Investigation of the co-movements among growth rates of the G-7 countries », *Federal Reserve Bulletin*, Octobre 2002, page 427-437.

DÖPKE, J. « Stylised facts of Euroland's business cycle », *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, vol. 219, 1999, page 561-610.

DUARTE, A. et HOLDEN, K. « The business cycles in the G-7 economies », *International journal of forecasting*, vol. 19 (4) , octobre-décembre 2003, page 685-700.

GILLES, P. *Crises et cycles économiques*, série « Économie », Paris, Édition Cursus, Paris, première édition, 1996, 191 pages.

GREGORY, A. et HEAD, A. et RAYNAULD, J. « Measuring World Business Cycles », *International Economic Review*, 38, 1997, page 677-702.

HARDING, D. et PAGAN, A. « Extracting, Analysing and Using Cyclical Information », *Melbourne Institute of Applied Economic and Social Research*, août 2001, page 1-34.

HARDING, D. et PAGAN, A. « Dissecting the cycle : A methodological investigation », *Journal of Monetary Economics*, 49, 2002, page 365-381.

HARVEY, A.C. « Trends and cycles in Macroeconomic time series », *Journal of Business and Economic statistics*, 3 (3), juillet 1985, page 216-227.

HARVEY, A.C. et JAEGER, A. « Detrending, stylized facts and the business cycle », *Journal of Applied econometrics*, 8 (3), juillet-septembre, 1993, page 231-247.

HODRICK, R.J. et PRESCOTT, E.C. « Postwar U.S. Business cycles : An empirical investigation », *Journal of Money, Credit and Banking*, 29 (1), février 1997, page 1-16.

JOHANSON, S. « Statistical Analysis of Cointegration Vectors », *Journal of Economic Dynamics and control*, 12 , 1988, page 231-254.

KING, R.G. et PLOSSER, C.I. et STOCK, J.H. et WATSON, M.W. « Stochastic trends and economic fluctuations », *American Economic Review*, 81 (4), 1991, pages 819-840.

KOOPMAN, S.J. et AZEVEDO, J.V. « Measuring synchronisation and convergence of business cycles », Discussion paper of the Tinbergen Institute, 03052 , juin 2003, page 1-24.

KOSE, M. et OTROCK, C. et C. WHITEMAN, C. « International Business cycles : World, Region and Country specific factors », *American Economic Review*, 93 , 2003, page 685-700.

KROLZIG, H.M. « Business cycle measurement in the presence of structural change : international evidence », *International Journal of Finance and Economics*, 17 (4), oct.-dec. 2001, page 349-368.



LUGINBUHL, R. et KOOPMAN, S.J. « Convergence in European GDP series: a multivariate common converging trend-cycle decomposition », Discussion paper, Tinbergen Institute, vol. 03-031, 2003, page 1-29.

LUMBSDAINE, R. et PRASAD, R. « Identifying the Common Component in International Business Cycles », *Economic journal*, vol. 113, 2003, page 101-127.

MASSMAN, M. et MITCHELL, J. « Have UK and Eurozone business cycles become more correlated? », *National Institute Economic Review*, 182, 2002, page 58-71.

MORLEY, J.C. et NELSON, C.R. et ZICOT, E. « Why are Beveridge-Nelson and Unobserved-Component Decompositions of GDP so different? », *Discussion paper*, University of Washington, novembre 1999, page 1-22.

DEL NEGRO, M. « Asymmetric Shocks among US states », *Working paper*, Federal Reserve Bank of Atlanta, 00-27, 2000, page 1-44.

NELSON, C.R. et PLOSSER, C.I. « Trends and random walks in Macroeconomic Time Series : Some evidence and implications », *Journal of Monetary Economics*, 10 (2), septembre, 1982, page 139-162.

PESARAN, M.H. et SHIN, Y. et SMITH, R.J. « Testing for the existence of a Long-run relationship », *Institut National de la Statistique et des Études Économiques (Série des documents de travail du Centre de Recherche en Économie et Statistique)*, (9645), septembre, 1996, page 1-35.

SENSIER, M. et DIJK, D.V. « Testing Volatility Changes in US Macroeconomic Time Series », *Center for Growth and Business Cycle Research*, 036, automne, 2003, 1-16.

STOCK, J.H. et WATSON, M.W. « Variable trends in Economic Time series », *Journal of Economic Perspectives*, 2 (3), été, 1988, 147-174.

VAHID, F. et ENGLE, R.F. « Common trends and common cycles », *Journal of Applied Econometrics*, 8 , 1993, page 341-360.

WATSON, M.W. « Univariate Detrending Methods with Stochastic Trends », *Journal of Monetary Economics*, 18, 1986, page 49-75.

WYNNE, M. et KOO, J. « Business cycles under Monetary Union : EU and US business cycles compared », *Economica*, 67, 2000, page 347-374.

ZARNOVITZ, V. , OZYILDIRIM, A. « Time Series Decomposition and Measurement of Business Cycles, Trends and Growth cycles », Working paper of the Conference Board, 2001, page 159-185.



DOCUMENT ANNEXÉ AU MÉMOIRE INTITULÉ  
« LA CONVERGENCE DES CYCLES DE CROISSANCE  
DES PAYS DU G-7, 1960 – 1999 »

par

KARINE ROUSSEAU

Bachelière ès sciences (économique)

de l'Université de Sherbrooke

Mémoire présenté au programme de Maîtrise en économique

En vue de l'obtention du grade de Maître ès sciences

FACULTÉ D'ADMINISTRATION  
UNIVERSITÉ DE SHERBROOKE

Le 21 avril 2005

# TABLE DES MATIÈRES

Page

<b>TABLE DES MATIÈRES</b>	<b>III</b>
---------------------------	------------

<b>ANNEXES</b>	<b>1</b>
----------------	----------

<u>ANNEXE 1</u> : TABLEAUX ET GRAPHIQUES RÉSULTANT DE L'APPLICATION DE LA FONCTION POLYNOMIALE DU TEMPS LINÉAIRE ET SEGMENTÉE (PROCESSUS TS).....	1
<u>ANNEXE 2</u> : TABLEAUX RÉSULTANT DE L'ANALYSE DE LONG ET DE COURT TERME DES COMPOSANTES CYCLIQUES DANS LE LOGICIEL RATS SUITE À L'APPLICATION DE LA FONCTION POLYNOMIALE DU TEMPS SEGMENTÉE.....	9
<u>ANNEXE 3</u> : TABLEAUX ET GRAPHIQUES RÉSULTANT DE L'APPLICATION DE LA DIFFÉRENTIATION DE PREMIÈRE ORDRE (PROCESSUS DS).....	12
<u>ANNEXE 4</u> : TABLEAUX RÉAULTANT DE L'ANALYSE DE LONG ET DE COURT TERME DES COMPOSANTES CYCLIQUES DANS LE LOGICIEL RATS SUITE À L'APPLICATION DE LA DIFFÉRENTIATION DE PREMIER ORDRE .....	18
<u>ANNEXE 5</u> : TABLEAUX ET GRAPHIQUES RÉSULTANT DE L'APPLICATION DE LA DÉCOMPOSITION DE BEVERIDGE-NELSON .....	21
<u>ANNEXE 6</u> : TABLEAUX DE L' ANALYSE DE LONG ET DE COURT TERME DES COMPOSANTES CYCLIQUES DANS LE LOGICIEL RATS SUITE À L'APPLICATION DE LA DÉCOMPOSITION DE BEVERIDGE-NELSON.....	27
<u>ANNEXE 7</u> : TABLEAUX ET GRAPHIQUES RÉSULTANT DE L'APPLICATION DU FILTRE DE HODRICK-PRESCOTT.....	30
<u>ANNEXE 8</u> : TABLEAUX DE L' ANALYSE DE LONG ET DE COURT TERME DES COMPOSANTES CYCLIQUES DANS LE LOGICIEL RATS SUITE À L'APPLICATION DDU FILTRE DE HODRICK-PRESCOTT.....	36
<u>ANNEXE 9</u> : TABLEAUX ET GRAPHIQUES RÉSULTANT DE L'APPLICATION DU FILTRE DE BAXTER-KING, $BP_{12}(6,32)$ .....	39
<u>ANNEXE 10</u> : TABLEAUX DE L'ANALYSE DE LONG ET DE COURT TERME DES COMPOSANTES CYCLIQUES DANS LE LOGICIEL RATS SUITE À L'APPLICATION DU FILTRE DE BAXTER-KING, $BP_{12}(6,32)$ .....	45
<u>ANNEXE 11</u> : TABLEAUX ET GRAPHIQUES RÉSULTANT DE L'APPLICATION DU FILTRE DE BAXTER-KING, $BP_{12}(2,32)$ .....	48
<u>ANNEXE 12</u> : TABLEAUX DE L'ANALYSE DE LONG ET DE COURT TERME DES COMPOSANTES CYCLIQUES DANS LE LOGICIEL RATS SUITE À L'APPLICATION DU FILTRE DE BAXTER-KING, $BP_{12}(2,32)$ .....	54
<u>ANNEXE 13</u> : TABLEAUX ET GRAPHIQUES RÉSULTANT DE L'APPLICATION DE LA DÉCOMP. DES COMPOSANTES INOBSERVABLES (TEND. STOCH. , NIV. FIXE., C3, IRR).....	57
<u>ANNEXE 14</u> : TABLEAUX DE L'ANALYSE DE LONG ET DE COURT TERME DES COMPOSANTES CYCLIQUES DANS LE LOGICIEL RATS SUITE À L'APPLICATION DE LA DÉCOMPOSITION DES COMPOSANTES INOBSERVABLES (TEND. STOCH. , NIV. FIXE., C3, IRR).....	63
<u>ANNEXE 15</u> : PROGRAMMATION DE LA DÉCOMPOSITION DU PIB À L'AIDE DE LA FONCTION POLYNOMIALE DU TEMPS LINÉAIRE (PROCESSUS TS) DANS LE LOGICIEL RATS .....	66

<u>ANNEXE 16</u> : PROGRAMMATION DE LA DÉCOMPOSITION DU PIB À L'AIDE DE LA FONCTION POLYNOMIALE DU TEMPS SEGMENTÉE (PROCESSUS TS) DANS LE LOGICIEL RATS .....	67
<u>ANNEXE 17</u> : PROGRAMMATION DE LA DÉCOMPOSITION DU PIB À L'AIDE DE LA DIFFÉRENCE DE PREMIÈRE ORDRE (PROCESSUS DS) DANS LE LOGICIEL RATS.....	69
<u>ANNEXE 18</u> : PROGRAMMATION DE LA DÉCOMPOSITION DU PIB À L'AIDE DE LA DÉCOMPOSITION DE BEVERIDGE-NELSON DANS LE LOGICIEL RATS.....	70
<u>ANNEXE 19</u> : PROGRAMMATION DE LA DÉCOMPOSITION DU PIB À L'AIDE DU FILTRE DE HODRICK-PRESCOTT DANS LE LOGICIEL RATS .....	73
<u>ANNEXE 20</u> : PROGRAMME SOURCE UTILISÉ LORS DE LA DÉCOMPOSITION DU PIB À L'AIDE DU FILTRE DE HODRICK-PRESCOTT DANS LE LOGICIEL RATS.....	74
<u>ANNEXE 21</u> : PROGRAMMATION DE LA DÉCOMPOSITION DU PIB À L'AIDE DU FILTRE DE BAXTER-KING ( $BP_{12}(6,32)$ ) DANS LE LOGICIEL RATS .....	76
<u>ANNEXE 22</u> : PROGRAMMATION DE LA DÉCOMPOSITION DU PIB À L'AIDE DU FILTRE DE BAXTER-KING ( $BP_{12}(2,32) = HP_{12}(32)$ ) DANS LE LOGICIEL RATS.....	77
<u>ANNEXE 23</u> : PROGRAMMATION FAITES À PARTIR DU LOGICIEL RATS AFIN DE CALCULER LES CORRÉLATIONS DES COMP. CYCL. DES PAYS DU G-7 POUR LES 2 SOUS-PÉRIODES.....	78
<u>ANNEXE 24</u> : PROGRAMMATION FAITES À PARTIR DU LOGICIEL RATS AFIN DE TESTER L'EXISTENCE D'UNE RELATION DE LONG TERME ENTRE LES COMPOSANTES CYCLIQUES DES PAYS DU G-7 POUR LA PÉRIODE ALLANT DE 1960:1 À 1998:2 ET LES 2 PÉRIODES.....	80
<u>ANNEXE 25</u> : PROGRAMME SOURCE (DICKEY-FULLER) UTILISÉ DANS LE LOGICIEL RATS AFIN DE TESTER L'EXISTENCE D'UNE RACINE UNITAIRE AU NIVEAU DES COMPOSANTES CYCLIQUES DES PAYS DU G-7 .....	86
<u>ANNEXE 26</u> : PROGRAMMATION DU TEST DE CAUSALITÉ DE GRANGER ENTRE LES COMPOSANTES CYCLIQUES DES PAYS DU G-7 À L'AIDE DU LOGICIEL RATS .....	88
<u>ANNEXE 27</u> : PROGRAMMATION FAITES À PARTIR DU LOGICIEL RATS AFIN D'ESTIMER LES COEFFICIENTS DE LONG ET DE COURT TERME ENTRE LES CYCLES DE L'ANGLETERRE, DU CANADA ET DES ÉTATS-UNIS POUR LA PÉRIODE S'ÉCHELONNANT DE 1960:1 À 1998:2 ET LES 2 SOUS-PÉRIODES.....	89
<u>ANNEXE 28</u> : PROGRAMMATION FAITES À PARTIR DU LOGICIEL RATS AFIN D'ESTIMER LES COEFFICIENTS DE LONG ET DE COURT TERME ENTRE LES CYCLES DE L'ALLEMAGNE, DE LA FRANCE ET DE L'ITALIE ENTRE DE 1960:1 À 1998:2 ET LES 2 SOUS-PÉRIODES .....	93
<u>ANNEXE 29</u> : DATES DES SOMMETS ET DES CREUX DES CYCLES EN TAUX DE CROISSANCE DES PAYS DU G-7 ENTRE 1948 ET 1998.....	97
<u>ANNEXE 30</u> : POIDS DU PIB DES PAYS DU G-7 EN TERME DE LA PARITÉ DES POUVOIRS D'ACHAT DE 1990 (EN MILLIONS \$US) .....	98
<u>ANNEXE 31</u> : MOYENNE DES TAUX DE CROISSANCE DU PIB TRIMESTRIEL DES PAYS DU G-7 SUR DIFFÉRENTES PÉRIODES .....	99
<u>ANNEXE 32</u> : SPECTRE DU LOGARITHME DU PIB DE CHACUN DES PAYS DU G-7 .....	100



# ANNEXES

Figure 1-A : Le logarithme du PIB des pays appartenant au G-7 et la tendance estimée à l'aide de la fonction polynomiale du temps linéaire entre 1960 :1 et 1998 :2

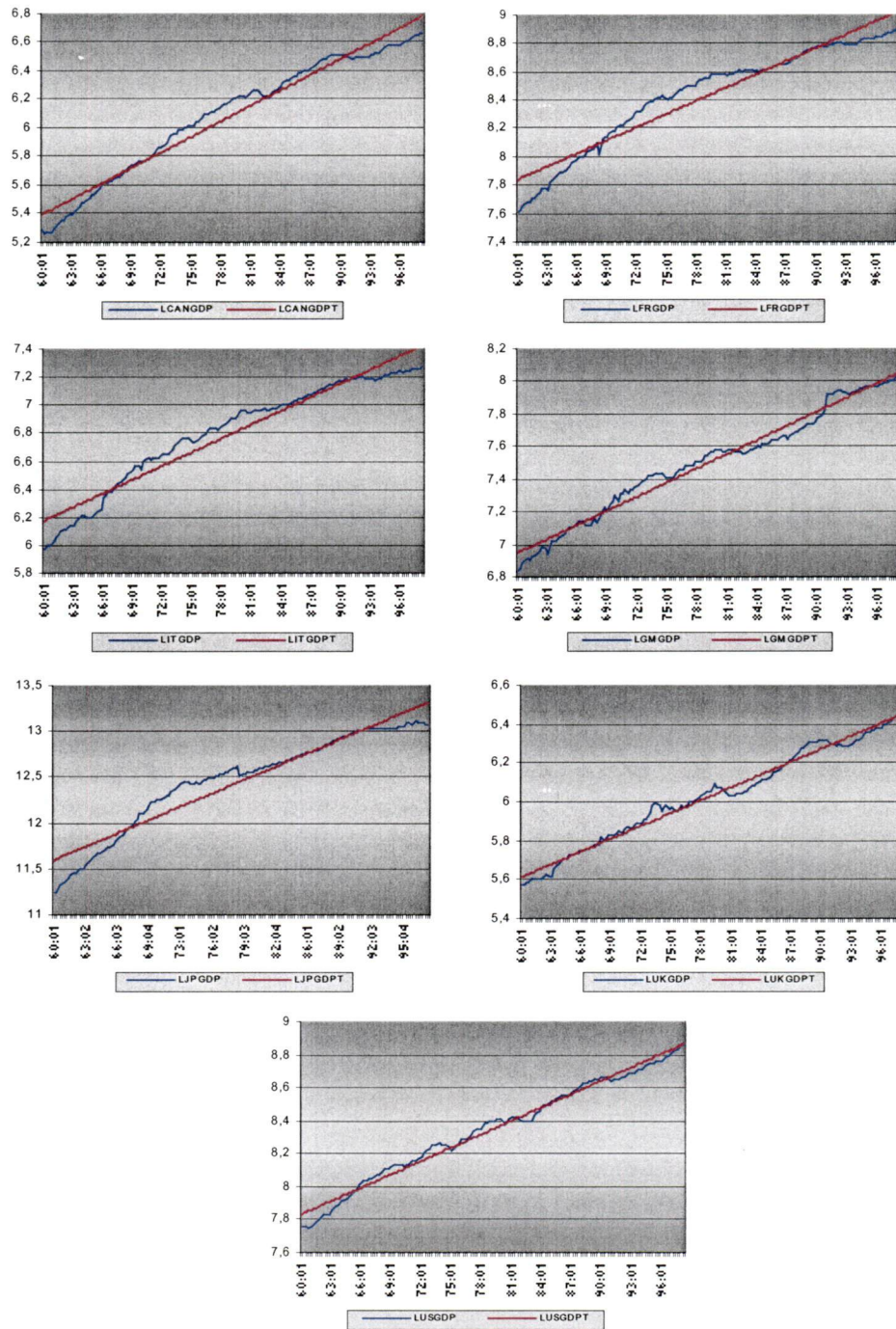




Figure 2-A : La composante cyclique de chacun des pays du G-7 estimée à l'aide de la fonction polynomiale du temps linéaire entre 1960 :1 et 1998 :2

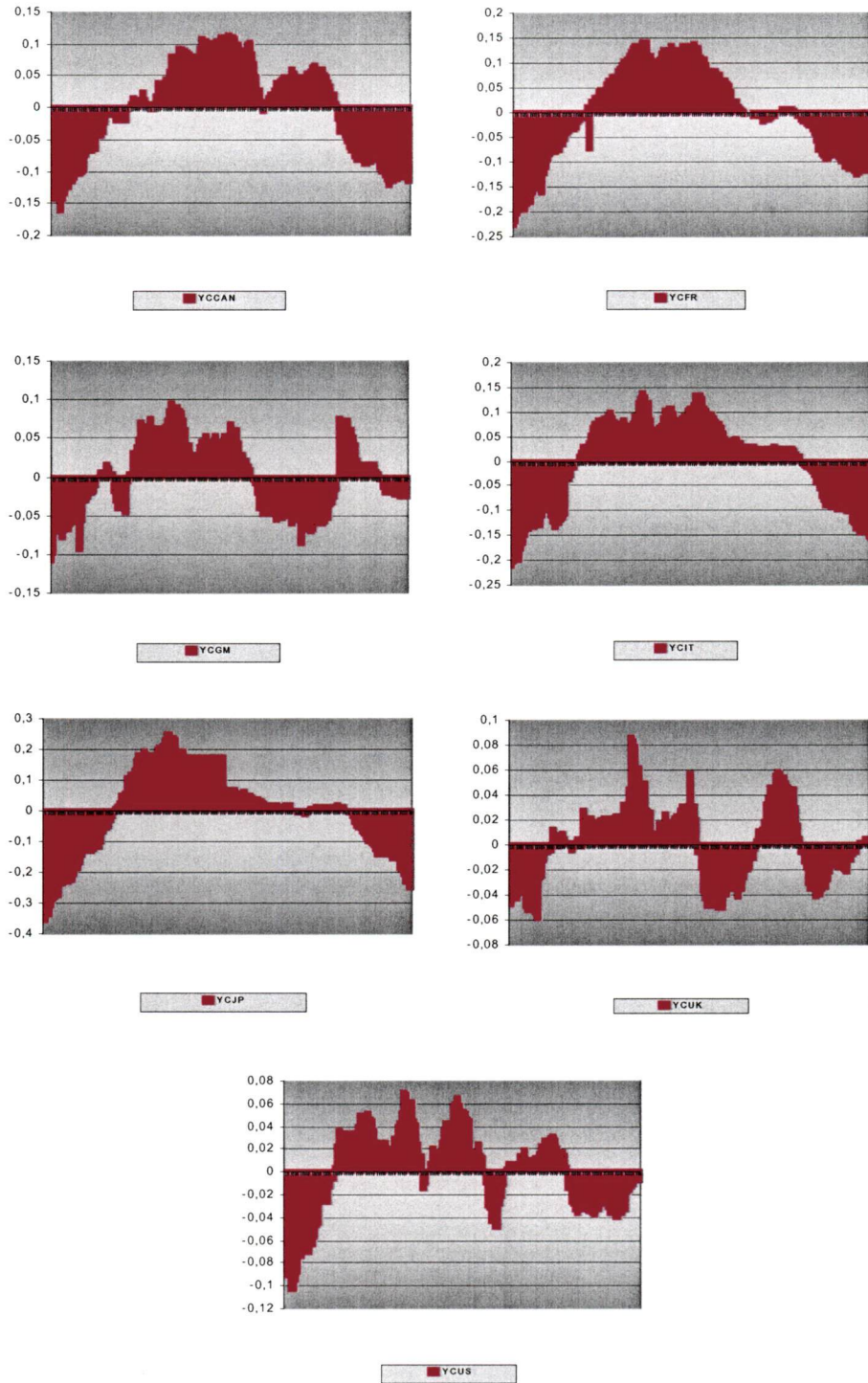


Figure 1-B : Le logarithme du PIB des pays appartenant au G-7 et la tendance estimée à l'aide de la fonction polynomiale du temps segmentée

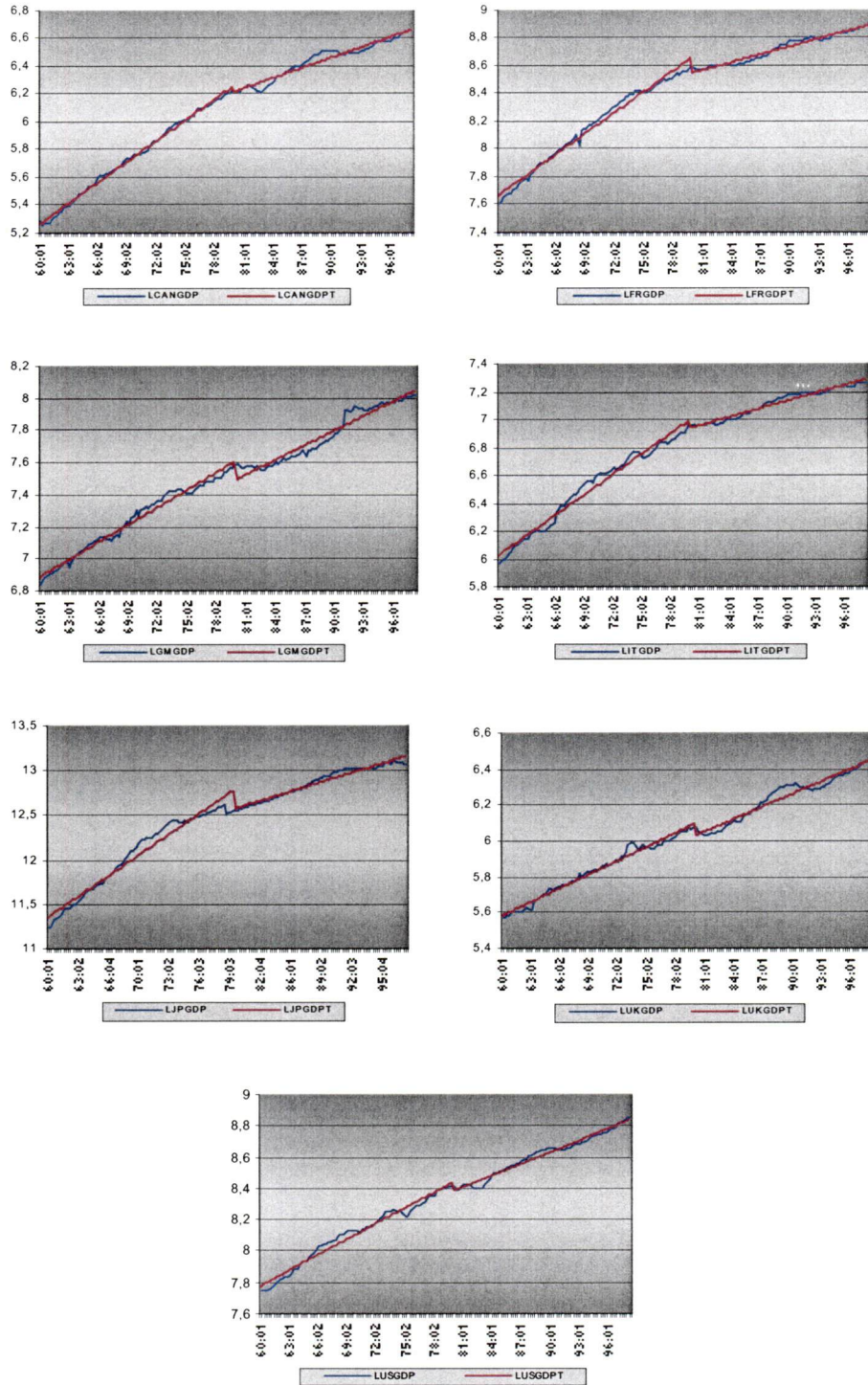


Figure 2-B : La composante cyclique de chacun des pays du G-7 estimée à l'aide de la fonction polynomiale du temps segmentée

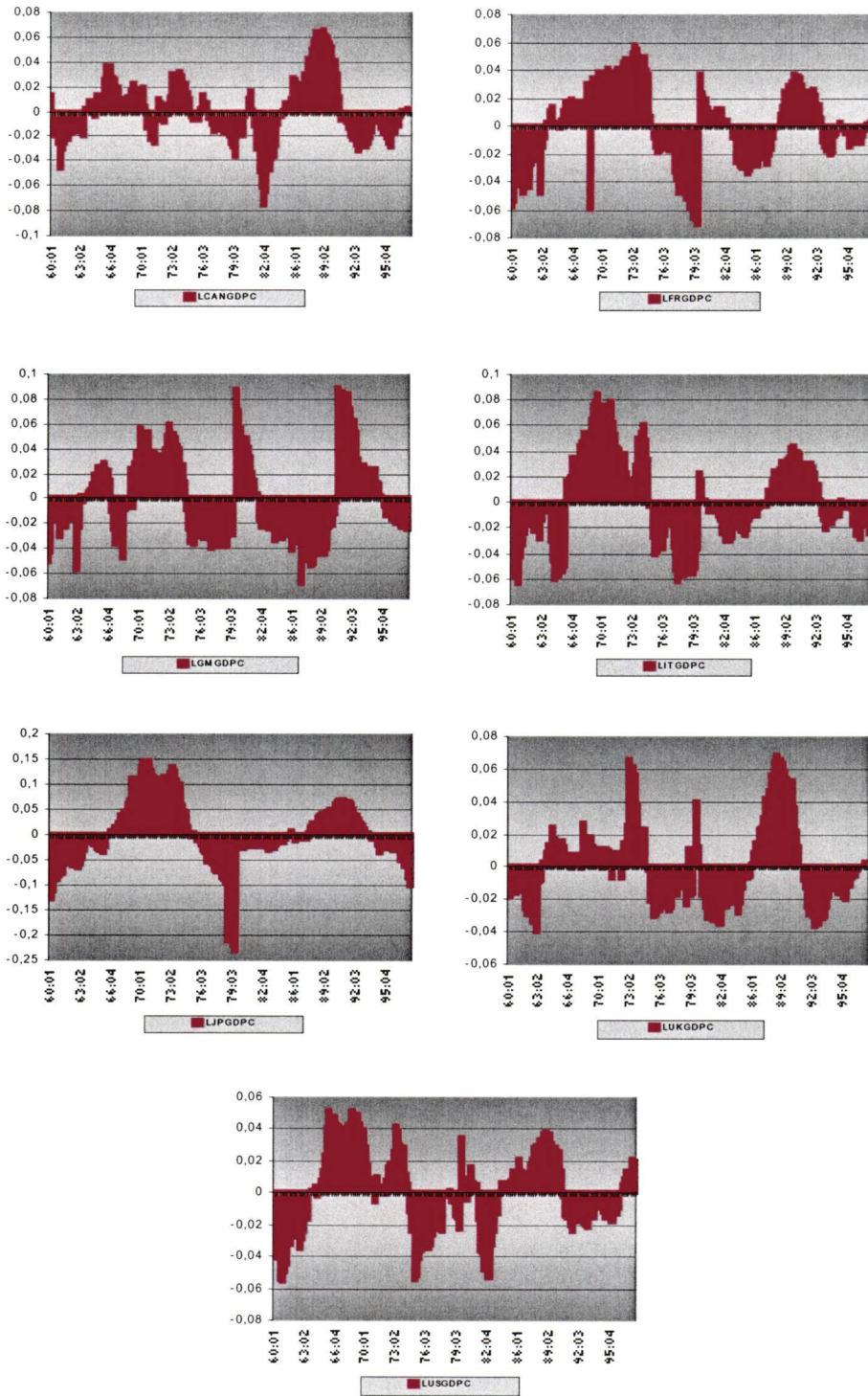




Table 1 : Corrélations entre les composantes cycliques des pays appartenant au G-7.  
 Triangle supérieur : 1960:1 à 1979:4, triangle inférieur : 1980:1 à 1998:2

Pays	France	Germany	Italy	Japan	Canada	UK	US
France	1,00	0,81	0,77	0,90	0,64	0,70	0,63
Germany	0,42	1,00	0,59	0,74	0,47	0,71	0,52
Italy	0,71	0,15	1,00	0,82	0,47	0,49	0,65
Japan	0,46	0,21	0,79	1,00	0,53	0,59	0,57
Canada	0,19	-0,45	0,65	0,37	1,00	0,60	0,70
UK	0,35	-0,47	0,69	0,39	0,87	1,00	0,67
US	0,08	-0,42	0,46	0,12	0,91	0,79	1,00

Figure 3 : Le cycle économique de l'ensemble des pays du G-7 entre 1960 :1 et 1998 :2.

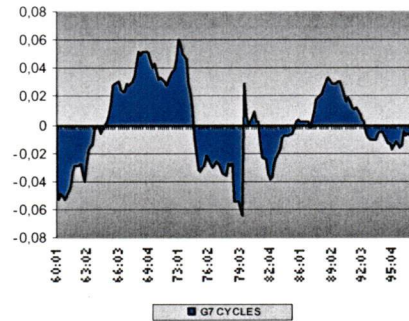


Figure 4 : Somme des variances individuelles et le degré de synchronisation des cycles économiques des pays appartenant au G-7.

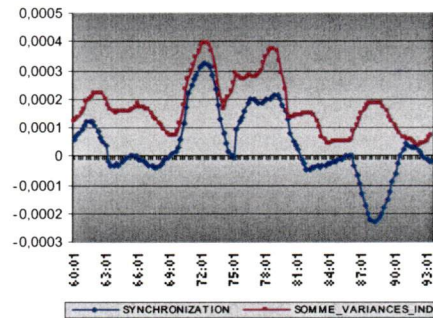


Figure 5 : Covariances entre les cycles économiques des pays de la zone Euro appartenant au G-7

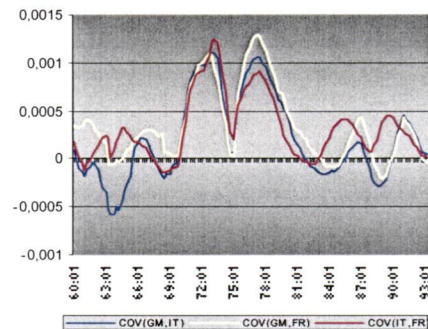




Figure 6 : Covariances entre les cycles économiques des pays de la zone Euro appartenant au G-7 et les États-Unis

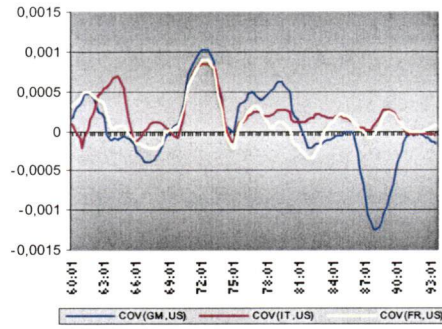


Figure 7 : Covariances entre les cycles économiques de la zone Anglo (Angleterre, Canada, États-Unis) et l'Allemagne.

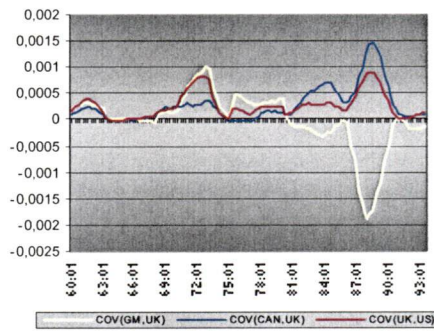


Figure 9 : Évolution des cycles des pays de la zone Anglo (Angleterre, Canada, États-Unis) et ceux de la zone Euro (Allemagne, France, Italie)

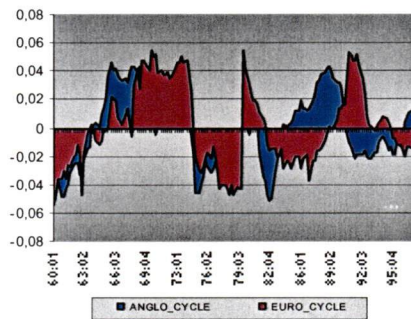
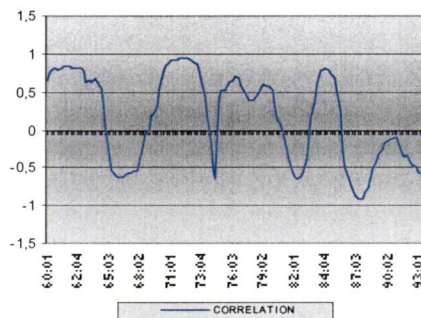


Figure 10 : Évolution des corrélations entre les cycles des pays de la zone Anglo (Angleterre, Canada, États-Unis) et ceux de la zone Euro (Allemagne, France, Italie) entre 1960 :1 et 1998 :2



**Table 2 : 1960:1 - 1998:2**

*F*-statistics pour tester l'existence d'une relation de long-terme entre les cycles économiques des pays du G7 entre 1960:1 et 1998:2

<i>p</i> , <i>q</i> 1, ..., <i>q</i> 6	<i>F</i> (can/yci)	<i>F</i> (fr/yci)	<i>F</i> (gm/yci)	<i>F</i> (it/yci)
2, 2, ..., 2	4.66371	1.97837	2.43615*	3.38061*
3, 3, ..., 3	3.19325*	2.16457	2.65723*	3.31128*
4, 4, ..., 4	3.12417*	1.91135	4.01962	3.12877*
<i>p</i> , <i>q</i> 1, ..., <i>q</i> 6	<i>F</i> (jp/yci)	<i>F</i> (uk/yci)	<i>F</i> (usa/yci)	
2, 2, ..., 2	2.58024*	2.88097*	4.00692	
3, 3, ..., 3	3.81361	2.61192*	2.38958*	
4, 4, ..., 4	3.27671*	3.06042*	1.98327	

Note 1 : Cycles économiques de l'Allemagne (gm), de l'Angleterre (UK), du Canada (Can), des États-Unis (USA), de la France (fr), de l'Italie (it) et du Japon (jp)

Note 2 : L'intervalle des valeurs critiques donnée par Pesaran et Shin (niveau de 95%) est de (2.365, 3.553)

**Table 3**

Test de causalité de Granger pour les composantes cycliques des pays appartenant au G7 entre 1960:1 et 1998:2

2 lags	Canada	France	Italy	Germany	Japan	UK	USA
Canada	-	-	-	-	-	-	-
France	-	-	-	-	-	-	-
Italy	-	0,0128991	-	-	0,0079086	-	-
Germany	-	0,0355479	-	-	-	-	-
Japan	0,0052021	-	-	-	-	0,0216926	-
UK	0,0049518	-	-	-	-	-	-
USA	0,0003894	-	0,0394436	-	-	-	-
3 lags	Canada	France	Italy	Germany	Japan	UK	USA
Canada	-	-	-	-	-	-	0,0038911
France	-	-	-	-	-	-	-
Italy	-	0,0274594	-	-	0,022644	0,0466315	-
Germany	-	-	-	-	-	-	-
Japan	0,0286704	-	-	-	-	0,0307221	-
UK	0,0000273	-	-	0,0028195	0,0045551	-	0,0009495
USA	0,0004741	-	0,0448422	-	-	-	-
4 lags	Canada	France	Italy	Germany	Japan	UK	USA
Canada	-	-	-	-	-	-	-
France	0,0466722	-	-	-	-	-	-
Italy	-	0,0256934	-	0,0200617	0,0023189	0,0209708	-
Germany	-	0,034354	-	-	-	-	-
Japan	-	-	-	-	-	-	-
UK	0,0000567	0,0278186	-	0,0228594	0,0034071	-	0,0058869
USA	0,0057936	-	0,0257343	-	-	-	-
5 lags	Canada	France	Italy	Germany	Japan	UK	USA
Canada	-	-	-	-	-	-	-
France	-	-	-	-	-	-	-
Italy	-	-	-	0,0355644	0,0170214	-	-
Germany	-	0,0408252	-	-	-	-	-
Japan	-	0,0448423	-	-	-	0,0045388	-
UK	0,0001737	-	-	-	0,0197238	-	0,0242421
USA	0,0330275	-	0,0088025	-	-	0,0397098	-

Note : Cycles économiques de l'Allemagne (Germany), de l'Angleterre (UK), du Canada (Canada), des États-Unis (USA), de la France (France), de l'Italie (Italy) et du Japon (Japan)

**Table 4**

*F*-statistics pour tester l'existence d'une relation de long-terme entre les cycles économiques de la zone Euro (gm, fr, it) entre 1960:1 et 1998:2

ZONE EURO

<b>p, q 1, q 2</b>	<b>F(fr /gm,it)</b>	<b>F(gm/fr,it)</b>	<b>F(it/fr,gm)</b>
2, 2, 2	3.23965*	2.65458	3.10039
3, 3, 3	4.24695*	3.45379*	3.43371*
4, 4, 4	3.54975*	5.81631	2.36718

Note 1: Cycles économiques de l'Allemagne (gm), de la France (fr) et de l'Italie (it)

Note 2: L'intervalle des valeurs critiques donnée par Pesaran et Shin (niveau de 95%) est de (3.219, 4.378)

**Table 5**

*F*-statistics pour tester l'existence d'une relation de long-terme entre les cycles économiques de la zone Anglo (Can, UK, USA) entre 1960:1 et 1998:2

ZONE ANGLO

<b>p, q 1, q 2</b>	<b>F(can/uk,usa)</b>	<b>F(uk/can,usa)</b>	<b>F(usa/can,uk)</b>
2, 2, 2	6.64960	2.57119	5.17608
3, 3, 3	5.41810	4.69011	5.08822
4, 4, 4	5.04462	5.44566	4.65031

Note1: Cycles économiques de l'Angleterre (UK), du Canada (can) et des États-Unis (USA)

Note 2: L'intervalle des valeurs critiques donnée par Pesaran et Shin (niveau de 95%) est de (3.219, 4.378)



**ANNEXE 2 : TABLEAUX DE L'ANALYSE DE LONG ET DE COURT TERME  
DES COMPOSANTES CYCLIQUES DANS LE LOGICIEL RATS SUITE À  
L'APPLICATION DE LA FONCTION POLYNOMIALE DU TEMPS  
SEGMENTÉE**

**Table 6 : 1960:1 - 1998:2**

*Estimation des coefficients de long-terme (1960:1-1998:2)*  
CANADA-UK-USA

**Variable dépendante : yccan**

Variables explicatives	Critères de sélection de Modèles	
	AIC	SBC
Constante	-0,000055728	0,000124748
ycuk t	0.74404	0.59446
ycusa t	0.01799	0.21418
AIC =	-669.13447	SBC = -643.77157

**Table 7 : 1960:1 - 1998:2**

*Modèles à correction d'erreurs (1960:1-1998:2)*  
CANADA-UK-USA

**Variable dépendante : yccan**

Variables explicatives	Critères de sélection de Modèles	
	AIC	SBC
d ycusa t	0.384165103	0.418378559
d ycusa t-1	0.240098865	0.259175883
ecmc	-0.198026228	-0.171748879

(AIC) R Bar\*\*2 = 0.407688, SSR = 0.0073428968, SEE = 0.007402549, DW = 1.96913  
(SBC) R Bar\*\*2 = 0.411504, SSR = 0.0079162122, SEE = 0.0074664565, DW = 2.000139  
ecmc (AIC) = yccan t-1 - 0,0000557281 - 0.74404\*ycuk t-1 - 0.01799\*ycusa t-1  
ecmc (SBC) = yccan t-1 - 0,000124748 - 0.59446\*ycuk t-1 - 0.21418\*ycusa t-1

**Table 6 : 1960:1 - 1998:2**

*Estimation des coefficients de long-terme (1960:1-1998:2)*  
CANADA-UK-USA

**Variable dépendante : ycus**

Variables explicatives	Critères de sélection de Modèles		
	AIC	SBC	
Constante	0.00526	0.00731	
yccan t	0.46699	0.76217	
ycuk t	-0.76384	-1.63803	
AIC =	-654.50556	SBC = -615.36730	SBC = -618.09124

**Table 7 : 1960:1 - 1998:2**

*Modèles à correction d'erreurs (1960:1-1998:2)*  
CANADA-UK-USA

**Variable dépendante : ycus**

Variables explicatives	Critères de sélection de Modèles	
	AIC	SBC
d ycuk t	0.182281023	-
d ycuk t-2	-	-0.184445600
d ycuk t-3	0.171847572	-
d yccan t	0.414173103	-
ecmusa	-0.067295917	-0.059425699

AIC : R Bar\*\*2 = 0.392559, SSR = 0.0078667322, SSE = 0.0076620465, DW = 1.990731  
SBC : R Bar\*\*2 = 0.110688, SSR = 0.0123901335, SSE = 0.0092759147, DW = 1.914095  
ecmusa (AIC) = ycusa t-1 - 0.00526 - 0.46699\*yccan t-1 + 0.76384\*ycuk t-1  
ecmusa (SBC) = ycusa t-1 - 0.00731 - 0.76217\*yccan t-1 + 1.63803\*ycuk t-1



**Table 6**  
 Estimation des coefficients de long-terme (1960:1-1998:2)  
 CANADA-UK-USA

**Variable dépendante: ycuk**

Variables explicatives	Critères de sélection de Modèles	
	AIC	SBC
Constante	0,000485187	-
yccan t	0.40991	-
ycusa t	0.31544	-
AIC = -597.35344		SBC = -576.18628

**Table 7**  
 Modèles à correction d'erreurs (1960:1-1998:2)  
 CANADA-UK-USA

**Variable dépendante: ycuk**

Variables explicatives	Critères de sélection de Modèles	
	AIC	SBC
d ycus t	0.354159787	-
ecmuk	-0.213945081	-

R Bar\*\*2 = 0.203958, SSR = 0.0149281508, SEE = 0.0102531860, DW = 1.997226  
 ecmuk (SBC) = ycusa t-1 - 0,000485187 - 0.40991 \*yccan t-1 - 0.31544 \*ycuk t-1

**Table 6**  
 Estimation des coefficients de long-terme (1960:1-1998:2)  
 FRANCE-GERMANY-ITALY

**Variable dépendante : ycfr**

Variables explicatives	Critères de sélection de Modèles	
	AIC	SBC
Constante	0.00191	-
ycgm t	0.10048	-
ycit t	0.50854	-
AIC = -538.28877		SBC = -517.12160

**Table 7 : 1960:1 - 1998:2**  
 Modèles à correction d'erreurs (1960:1-1998:2)  
 FRANCE-GERMANY-ITALY

**Variable dépendante : ycfr**

Variables explicatives	Critères de sélection de Modèles	
	AIC	SBC
d ycfr t-1	-0.398903670	-
d ycgm t-1	0.240127800	-
d ycgm t-1	0.226113426	-
d ycit t	0.332201373	-
ecmf	-0.183988730	-

(AIC et SBC): R Bar\*\*2 = 0.424214, SSR = 0.0201756, SSE = 0.011919, DW = 1.99257  
 ecmf = ycfr t-1 - 0.00191 - 0.10048\*ycgm t-1 - 0.50854\*ycit t-1

**Table 6 : 1960:1 - 1998:2**

Estimation des coefficients de long-terme (1960:1-1998:2)

FRANCE-GERMANY-ITALY

**Variable dépendante est : ycgm**

Variables	Critères de sélection de Modèles	
	AIC	SBC
Constante	0.00121	-
ycfr t	-0.27827	-
ycit t	0.43368	-
AIC = -459.28841	SBC = -438.12125	

**Table 7 : 1960:1 - 1998:2**

Modèles à correction d'erreurs (1960:1-1998:2)

FRANCE-GERMANY-ITALY

**Variable dépendante est : dycgm**

Variables explicatives	Critères de sélection de Modèles	
	AIC	SBC
d ycfr t	0.411541392	-
ecmg	-0.088478003	-

$$ecmg = ycg\ t-1 - 0.00121 + 0.27827*ycfr\ t-1 - 0.43368*ycit\ t-1$$

**Table 6 : 1960:1 - 1998:2**

Estimation des coefficients de long-terme (1960:1-1998:2)

FRANCE-GERMANY-ITALY

**Variable dépendante : ycit**

Variables	Critères de sélection de Modèles	
	AIC	SBC
Constante	0.00370	-
ycfr t	-0.22651	-
ycgm t	-0.44006	-

**Table 7 : 1960:1 - 1998:2**

Modèles à correction d'erreurs (1960:1-1998:2)

FRANCE-GERMANY-ITALY

**Variable dépendante : ycit**

Variables	Critères de sélection de Modèles	
	AIC	SBC
d ycfr t	0.245300350	-
	-0.049485471	-

AIC et SBC : R Bar\*\*2 = 0.228175, SSR = 0.0154483, SSE = 0.0104303, DW = 1.9601

$$ecmi\ (AIC\ et\ SBC) = ycit\ t-1 - 0,00370 + 0,22651*ycfr\ t-1 + 0,44006*ycgm\ t-1$$

## ANNEXE 3 : TABLEAUX ET GRAPHIQUES RÉSULTANT DE L'APPLICATION DE LA DIFFÉRENTIATION DE PREMIER ORDRE (PROCESSUS DS)

*Figure 1 : Le logarithme du PIB des pays appartenant au G-7  
et la tendance estimée à l'aide de la différentiation de premier ordre  
entre 1960 :1 et 1998 :2*

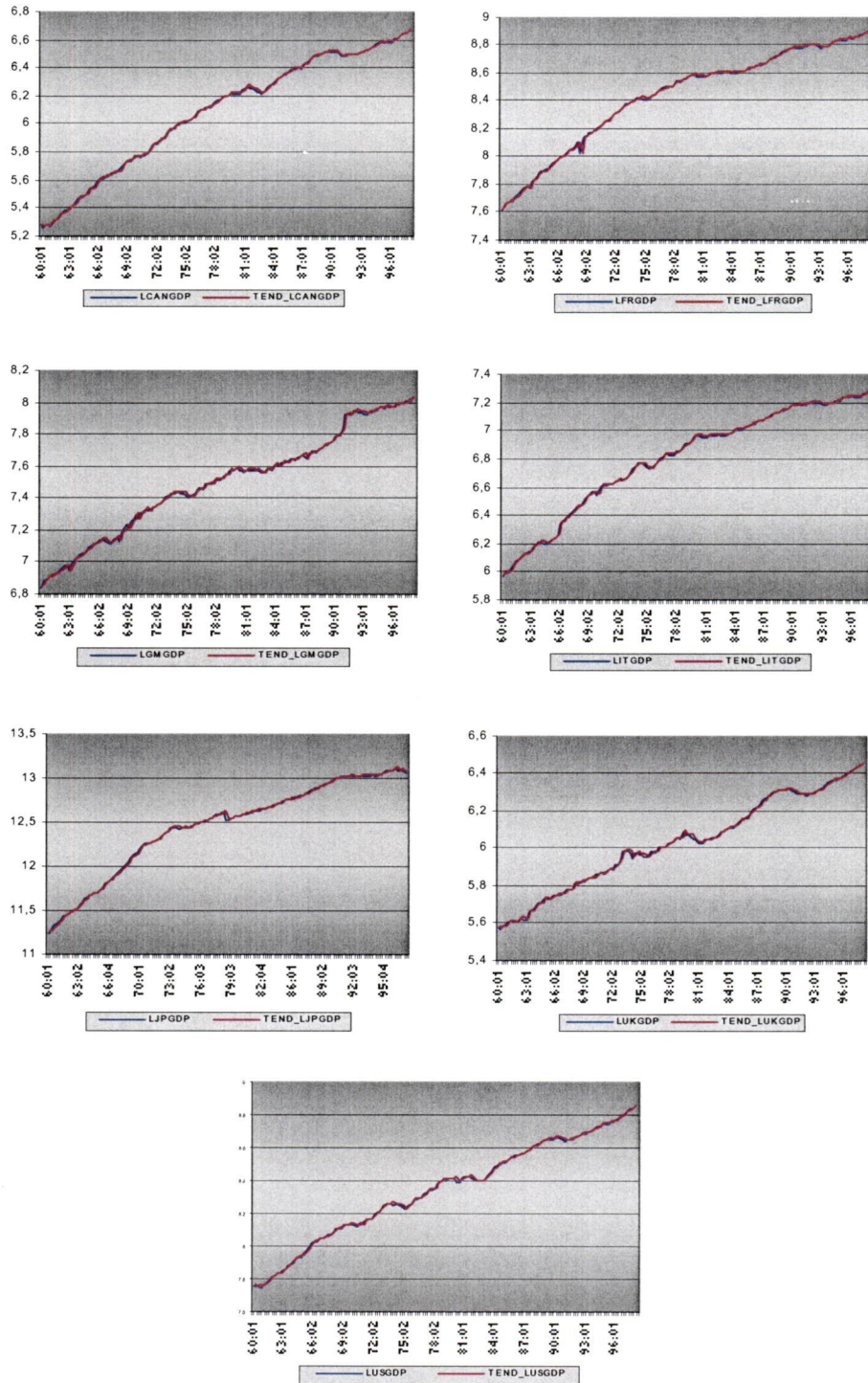




Figure 2 : La composante cyclique de chacun des pays du G-7 estimée à l'aide de la différentiation de premier ordre entre 1960 :1 et 1998 :2

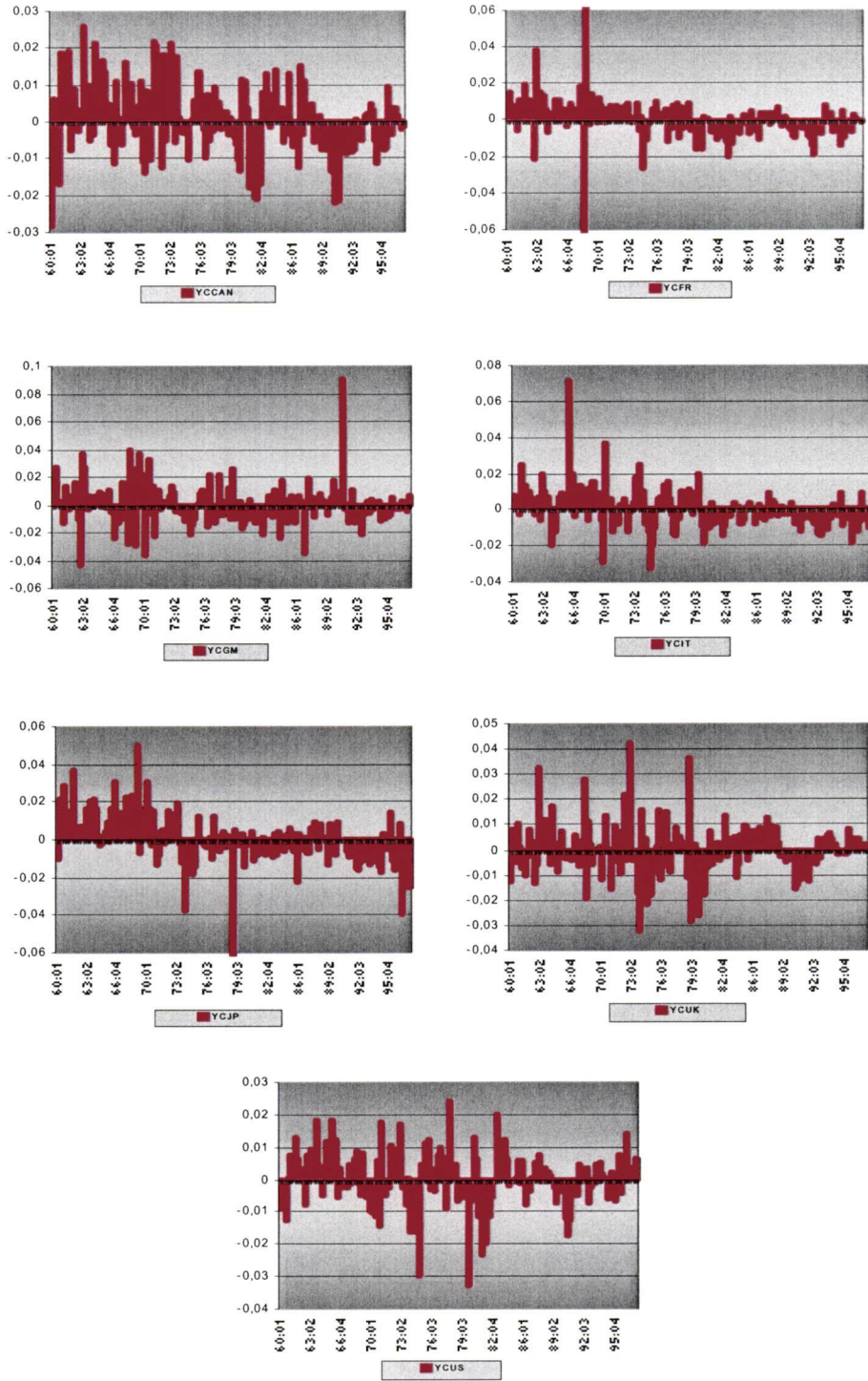




Table 1 : Corrélations entre les composantes cycliques des pays appartenant au G-7.  
Triangle supérieur : 1960:1 à 1979:4, triangle inférieur : 1980:1 à 1998:2

Pays	France	Germany	Italy	Japan	Canada	UK	US
France	1,00	0,09	0,18	0,10	0,02	0,32	0,03
Germany	0,18	1,00	0,10	0,25	0,12	0,29	-0,01
Italy	0,50	0,21	1,00	0,13	0,05	-0,06	0,19
Japan	0,12	0,11	0,08	1,00	0,17	0,23	0,21
Canada	0,04	-0,21	0,28	-0,04	1,00	0,14	0,38
UK	0,32	0,00	0,27	0,04	0,24	1,00	0,14
US	0,12	0,02	0,18	0,04	0,61	0,41	1,00

Figure 3 : Le cycle économique de l'ensemble des pays du G-7 entre 1960 :1 et 1998 :2.

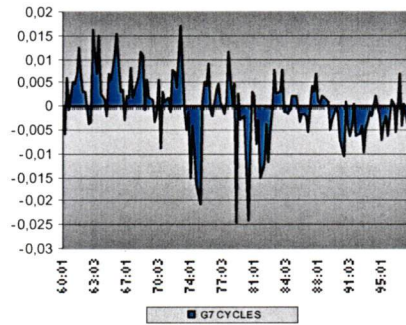


Figure 4 : Somme des variances individuelles et le degré de synchronisation des cycles économiques des pays appartenant au G-7.

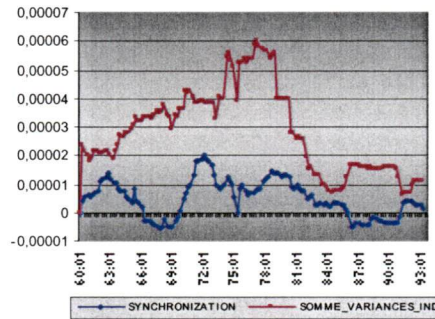


Figure 5 : Covariances entre les cycles économiques des pays de la zone Euro appartenant au G-7

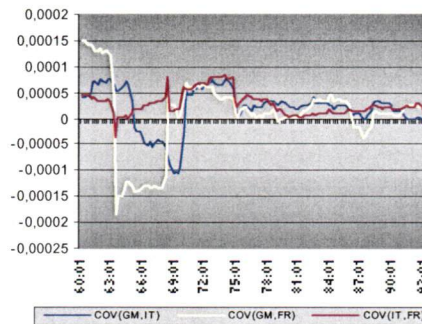


Figure 6 : Covariances entre les cycles économiques des pays de la zone Euro appartenant au G-7 et les États-Unis

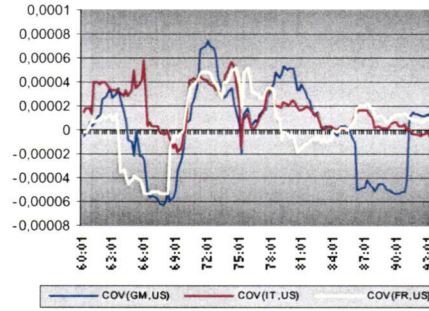


Figure 7 : Covariances entre les cycles économiques de la zone Anglo (Angleterre, Canada, États-Unis) et l'Allemagne.

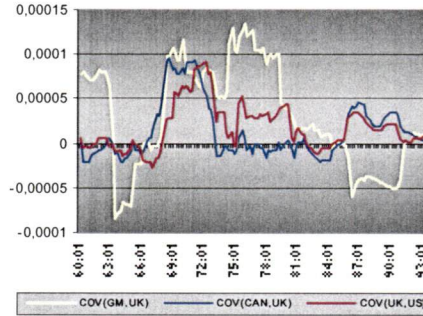


Figure 9 : Évolution des cycles des pays de la zone Anglo (Angleterre, Canada, États-Unis) et ceux de la zone Euro (Allemagne, France, Italie)

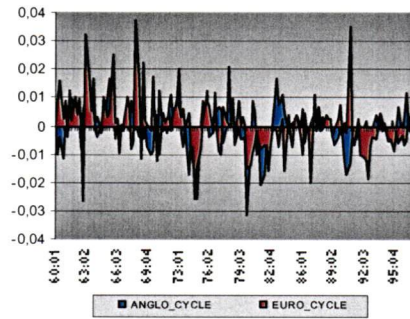
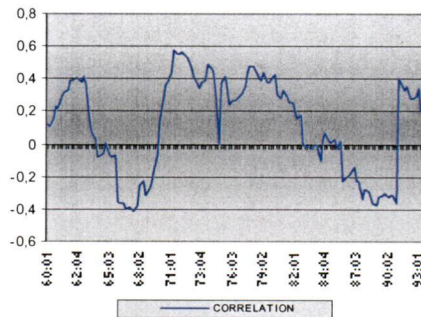


Figure 10 : Évolution des corrélations entre les cycles des pays de la zone Anglo (Angleterre, Canada, États-Unis) et ceux de la zone Euro (Allemagne, France, Italie) entre 1960 :1 et 1998 :2



**Table 2**

*F*-statistics pour tester l'existence d'une relation de long-terme entre les cycles économiques des pays du G7 entre 1960:1 et 1998:2

<i>p</i> , <i>q</i> 1, ..., <i>q</i> 6	<i>F</i> (can/yci)	<i>F</i> (fr/yci)	<i>F</i> (gm/yci)	<i>F</i> (it/yci)
2, 2, ..., 2	4.76904	7.41406	7.75782	6.00950
3, 3, ..., 3	3.88611	3.48720*	4.31126	5.18466
4, 4, ..., 4	1.91884	4.23993	3.24650*	4.33885
<i>p</i> , <i>q</i> 1, ..., <i>q</i> 6	<i>F</i> (jp/yci)	<i>F</i> (uk/yci)	<i>F</i> (usa/yci)	
2, 2, ..., 2	3.34720*	6.23303	5.84699	
3, 3, ..., 3	2.19672	4.71367	4.63848	
4, 4, ..., 4	2.20970	4.19562	4.92023	

Note 1 : Cycles économiques de l'Allemagne (gm), de l'Angleterre (UK), du Canada (Can), des États-Unis (USA), de la France (fr), de l'Italie (it) et du Japon (jp)

Note 2 : L'intervalle des valeurs critiques donnée par Pesaran et Shin (niveau de 95%) est de (2.365, 3.553)

**Table 3**

Test de causalité de Granger pour les composantes cycliques des pays appartenant au G7 entre 1961:1 et 1998:2

2 lags	Canada	France	Italy	Germany	Japan	UK	USA
Canada	-	0.0046497	0.0395508	-	-	-	-
France	-	-	-	-	-	-	-
Italy	-	0.0232068	-	-	-	-	-
Germany	-	0.0015947	-	-	-	-	-
Japan	-	0.0397191	-	-	-	0.0043848	-
UK	-	-	-	-	-	-	-
USA	0.0000300	-	-	-	-	0.0457787	-
3 lags	Canada	France	Italy	Germany	Japan	UK	USA
Canada	-	0.0058160	-	-	-	-	-
France	-	-	-	-	-	-	-
Italy	-	-	-	-	-	-	-
Germany	-	0.0017118	-	-	-	-	-
Japan	-	-	-	-	-	0.0106344	-
UK	-	-	-	-	-	-	0.0341441
USA	0.0002920	-	-	-	-	-	-
4 lags	Canada	France	Italy	Germany	Japan	UK	USA
Canada	-	0.0094090	-	-	-	-	-
France	-	-	-	-	-	-	-
Italy	-	-	-	-	-	-	-
Germany	-	0.0047532	-	-	-	-	-
Japan	-	-	-	-	-	0.0083841	-
UK	-	-	-	-	-	-	-
USA	0.0007570	-	-	-	-	-	-
5 lags	Canada	France	Italy	Germany	Japan	UK	USA
Canada	-	0.0088352	-	-	-	-	-
France	-	-	-	-	-	-	-
Italy	-	-	-	-	-	-	-
Germany	-	0.0238665	-	-	-	-	-
Japan	-	-	-	-	-	0.0058468	-
UK	-	-	-	-	-	-	-
USA	0.0000474	-	-	-	-	-	-

Note : Cycles économiques de l'Allemagne (Germany), de l'Angleterre (UK), du Canada (Canada), des États-Unis (USA), de la France (France), de l'Italie (Italy) et du Japon (Japan)

**Table 4**

*F*-statistics pour tester l'existence d'une relation de long-terme entre les cycles économiques de la zone Euro (gm, fr, it) entre 1960:1 et 1998:2

ZONE EURO

<b><i>p</i>, <i>q</i> 1, <i>q</i> 2</b>	<b><i>F</i>(fr /gm,it)</b>	<b><i>F</i>(gm/fr,it)</b>	<b><i>F</i>(it/fr,gm)</b>
2, 2, 2	11.69843	18.15064	13.22427
3, 3, 3	8.93337	7.76407	9.77026
4, 4, 4	5.78202	7.11311	8.03885

Note 1: Cycles économiques de l'Allemagne (gm), de la France (fr) et de l'Italie (it)

Note 2 : L'intervalle des valeurs critiques donnée par Pesaran et Shin (niveau de 95%) est de (3.219, 4.378)

**Table 5**

*F*-statistics pour tester l'existence d'une relation de long-terme entre les cycles économiques de la zone Anglo (Can, UK, USA) entre 1960:1 et 1998:2

ZONE ANGLO

<b><i>p</i>, <i>q</i> 1, <i>q</i> 2</b>	<b><i>F</i>(can/uk,usa)</b>	<b><i>F</i>(uk/can,usa)</b>	<b><i>F</i>(usa/can,uk)</b>
2, 2, 2	12.29624	13.24273	13.41609
3, 3, 3	10.37650	10.71498	10.90088
4, 4, 4	5.92513	8.97835	9.56757

Note 1: Cycles économiques de l'Angleterre (uk), du Canada (can) et des États-Unis (usa)

Note 2 : L'intervalle des valeurs critiques donnée par Pesaran et Shin (niveau de 95%) est de (3.219, 4.378)



**ANNEXE 4 : TABLEAUX DE L'ANALYSE DE LONG ET DE COURT TERME  
DES COMPOSANTES CYCLIQUES DANS LE LOGICIEL RATS SUITE À  
L'APPLICATION DE LA DIFFÉRENTIATION DE PREMIER ORDRE**

**Table 6 : 1961:1 - 1998:2**

*Estimation des coefficients de long-terme (1961:1-1998:2)*

CANADA-UK-USA

**Variable dépendante : yccan**

Variables explicatives	Critères de sélection de Modèles	
	AIC	SBC
Constante	0,000093	-
ycukt	0,05616	-
ycusat	0,56071	-
AIC = -672,00090	SBC = -650,87994	

**Table 7 : 1961:1 - 1998:2**

*Modèles à correction d'erreurs (1961:1-1998:2)*

CANADA-UK-USA

**Variable dépendante : yccan**

Variables explicatives	Critères de sélection de Modèles	
	AIC	SBC
d ycusa t	0,305201038	-
ecmc	-0,843408532	-

AIC ET SBC: R Bar\*\*2 = 0,511, SSR = 0,0093216, SEE = 0,008131, DW = 1,993

ecmc (AIC et SBC) = yccan t-1 - 0,000093 - 0,0562\*ycukt t-1 - 0,561\*ycusa t-1

**Table 6 : 1961:1 - 1998:2**

*Estimation des coefficients de long-terme (1961:1-1998:2)*

CANADA-UK-USA

**Variable dépendante: ycuk**

Variables explicatives	Critères de sélection de Modèles	
	AIC	SBC
Constante	0,000030392	-
yccan t	0,0119	-
ycusa t	0,38454	-
AIC = -616.20236	SBC = -595.08140	

**Table 7 : 1961:1 - 1998:2**

*Modèles à correction d'erreurs (1961:1-1998:2)*

CANADA-UK-USA

**Variable dépendante: ycuk**

Variables explicatives	Critères de sélection de Modèles	
	AIC	SBC
ecmuk	-1.000816917	-

R Bar\*\*2 = 0.53697, SSR = 0.014816, SSE = 0.010251, DW = 1.9733

ecmusa (AIC et SBC) = ycusa t-1 - 0,0000304 - 0,012\*yccan t-1 -0,385\*ycuk t-1

**Table 6 : 1961:1 - 1998:2**

Estimation des coefficients de long-terme (1961:1-1998:2)

CANADA-UK-USA

**Variable dépendante : ycus**

Variables explicatives	Critères de sélection de Modèles	
	AIC	SBC
Constante	0,000072448	-
yccan t	0,07935	-
ycuk t	0,21497	-
AIC = -683.17521	SBC = -662.05425	

**Table 7 : 1961:1 - 1998:2**

Modèles à correction d'erreurs (1961:1-1998:2)

CANADA-UK-USA

**Variable dépendante : ycus**

Variables explicatives	Critères de sélection de Modèles	
	AIC	SBC
ecmusa	-0.810311241	-

AIC et SBC : R Bar\*\*2 =0.3938, SSR =0.0094736, SSE = 0.00814, DW = 1.97396

ecmusa (AIC et SBC) = ycus<sub>t-1</sub> - 0,00007245 - 0,0794\*yccan<sub>t-1</sub> - 0,215\*ycuk<sub>t-1</sub>**Table 6 : 1961:1 - 1998:2**

Estimation des coefficients de long-terme (1961:1-1998:2)

FRANCE-GERMANY-ITALY

**Variable dépendante : ycfr**

Variables explicatives	Critères de sélection de Modèles	
	AIC	SBC
Constante	-0,0001168	-
ycgm t	0,19562	-
ycit t	0,30109	-
AIC =-567.05201	-545.93105	

**Table 7 : 1961:1 - 1998:2**

Modèles à correction d'erreurs (1961:1-1998:2)

FRANCE-GERMANY-ITALY

**Variable dépendante : ycfr**

Variables explicatives	Critères de sélection de Modèles	
	AIC	SBC
d ycfr t-2	-0.190737724	-
d ycit	0.232275599	-
ecmf	-1.130192969	-

AIC ET SBC: R Bar\*\*2 = 0.7124, SSR = 0.018739, SEE = 0.01153, DW = 2.017

ecmf = ycfr<sub>t-1</sub> + 0,000117 - 0,1956\*ycgm<sub>t-1</sub> - 0,3011\*ycit<sub>t-1</sub>

**Table 6 : 1961:1 - 1998:2**

Estimation des coefficients de long-terme (1961:1-1998:2)

FRANCE-GERMANY-ITALY

**Variable dépendante est : ycgm**

Variables explicatives	Critères de sélection de Modèles	
	AIC	SBC
Constante	-0,0003017	-0,0001985
ycfr t	0,38824	0,29251
ycit t	-0,30472	-0,07904
AIC = -505.18067	SBC = -469.14916	

**Table 7 : 1961:1 - 1998:2**

Modèles à correction d'erreurs (1961:1-1998:2)

FRANCE-GERMANY-ITALY

**Variable dépendante est : dycgm**

Variables explicatives	Critères de sélection de Modèles	
	AIC	SBC
d ycgm t-1	-	-0.310354155
d ycgm t-2	-	-0.306085873
d ycgm t-3	-	-0.314441160
d ycit t-1	0.420719773	0.273793092
d ycit t-2	0.386078799	0.271842420
ecmg	-0.821113903	-0.839884517

AIC : R Bar\*\*2 = 0.619920 SSR = 0.0269249657, SSE = 0.0142282589, DW = 1.978950

AIC :  $ecmg = ycg\ t-1 + 0,0003017 - 0,38824*ycfr\ t-1 + 0,30472*ycit\ t-1$ 

SBC :R Bar\*\*2 = 0.620881, SSR = 0.0275613067, SSE = 0.014183703, DW = 1.932681

SBC :  $ecmg = ycg\ t-1 + 0,0001985 + 0,29251*ycfr\ t-1 - 0,07904*ycit\ t-1$ **Table 6 : 1961:1 - 1998:2**

Estimation des coefficients de long-terme (1961:1-1998:2)

FRANCE-GERMANY-ITALY

**Variable dépendante : ycit**

Variables explicatives	Critères de sélection de Modèles	
	AIC	SBC
Constante	-0,0001198	-
ycfrt	0,18719	-
ycgmt	0,02905	-
AIC = -597.66888	SBC = -576.54792	

**Table 7 : 1961:1 - 1998:2**

Modèles à correction d'erreurs (1961:1-1998:2)

FRANCE-GERMANY-ITALY

**Variable dépendante : ycit**

Variables explicatives	Critères de sélection de Modèles	
	AIC	SBC
d ycfr t	0.162842464	-
ecmi	-0.677310208	-

AIC et SBC : R Bar\*\*2 = 0.37793, SSR = 0.01601031, SSE = 0.010656, DW = 1.9244

ecmi (AIC et SBC) =  $ycit\ t-1 - 0,00012 + 0,1872*ycfr\ t-1 - 0,0291*ycgm\ t-1$



## ANNEXE 5 : TABLEAUX ET GRAPHIQUES RÉSULTANT DE L'APPLICATION DE LA DÉCOMPOSITION DE BEVERIDGE-NELSON (BN)

*Figure 1 : Le logarithme du PIB des pays appartenant au G-7  
et la tendance estimée à l'aide de la décomposition de Beveridge-Nelson entre 1965 :2 et 1998 :2*

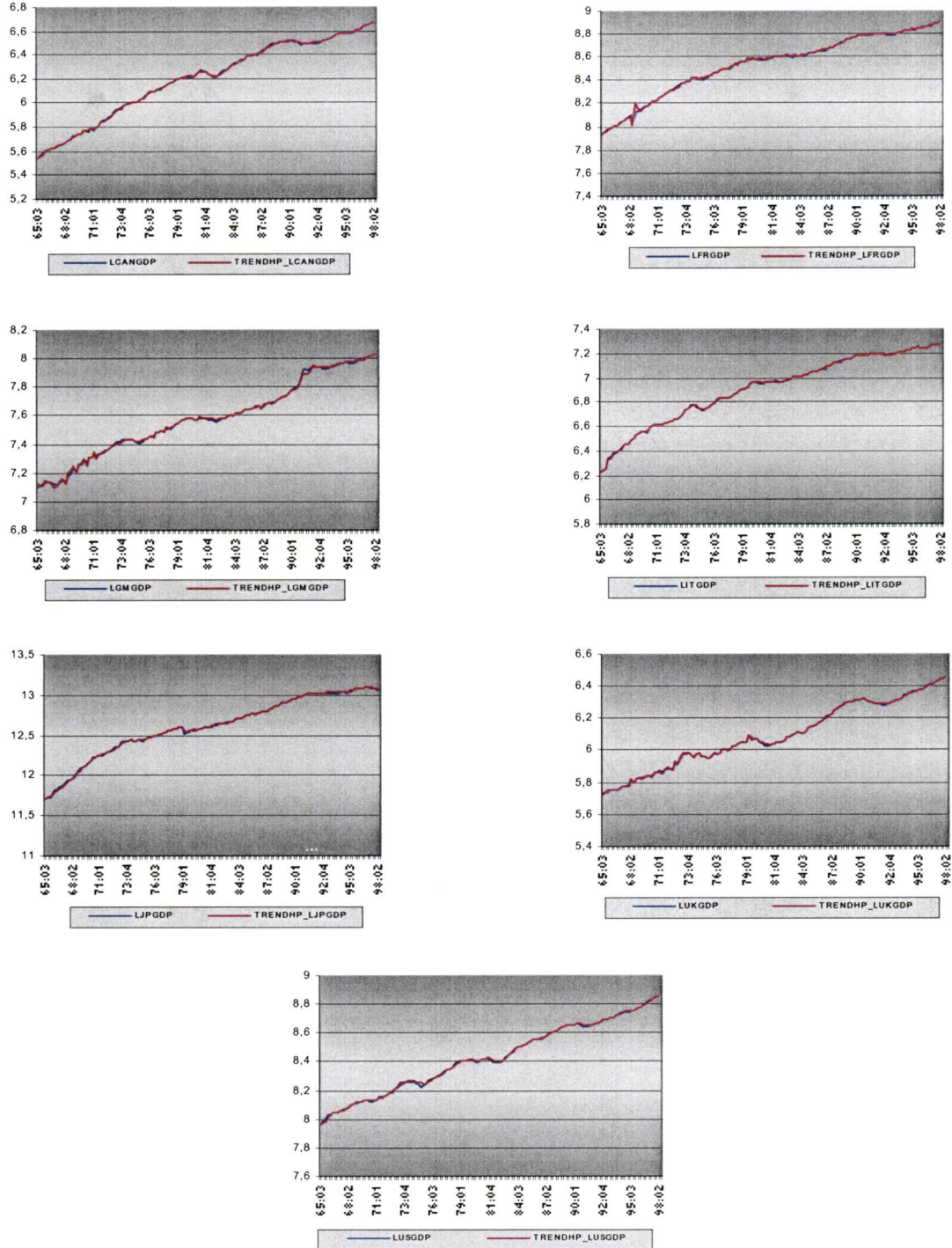




Figure 2 : La composante cyclique de chacun des pays du G-7 estimée à l'aide de la décomposition de Beveridge-Nelson entre 1965:2 et 1998:2

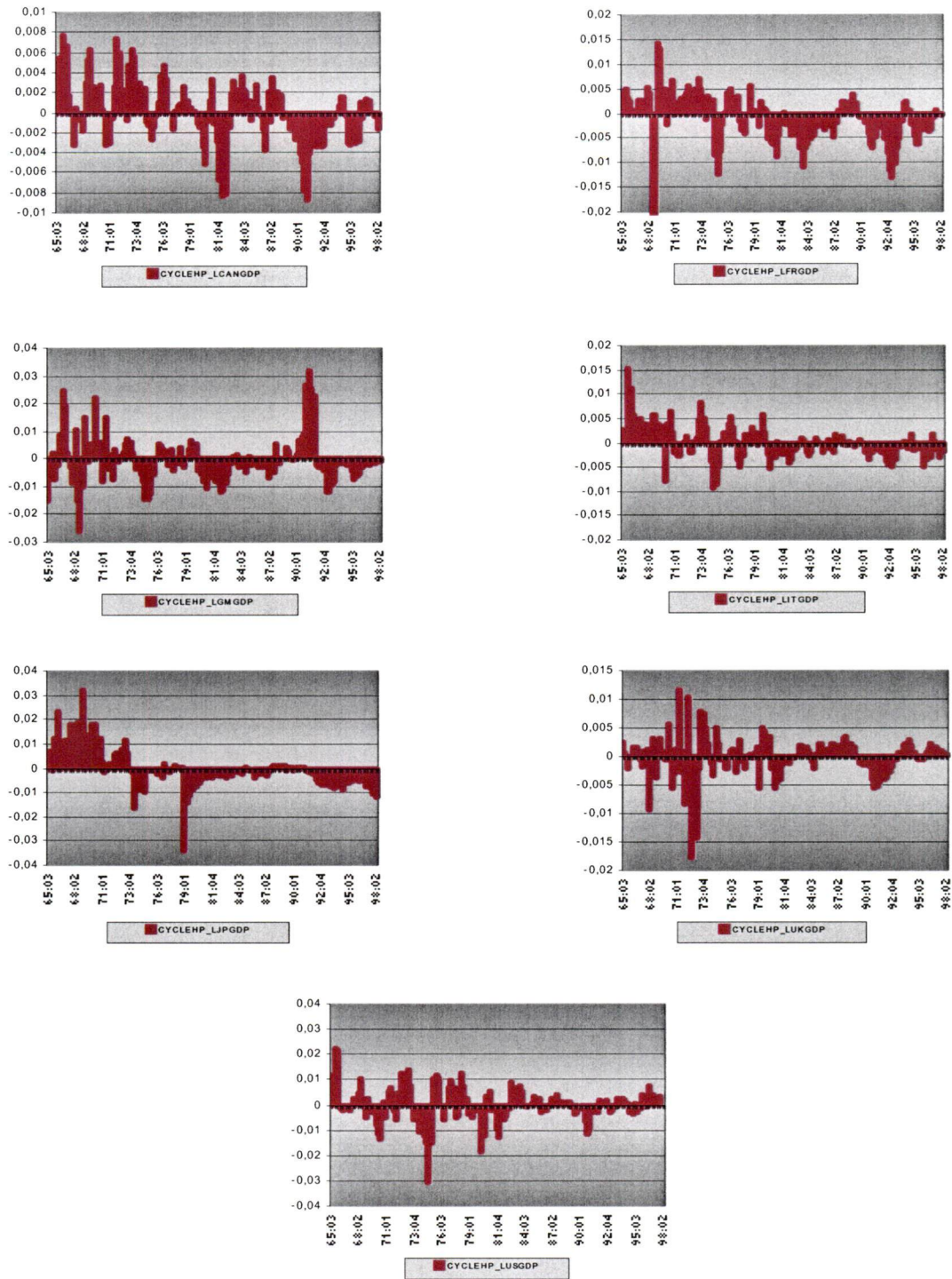


Table 1 : Corrélations entre les composantes cycliques des pays appartenant au G-7.  
Triangle supérieur : 1965:2 à 1979:4, triangle inférieur : 1980:1 à 1998:2

Pays	France	Germany	Italy	Japan	Canada	UK	US
France	1,00	0,49	-0,05	-0,05	-0,12	0,05	0,12
Germany	0,14	1,00	0,11	0,06	-0,18	0,11	0,03
Italy	0,35	0,20	1,00	0,31	0,41	0,13	0,29
Japan	0,17	0,33	0,22	1,00	0,26	-0,13	0,20
Canada	0,01	-0,17	0,42	-0,05	1,00	-0,10	0,39
UK	0,37	-0,36	0,38	-0,11	0,45	1,00	-0,14
US	-0,12	-0,14	0,26	-0,01	0,67	0,25	1,00

Figure 3 : Le cycle économique de l'ensemble des pays du G-7 entre 1960 :1 et 1998 :2.

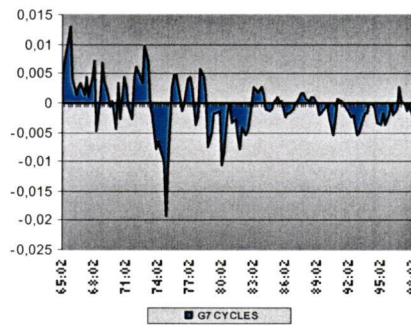


Figure 4 : Somme des variances individuelles et le degré de synchronisation des cycles économiques des pays appartenant au G-7.

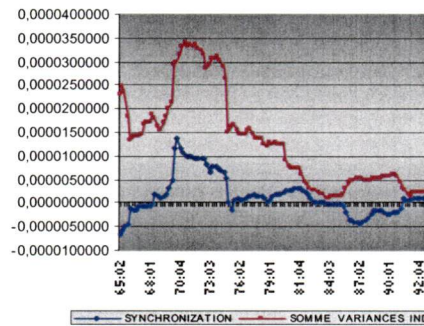


Figure 5 : Covariances entre les cycles économiques des pays de la zone Euro appartenant au G-7

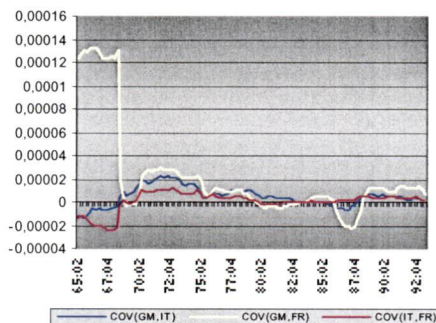


Figure 6 : Covariances entre les cycles économiques des pays de la zone Euro appartenant au G-7 et les États-Unis

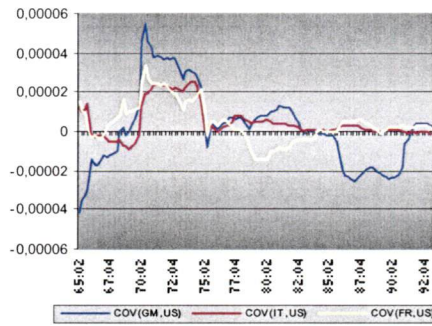


Figure 7 : Covariances entre les cycles économiques de la zone Anglo (Angleterre, Canada, États-Unis) et l'Allemagne.

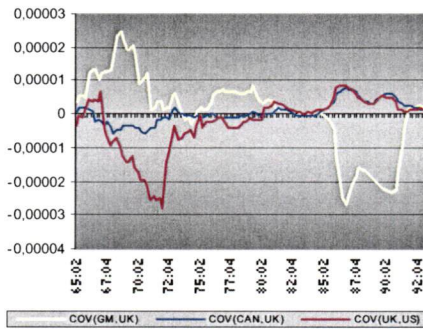


Figure 9 : Évolution des cycles des pays de la zone Anglo (Angleterre, Canada, États-Unis) et ceux de la zone Euro (Allemagne, France, Italie)

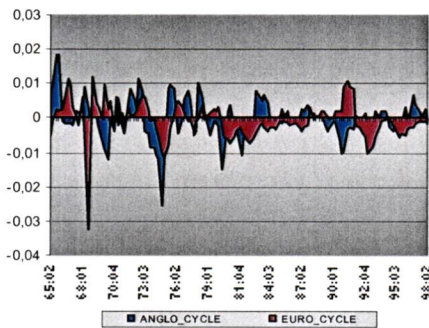
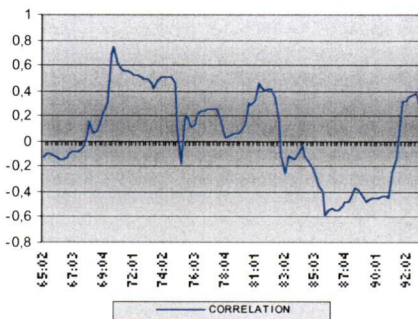


Figure 10 : Évolution des cycles des pays de la zone Anglo (Angleterre, Canada, États-Unis) et ceux de la zone Euro (Allemagne, France, Italie) entre 1960 :1 et 1998 :2





**Table 2**

*F*-statistics pour tester l'existence d'une relation de long-terme entre les cycles économiques des pays du G7 entre 1965:2 et 1998:2

$p, q 1, \dots, q 6$	$F(\text{can}/\text{yci})$	$F(\text{fr}/\text{yci})$	$F(\text{gm}/\text{yci})$	$F(\text{it}/\text{yci})$
2, 2, ..., 2	1.28550	1.31238	2.48954*	2.88870*
3, 3, ..., 3	1.30724	1.20748	2.32013	3.25895*
4, 4, ..., 4	1.08436	1.24489	3.05647*	2.98096*
$p, q 1, \dots, q 6$	$F(\text{jp}/\text{yci})$	$F(\text{uk}/\text{yci})$	$F(\text{usa}/\text{yci})$	
2, 2, ..., 2	2.10182	3.47250*	2.55601*	
3, 3, ..., 3	2.20155	2.71617*	2.78630*	
4, 4, ..., 4	1.88511	3.23933*	2.39053*	

Note 1 : Cycles économiques de l'Allemagne (gm), de l'Angleterre (UK), du Canada (Can), des États-Unis (USA), de la France (fr), de l'Italie (it) et du Japon (jp)

Note 2 : L'intervalle des valeurs critiques donnée par Pesaran et Shin (niveau de 95%) est de (2.365, 3.553)

**Table 3**

Test de causalité de Granger pour les composantes cycliques des pays appartenant au G7 entre 1965:2 et 1998:2

2 lags	Canada	France	Italy	Germany	Japan	UK	USA
Canada	-	-	-	-	-	-	-
France	-	-	-	-	-	-	-
Italy	-	0.0217768	-	-	-	0.0025106	0.0207953
Germany	-	0.0303573	-	-	-	0.0109306	-
Japan	-	0.0215644	-	-	-	0.0000086	-
UK	-	-	-	-	-	-	-
USA	0.0008392	-	-	-	-	0.0095377	-
3 lags	Canada	France	Italy	Germany	Japan	UK	USA
Canada	-	0.0290753	-	-	-	-	-
France	-	-	-	-	-	-	-
Italy	-	-	-	-	-	0.0199664	-
Germany	-	-	-	-	-	0.0353626	-
Japan	-	-	-	-	-	0.0000386	-
UK	-	-	-	-	-	-	-
USA	0.0028519	-	-	-	-	-	-
4 lags	Canada	France	Italy	Germany	Japan	UK	USA
Canada	-	0.0215498	-	-	0.0457662	-	-
France	-	-	-	-	-	-	-
Italy	-	-	-	-	-	-	-
Germany	-	0.0182707	-	-	-	-	-
Japan	-	-	-	-	-	0.0004812	-
UK	-	-	-	-	-	-	-
USA	0.0149289	-	0.0256909	-	0.0349813	-	-
5 lags	Canada	France	Italy	Germany	Japan	UK	USA
Canada	-	0.0143441	-	-	-	-	-
France	-	-	-	-	-	0.0467006	-
Italy	-	-	-	-	-	-	-
Germany	-	0.0201819	-	-	-	-	-
Japan	-	-	-	-	-	0.0001239	-
UK	-	-	-	-	-	-	-
USA	-	-	-	-	-	-	-

Note : Cycles économiques de l'Allemagne (Germany), de l'Angleterre (UK), du Canada (Canada), des États-Unis (USA), de la France (France), de l'Italie (Italy) et du Japon (Japan)



<b>Table 4</b>			
<i>F-statistics pour tester l'existence d'une relation de long-terme entre les cycles économiques de la zone Euro (gm, fr, it) entre 1965:2 et 1998:2</i>			
ZONE EURO			
<b>p, q 1, q 2</b>	<b>F(fr/gm,it)</b>	<b>F(gm/fr,it)</b>	<b>F(it/fr,gm)</b>
2, 2, 2	1.73140	1.27470	4.23848
3, 3, 3	1.54209	1.12782	3.51065*
4, 4, 4	1.32627	2.53992	3.02396

Note 1: Cycles économiques de l'Allemagne (gm), de la France (fr) et de l'Italie (it)  
 Note 2 : L'intervalle des valeurs critiques donnée par Pesaran et Shin (niveau de 95%) est de (3.219, 4.378)

<b>Table 5</b>			
<i>F-statistics pour tester l'existence d'une relation de long-terme entre les cycles économiques de la zone Anglo (Can, UK, USA) entre 1965:2 et 1998:2</i>			
ZONE ANGLO			
<b>p, q 1, q 2</b>	<b>F(can/uk,usa)</b>	<b>F(uk/can,usa)</b>	<b>F(usa/can,uk)</b>
2, 2, 2	0.93924	1.85303	3.44135*
3, 3, 3	0.89706	2.45847	4.31202*
4, 4, 4	1.02592	2.38413	3.44378*

Note 1: Cycles économiques de l'Angleterre (UK), du Canada (Can) et des États-Unis (USA)  
 Note 2 : L'intervalle des valeurs critiques donnée par Pesaran et Shin (niveau de 95%) est de (3.219, 4.378)

**ANNEXE 6 : TABLEAUX DE L'ANALYSE DE LONG ET DE COURT TERME  
DES COMPOSANTES CYCLIQUES DANS LE LOGICIEL RATS SUITE À  
L'APPLICATION DE LA DÉCOMPOSITION DE BEVERIDGE-NELSON**

**Table 6 : 1965:2 - 1998:2**

*Estimation des coefficients de long-terme (1965:2-1998:2)*  
CANADA-UK-USA

**Variable dépendante : yccan**

Variables explicatives	Critères de sélection de Modèles	
	AIC	SBC
Constante	0.02257	-
ycuk t	0.68855	-
ycusa t	0.58596	-
AIC = -585.46168	SBC = -565.33530	

**Table 7 : 1965:2 - 1998:2**

*Modèles à correction d'erreurs (1965:2-1998:2)*  
CANADA-UK-USA

**Variable dépendante : yccan**

Variables explicatives	Critères de sélection de Modèles	
	AIC	SBC
d ycusa t	0.401363988	-
d ycusa t-1	0.352590132	-
ecmc	-0.021670098	-

R Bar\*\*2 = 0.340318, SSR = 0.0085354128, SEE = 0.0083988453, DW = 1.988235

ecmc (AIC et SBC) = yccan t-1 - 0,02257 - 0,68855\*ycuk t-1 - 0,58596\*ycusa t-1

**Table 6 : 1965:2 - 1998:2**

*Estimation des coefficients de long-terme (1965:2-1998:2)*  
CANADA-UK-USA

**Variable dépendante: ycuk**

Variables explicatives	Critères de sélection de Modèles	
	AIC	SBC
Constante	0.00186	-
yccan t	-0.16735	-
ycusa t	0.76981	-
AIC = -535.99534	SBC = -515.86896	

**Table 7 : 1965:2 - 1998:2**

*Modèles à correction d'erreurs (1965:2-1998:2)*  
CANADA-UK-USA

**Variable dépendante: ycuk**

Variables explicatives	Critères de sélection de Modèles	
	AIC	SBC
ecmuk	-0.107210139	-

AIC et SBC : R Bar\*\*2 = 0.0978, SSR = 0.0140271, SEE = 0.010767, DW = 2.038

ecmusa (SBC) = ycusa t-1 - 0,00186 + 0,16735\*yccan t-1 - 0,76981\*ycuk t-1

**Table 6 : 1965:2 - 1998:2**

Estimation des coefficients de long-terme (1965:2-1998:2)  
CANADA-UK-USA

**Variable dépendante : ycus**

Variables explicatives	Critères de sélection de Modèles	
	AIC	SBC
Constante	0.00750	-
yccant	0.18324	-
ycukt	0.07351	-
AIC = -603.13174		SBC = -583.00536

**Table 7 : 1965:2 - 1998:2**

Modèles à correction d'erreurs (1965:2-1998:2)  
CANADA-UK-USA

**Variable dépendante : ycus**

Variables explicatives	Critères de sélection de Modèles	
	AIC	SBC
d ycus t-1	0.205132024	-
ecmusa	-0.079331969	-

AIC et SBC : R Bar\*\*2 = 0.18283, SSR = 0.0086411, SEE = 0.0083817, DW = 1.9463

ecmusa (AIC et SBC) = ycus t-1 - 0,00750 - 0,18324\*yccan t-1 - 0,07351\*ycuk t-1

**Table 6 : 1965:2 -1998:2**

Estimation des coefficients de long-terme (1965:2-1998:2)  
FRANCE-GERMANY-ITALY

**Variable dépendante : ycfr**

Variables explicatives	Critères de sélection de Modèles	
	AIC	SBC
Constante	0.02481	-
ycgm t	0.56860	-
ycit t	0.40715	-
AIC = -498.12845		SBC = -478.00207

**Table 7 : 1965:2 - 1998:2**

Modèles à correction d'erreurs (1965:2-1998:2)  
FRANCE-GERMANY-ITALY

**Variable dépendante : ycfr**

Variables explicatives	Critères de sélection de Modèles	
	AIC	SBC
d ycfr t-1	-0.417061060	-
d ycgm t-1	0.185665317	-
d ycit	0.282054681	-
d ycit t-1	0.253947761	-
ecmf	-0.057574980	-

AIC et SBC : R Bar\*\*2 = 0.283, SSR = 0.0181601, SEE = 0.012251, DW = 1.959

ecmc (AIC et SBC) = yccan t-1 - 0,02481 - 0,56860\*ycuk t-1 - 0,40715\*ycusa t-1

**Table 6 : 1965:2 - 1998:2**

Estimation des coefficients de long-terme (1965:2-1998:2)

FRANCE-GERMANY-ITALY

**Variable dépendante est : ycgm**

Variables explicatives	Critères de sélection de Modèles	
	AIC	SBC
Constante	0.01469	-
ycfr t	0.40573	-
ycit t	-0.41950	-
AIC = -434.84905		SBC = -414.72267

**Table 7 : 1965:2 - 1998:2**

Modèles à correction d'erreurs (1965:2-1998:2)

FRANCE-GERMANY-ITALY

**Variable dépendante est : dycgm**

Variables explicatives	Critères de sélection de Modèles	
	AIC	SBC
ecmg	-0.053162157	-

AIC et SBC : R Bar\*\*2 = 0.0462, SSR = 0.03063, SSE = 0.01591, DW = 1.966

AIC ET SBC :  $ecmg = ycg\ t-1 - 0,0147 - 0,4057*ycfr\ t-1 + 0,41950*ycit\ t-1$ **Table 6 : 1965:2 - 1998:2**

Estimation des coefficients de long-terme (1965:2-1998:2)

FRANCE-GERMANY-ITALY

**Variable dépendante : ycit**

Variables explicatives	Critères de sélection de Modèles	
	AIC	SBC
Constante	0.01017	-
ycfrt	0.79367	-
ycgmt	-0.16301	-
AIC = -531.96789		SBC = -511.84151

**Table 7 : 1965:2 - 1998:2**

Modèles à correction d'erreurs (1965:2-1998:2)

FRANCE-GERMANY-ITALY

**Variable dépendante : ycit**

Variables explicatives	Critères de sélection de Modèles	
	AIC	SBC
d ycit t-1	0.205568186	-
d ycit t-2	0.185563428	-
d ycfr t	0.219462935	-
ecmi	-0.123330660	-

AIC et SBC : R Bar\*\*2 = 0.238, SSR = 0.013638, SSE = 0.010617, DW = 1.9616

ecmi (AIC et SBC) =  $ycit\ t-1 - 0,01017 - 0,79367*ycfr\ t-1 + 0,16301*ycgm\ t-1$



## ANNEXE 7 : TABLEAUX ET GRAPHIQUES RÉSULTANT DE L'APPLICATION DU FILTRE DE HODRICK-PRESCOTT

Figure 1 : Le logarithme du PIB des pays appartenant au G-7 et la tendance estimée à l'aide du filtre de Hodrick-Prescott entre 1960:1 et 1998:2

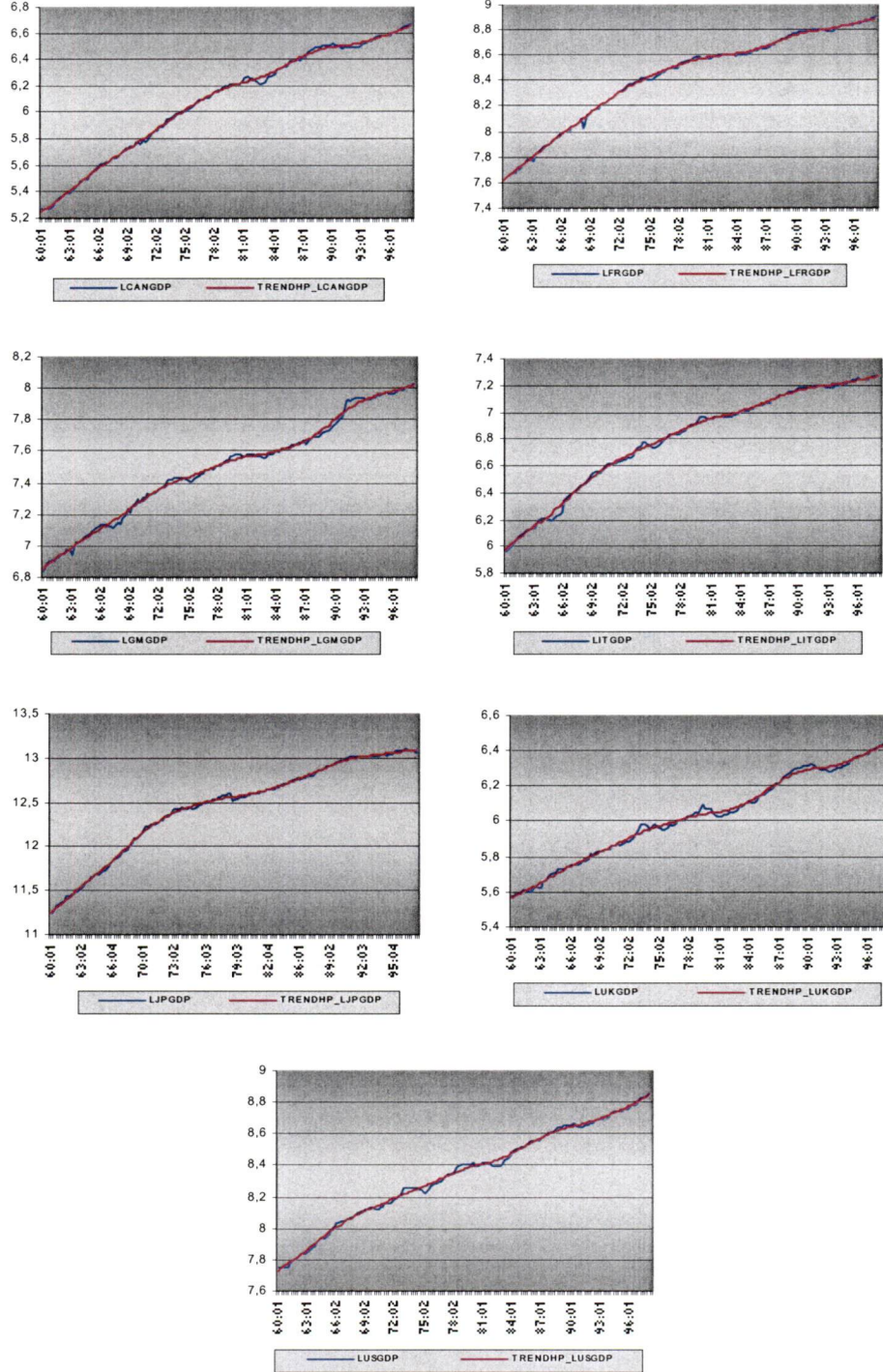


Figure 2 : La composante cyclique de chacun des pays du G-7 estimée à l'aide du filtre de Hodrick-Prescott entre 1960 :1 et 1998 :2

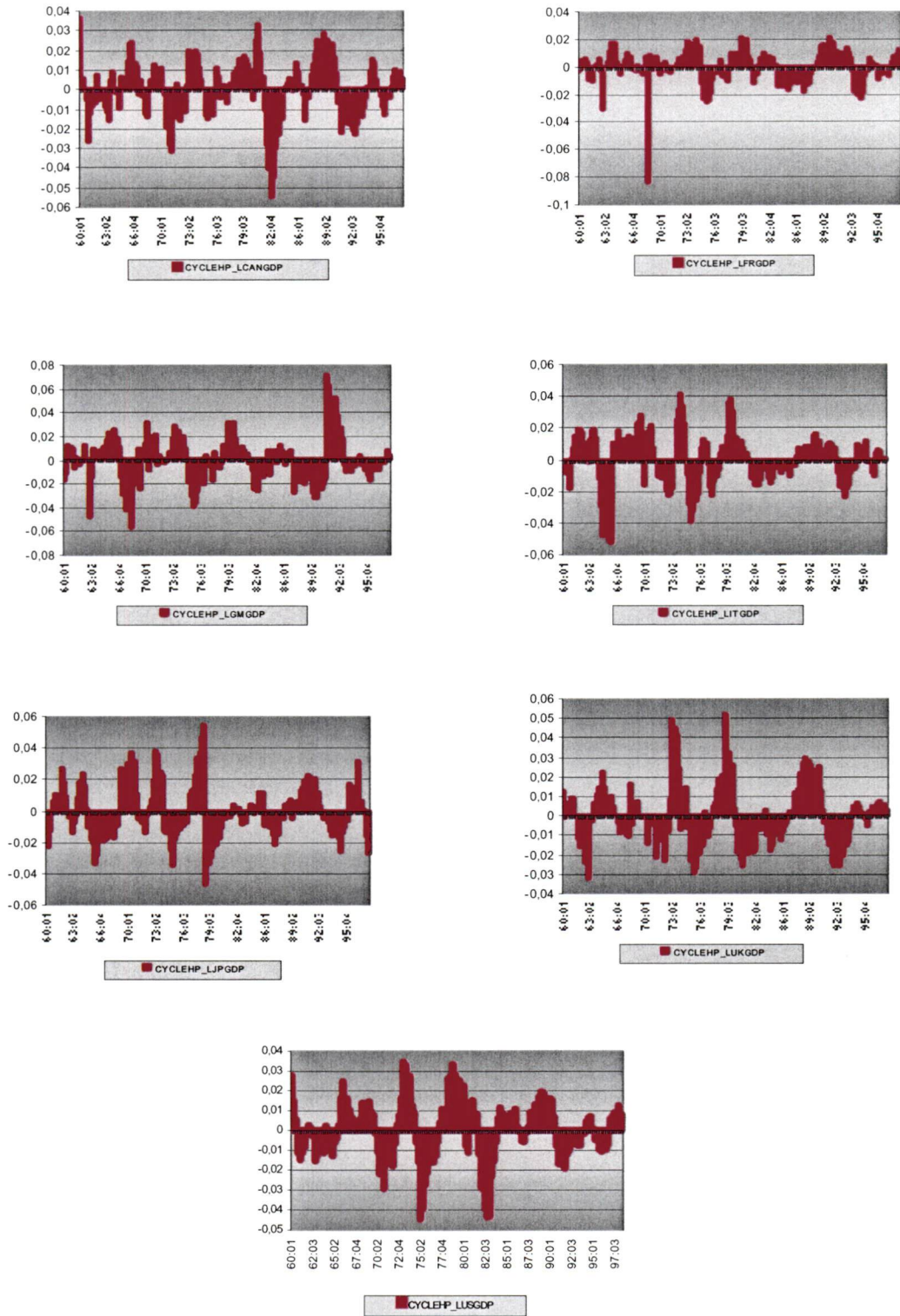


Table 1 : Corrélations entre les composantes cycliques des pays appartenant au G-7.  
 Triangle supérieur : 1960:1 à 1979:4, triangle inférieur : 1980:1 à 1998:2

Pays	France	Germany	Italy	Japan	Canada	UK	US
France	1,00	0,53	0,24	0,17	0,34	0,51	0,40
Germany	0,07	1,00	0,06	0,25	0,32	0,54	0,36
Italy	0,67	0,22	1,00	0,13	0,16	0,08	0,25
Japan	0,24	0,23	0,08	1,00	-0,03	0,20	0,18
Canada	0,13	-0,24	0,48	-0,15	1,00	0,48	0,71
UK	0,40	-0,44	0,40	-0,06	0,56	1,00	0,65
US	0,00	-0,16	0,33	-0,13	0,87	0,55	1,00

Figure 3 : Le cycle économique de l'ensemble des pays du G-7 entre 1960 :1 et 1998 :2.

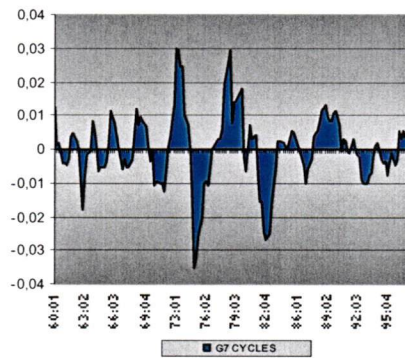


Figure 4 : Somme des variances individuelles et le degré de synchronisation des cycles économiques des pays appartenant au G-7.

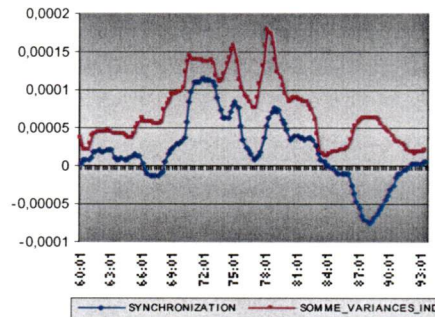


Figure 5 : Covariances entre les cycles économiques des pays de la zone Euro appartenant au G-7

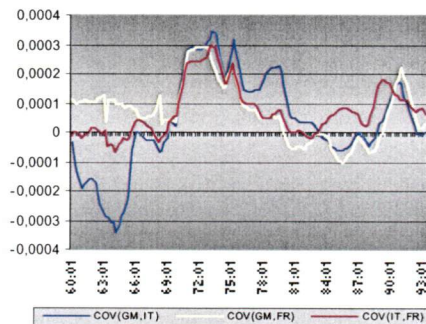




Figure 6 : Covariances entre les cycles économiques des pays de la zone Euro appartenant au G-7 et les États-Unis

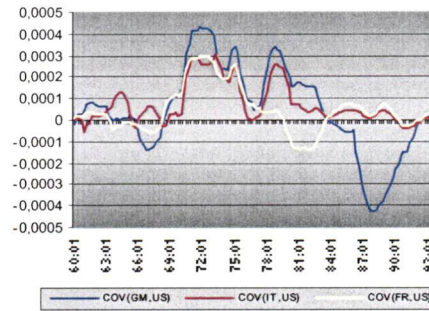


Figure 7 : Covariances entre les cycles économiques de la zone Anglo (Angleterre, Canada, États-Unis) et l'Allemagne.

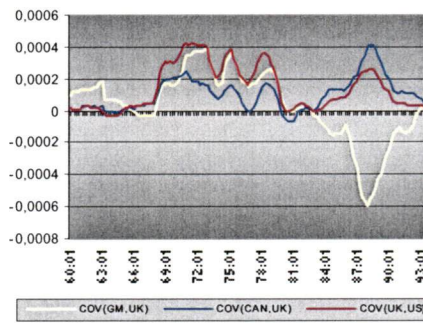


Figure 9 : Évolution des cycles des pays de la zone Anglo (Angleterre, Canada, États-Unis) et ceux de la zone Euro (Allemagne, France, Italie)

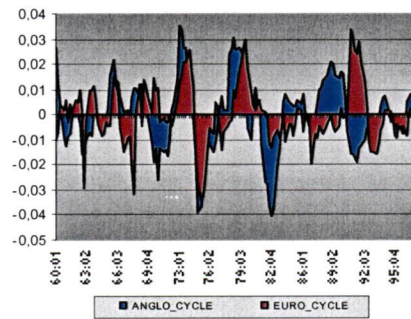
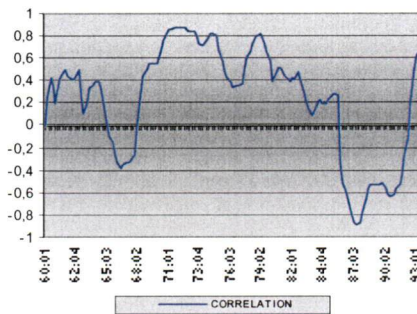


Figure 10 : Évolution des corrélations entre les cycles des pays de la zone Anglo (Angleterre, Canada, États-Unis) et ceux de la zone Euro (Allemagne, France, Italie) entre 1960 :1 et 1998 :2





**Table 2**

*F*-statistics pour tester l'existence d'une relation de long-terme entre les cycles économiques des pays du G7 entre 1960:1 et 1998:2

$p, q 1, \dots, q 6$	$F(\text{can}/\text{yci})$	$F(\text{fr}/\text{yci})$	$F(\text{gm}/\text{yci})$	$F(\text{it}/\text{yci})$
2, 2, ..., 2	6,35484	3,78216	3,64018	4,72695
3, 3, ..., 3	6,22506	3,7509	3,05511*	4,9561
4, 4, ..., 4	6,9263	4,86008	4,67653	4,07945
$p, q 1, \dots, q 6$	$F(\text{jp}/\text{yci})$	$F(\text{uk}/\text{yci})$	$F(\text{usa}/\text{yci})$	
2, 2, ..., 2	3,80498	4,61542	6,77783	
3, 3, ..., 3	4,28053	3,94943	4,40638	
4, 4, ..., 4	5,71352	3,98339	4,25594	

Note 1 : Cycles économiques de l'Allemagne (gm), de l'Angleterre (UK), du Canada (Can), des États-Unis (USA), de la France (fr), de l'Italie (it) et du Japon (jp)

Note 2 : L'intervalle des valeurs critiques donnée par Pesaran et Shin (niveau de 95%) est de (2.365, 3.553)

**Table 3**

Test de causalité de Granger pour les composantes cycliques des pays appartenant au G7 entre 1960:1 et 1998:2

2 lags	Canada	France	Italy	Germany	Japan	UK	USA
Canada	-	0,0229038	-	-	-	-	-
France	0,0353031	-	-	-	-	-	-
Italy	-	-	-	-	-	0,0053439	0,0452634
Germany	-	0,0019578	-	-	-	0,0082802	-
Japan	-	-	-	-	-	0,0080924	-
UK	0,0456718	-	-	-	-	-	-
USA	0,0000005	-	-	-	-	0,0131332	-
3 lags	Canada	France	Italy	Germany	Japan	UK	USA
Canada	-	0,0347217	-	-	-	-	-
France	0,0136394	-	-	-	-	-	-
Italy	-	-	-	-	-	0,018575	-
Germany	-	0,0081313	-	-	-	0,0087432	-
Japan	-	-	-	-	-	0,0087656	-
UK	0,0008571	-	-	-	-	-	0,0186197
USA	0,0000006	-	-	-	-	0,0180689	-
4 lags	Canada	France	Italy	Germany	Japan	UK	USA
Canada	-	-	-	-	-	-	-
France	0,0077861	-	-	-	-	-	-
Italy	-	-	-	-	-	-	-
Germany	-	0,0151457	-	-	-	0,0428763	-
Japan	-	-	-	-	-	0,0256847	-
UK	0,0002322	-	-	-	-	-	-
USA	0,0000044	-	-	-	-	0,0422815	-
5 lags	Canada	France	Italy	Germany	Japan	UK	USA
Canada	-	0,0016854	-	-	-	-	-
France	0,0015706	-	-	-	-	-	-
Italy	-	-	-	-	-	-	-
Germany	-	0,009283	-	-	-	-	-
Japan	0,0492537	-	-	-	-	0,0080604	-
UK	0,0000435	-	-	-	-	-	-
USA	0,0000018	-	-	-	-	0,0406655	-

Note : Cycles économiques de l'Allemagne (Germany), de l'Angleterre (UK), du Canada (Canada), des États-Unis (USA), de la France (France), de l'Italie (Italie), du Japon (Japon)

---

**Table 4**

---

*F*-statistics pour tester l'existence d'une relation de long-terme entre les cycles économiques de la zone Euro (gm, fr, it) entre 1960:1 et 1998:2

---

ZONE EURO

---

<b>p, q 1, q 2</b>	<b>F(fr/gm,it)</b>	<b>F(gm/fr,it)</b>	<b>F(it/fr,gm)</b>
2, 2, 2	6.75648	7.50221	11.95485
3, 3, 3	7.36510	5.27394	9.67676
4, 4, 4	6.24433	10.17059	8.52051

---

Note 1 : Cycles économiques de l'Allemagne (gm), de la France (fr) et de l'Italie (it)

Note 2 : L'intervalle des valeurs critiques donnée par Pesaran et Shin (niveau de 95%) est de (3.219, 4.378)

---

---

**Table 5**

---

*F*-statistics pour tester l'existence d'une relation de long-terme entre les cycles économiques de la zone Anglo (Can, UK, USA) entre 1960:1 et 1998:2

---

ZONE ANGLO

---

<b>p, q 1, q 2</b>	<b>F(can/uk,usa)</b>	<b>F(uk/can,usa)</b>	<b>F(usa/can,uk)</b>
2, 2, 2	10.01396	5.70716	12.12709
3, 3, 3	9.76001	7.23438	10.14447
4, 4, 4	7.67459	7.49788	8.23729

---

Note 1: Cycles économiques de l'Angleterre (uk), du Canada (can) et des États-Unis (usa)

Note 2 : L'intervalle des valeurs critiques donnée par Pesaran et Shin (niveau de 95%) est de (3.219, 4.378)

---

**ANNEXE 8 : TABLEAUX DE L'ANALYSE DE LONG ET DE COURT TERME  
DES COMPOSANTES CYCLIQUES SUITE À L'APPLICATION DU FILTRE  
DE HODRICK-PRESCOTT**

**Table 6 : 1960:1 - 1998:2**

*Estimation des coefficients de long-terme (1960:1-1998:2)*  
CANADA-UK-USA

**Variable dépendante : yccan**

Variables explicatives	Critères de sélection de Modèles	
	AIC	SBC
Constante	0,000017995	-
ycuk t	0,18168	-
ycusa t	0,51222	-
AIC = -722,09305		SBC = -700,92589

**Table 7 : 1960:1 - 1998:2**

*Modèles à correction d'erreurs (1960:1-1998:2)*  
CANADA-UK-USA

**Variable dépendante : yccan**

Variables explicatives	Critères de sélection de Modèles	
	AIC	SBC
d ycusa t	0,324129252	-
d ycusa t-1	0,278825012	-
ecmc	-0,330040868	-
R Bar**2 = 0.404774, SSR = 0.0065882066, SSE = 0.006811448, DW = 2.021050		
ecmc (AIC et SBC) = yccan t-1 - 0,0000179948 - 0,18168*ycuk t-1 - 0,51222*ycusa t-1		

**Table 6**

*Estimation des coefficients de long-terme (1960:1-1998:2)*  
CANADA-UK-USA

**Variable dépendante: ycuk**

Variables explicatives	Critères de sélection de Modèles	
	AIC	SBC
Constante	0,000094037	-
yccan t	-0,1082	-
ycusa t	0,66123	-
AIC = -648.71597		SBC = -627.54880

**Table 7**

*Modèles à correction d'erreurs (1960:1-1998:2)*  
CANADA-UK-USA

**Variable dépendante: ycuk**

Variables explicatives	Critères de sélection de Modèles	
	AIC	SBC
d ycusa t	0.244307920	-
ecmuk	-0.309447891	-
R Bar**2 = 0.164285, SSR = 0.0121021449, SSE = 0.009231813, DW = 2.028811		
ecmuk (SBC) = ycusa t-1 - 0,000094037 + 0,1082*yccan t-1 - 0,66123*ycuk t-1		



**Table 6 : 1960:1 - 1998:2**

Estimation des coefficients de long-terme (1960:1-1998:2)  
CANADA-UK-USA

**Variable dépendante : ycus**

Variables explicatives	Critères de sélection de Modèles	
	AIC	SBC
Constante	-0,000150927	-0,000228976
yccan t	-0,39233	-0,27187
ycuk t	0,55865	0,36542
AIC = -721.57144		SBC = -696.70406

**Table 7 : 1960:1 - 1998:2**

Modèles à correction d'erreurs (1960:1-1998:2)  
CANADA-UK-USA

**Variable dépendante : ycus**

Variables explicatives	Critères de sélection de Modèles	
	AIC	SBC
d ycus <sub>t-1</sub>	-	0.209028936
d ycuk <sub>t</sub>	0.128789625	-
d yccan <sub>t</sub>	0.310252634	-
d yccan <sub>t-1</sub>	0.220390316	-
d yccan <sub>t-2</sub>	0.208216297	0.174678599
ecm <sub>usa</sub>	-0.211191864	-0.252528607

AIC : R Bar\*\*2 = 0.335074, SSR = 0.0060471983, SSE = 0.0066196886, DW =

SBC : R Bar\*\*2 = 0.234981, SSR = 0.0074127548, SSE = 0.0071747797, DW =

ecm<sub>usa</sub> (AIC) = ycus<sub>t-1</sub> + 0,000150927 + 0,39233\*yccan<sub>t-1</sub> - 0,55865\*ycuk<sub>t-1</sub>

ecm<sub>usa</sub> (SBC) = ycus<sub>t-1</sub> + 0,000228976 + 0,27187\*yccan<sub>t-1</sub> - 0,36542\*ycuk<sub>t-1</sub>

**Table 6**

Estimation des coefficients de long-terme (1960:1-1998:2)  
FRANCE-GERMANY-ITALY

**Variable dépendante : ycf**

Variables explicatives	Critères de sélection de Modèles	
	AIC	SBC
Constante	0,0001033	-
ycgm t	0,07319	-
ycit t	0,06701	-
AIC = -624,70033		SBC = -603,53316

**Table 7 : 1960:1 - 1998:2**

Modèles à correction d'erreurs (1960:1-1998:2)  
FRANCE-GERMANY-ITALY

**Variable dépendante : ycf**

Variables explicatives	Critères de sélection de Modèles	
	AIC	SBC
d ycf <sub>t-1</sub>	-0,348181023	-
d ycg <sub>t-1</sub>	0,204886093	-
d yci <sub>t</sub>	0,15979445	-
d yci <sub>t-1</sub>	0,207117564	-
ecmf	-0,379866978	-

R Bar\*\*2 = 0.392501, SSR = 0.014002224, SSE = 0.0099301162, DW stat = 1.976588

ecmf = ycf<sub>t-1</sub> - 0,0001033 - 0,07319\*ycgm<sub>t-1</sub> - 0,06701\*ycit<sub>t-1</sub>



**Table 6 : 1960:1 - 1998:2**

Estimation des coefficients de long-terme (1960:1-1998:2)

FRANCE-GERMANY-ITALY

**Variable dépendante est : ycgm**

Variables explicatives	Critères de sélection de Modèles	
	AIC	SBC
Constante	0,0004652	-
ycfr t	0,29431	-
ycit t	-0.35674	-
AIC = -532.76563	SBC = -511.59847	

**Table 7 : 1960:1 - 1998:2**

Modèles à correction d'erreurs (1960:1-1998:2)

FRANCE-GERMANY-ITALY

**Variable dépendante est : dycgm**

Variables explicatives	Critères de sélection de Modèles	
	AIC	SBC
d ycf t-2	-0.208542901	-
ecmg	-0.285718997	-

R Bar\*\*2 = 0.168133, SSR = 0.0256693954, SSE = 0.013445088, DW = 1.9677  
 ecmg = ycg t-1 - 0,0004652 - 0,29431\*ycfr t-1 + 0,35674\*ycit t-1

**Table 6 : 1960:1 - 1998:2**

Estimation des coefficients de long-terme (1960:1-1998:2)

FRANCE-GERMANY-ITALY

**Variable dépendante : ycit**

Variables explicatives	Critères de sélection de Modèles	
	AIC	SBC
Constante	0,0001882	0,0001363
ycfrt	-0,0221	-0,05667
ycgmt	-0,0066	0,04907
AIC = -639.76373	SBC = SBC = -617.63232	

**Table 7 : 1960:1 - 1998:2**

Modèles à correction d'erreurs (1960:1-1998:2)

FRANCE-GERMANY-ITALY

**Variable dépendante : ycit**

Variables explicatives	Critères de sélection de Modèles	
	AIC	SBC
d yci t-1	0.221303678	0.228867665
d yci t-2	0.248601809	0.260307946
d ycf t	0.157394876	0.151388748
d ycg t-3	0.118187825	-
ecmi	-0.287615680	-0.287140848

AIC : R Bar\*\*2 = 0.240955, SSR = 0.0115985992, SSE = 0.0091677598, DW = 1.916769

SBC : R Bar\*\*2 = 0.223324, SSR = 0.0121954174, SSE = 0.0092673201, DW = 1.999038

ecmi (AIC) = ycit t-1 - 0,0001882 + 0,0221\*ycfr t-1 + 0,0066\*ycgm t-1

ecmi (SBC) = ycit t-1 - 0,0001363 + 0,05667\*ycfr t-1 - 0,04907\*ycgm t-1

## ANNEXE 9 : TABLEAUX ET GRAPHIQUES RÉSULTANT DE L'APPLICATION DU FILTRE DE BAXTER-KING, $BP_{12}(6,32)$

Figure 1 : Le logarithme du PIB des pays appartenant au G-7 et la tendance estimée à l'aide du filtre ( $BP_{12}(6,32)$ ) entre 1960 :1 et 1998 :2

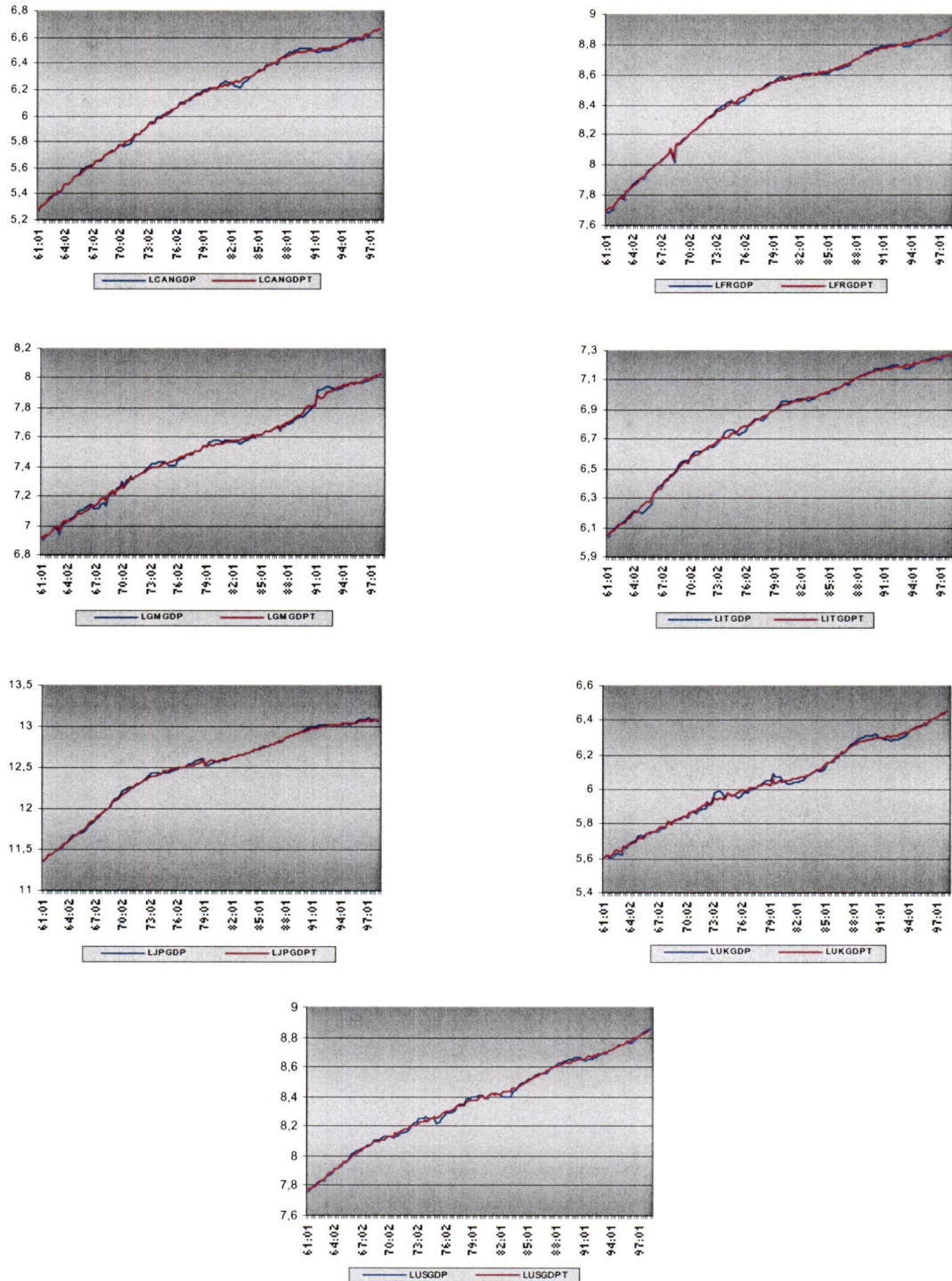


Figure 2 : La composante cyclique de chacun des pays du G-7 estimée à l'aide du filtre  $(BP_{12}(6,32))$  de Baxter-King entre 1960 :1 et 1998 :2

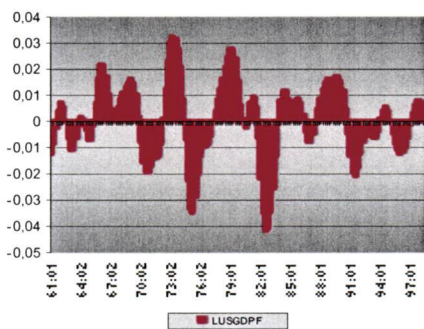
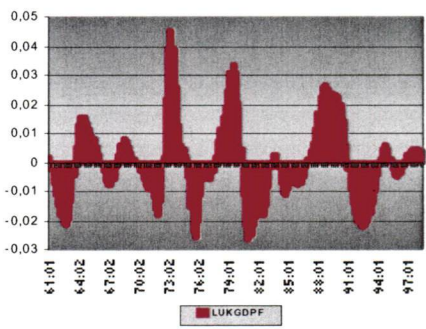
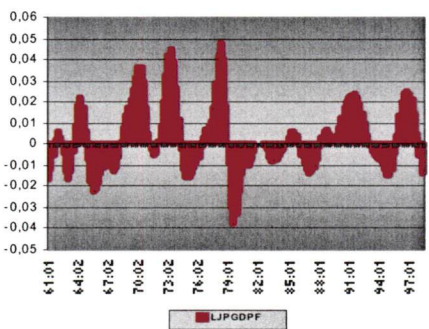
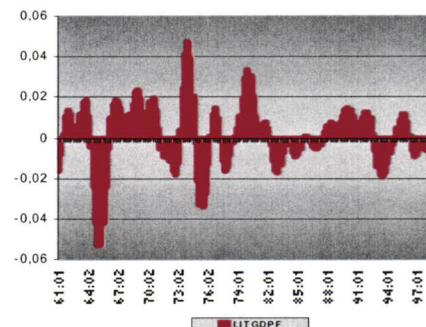
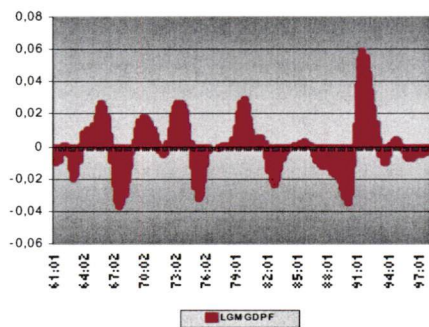
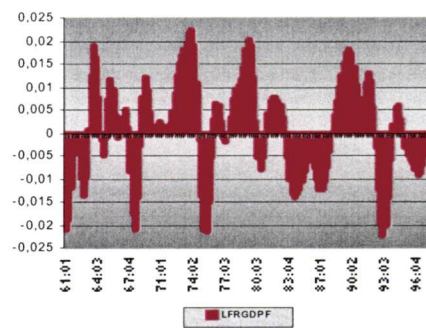
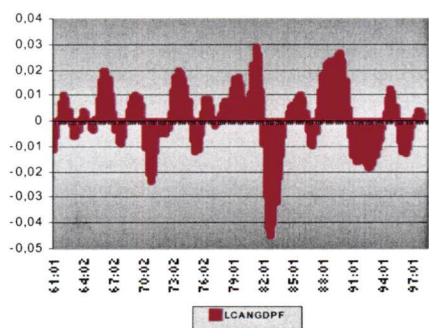




Table 1 : Corrélations entre les composantes cycliques des pays appartenant au G-7  
 Triangle supérieur : 1960:1 à 1979:4, triangle inférieur : 1980:1 à 1998:2

Pays	France	Germany	Italy	Japan	Canada	UK	US
France	1,00	0,73	0,34	0,33	0,57	0,64	0,59
Germany	0,10	1,00	0,09	0,31	0,53	0,64	0,52
Italy	0,67	0,29	1,00	0,13	0,32	0,13	0,34
Japan	0,20	0,28	0,09	1,00	0,05	0,29	0,26
Canada	0,09	-0,21	0,45	-0,13	1,00	0,54	0,78
UK	0,35	-0,47	0,30	-0,01	0,50	1,00	0,72
US	-0,08	-0,21	0,27	-0,11	0,89	0,53	1,00

Figure 3 : Le cycle économique de l'ensemble des pays du G-7 entre 1960 :1 et 1998 :2.

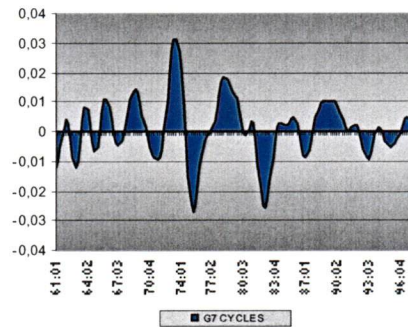


Figure 4 : Somme des variances individuelles et le degré de synchronisation des cycles économiques des pays appartenant au G-7.

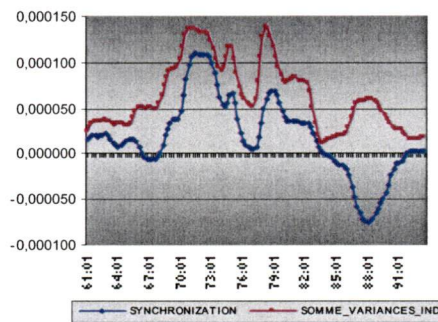


Figure 5 : Covariances entre les cycles économiques des pays de la zone Euro appartenant au G-7

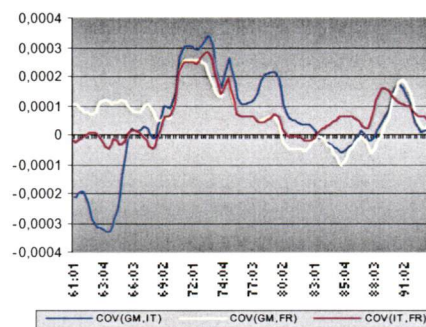




Figure 6 : Covariances entre les cycles économiques des pays de la zone Euro appartenant au G-7 et les États-Unis

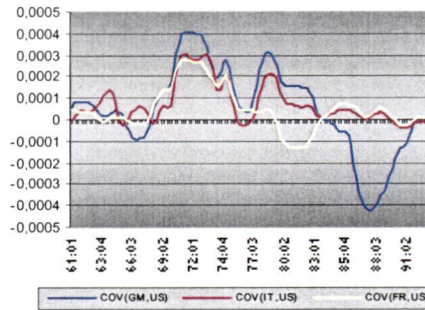


Figure 7 : Covariances entre les cycles économiques de la zone Anglo (Angleterre, Canada, États-Unis) et l'Allemagne.

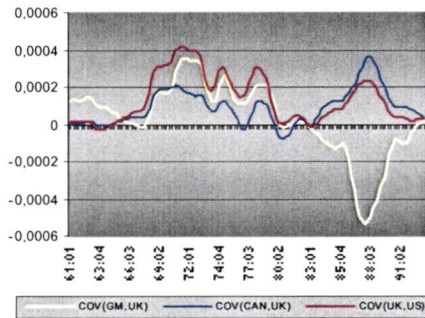


Figure 9 : Évolution des cycles des pays de la zone Anglo (Angleterre, Canada, États-Unis) et ceux de la zone Euro (Allemagne, France, Italie)

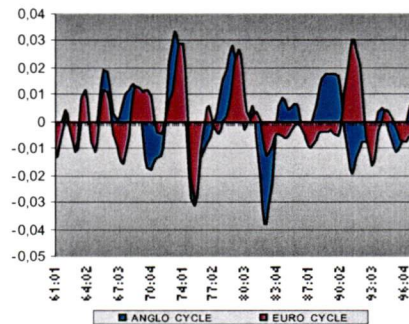
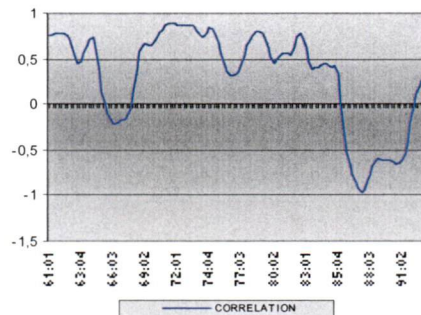


Figure 10 : Évolution des corrélations entre les cycles des pays de la zone Anglo (Angleterre, Canada, États-Unis) et ceux de la zone Euro (Allemagne, France, Italie) entre 1960 :1 et 1998 :2



**Table 2**

*F*-statistics pour tester l'existence d'une relation de long-terme entre les cycles économiques des pays du G7 entre 1961:1 et 1998:2

$p, q 1, \dots, q 6$	$F(\text{can}/\text{yci})$	$F(\text{fr}/\text{yci})$	$F(\text{gm}/\text{yci})$	$F(\text{it}/\text{yci})$
2, 2, ..., 2	10.74898	5.86322	3.47752*	8.31849
3, 3, ..., 3	10.98205	5.81649	10.15293	6.98745
4, 4, ..., 4	3.23061*	3.57994	5.77775	5.04737
$p, q 1, \dots, q 6$	$F(\text{jp}/\text{yci})$	$F(\text{uk}/\text{yci})$	$F(\text{usa}/\text{yci})$	
2, 2, ..., 2	5.70959	2.93557*	6.10381	
3, 3, ..., 3	7.12072	10.70012	11.94070	
4, 4, ..., 4	3.71893	4.59152	4.76219	

Note 1 : Cycles économiques de l'Allemagne (gm), de l'Angleterre (UK), du Canada (Can), des États-Unis (USA), de la France (fr), de l'Italie (it) et du Japon (jp)

Note 2 : L'intervalle des valeurs critiques donnée par Pesaran et Shin (niveau de 95%) est de (2.365, 3.553)

**Table 3**

Test de causalité de Granger pour les composantes cycliques des pays appartenant au G7 entre 1961:1 et 1998:2

2 lags	Canada	France	Italy	Germany	Japan	UK	USA
Canada	-	-	0,00268	0,00524	-	-	0,00008
France	0,02581	-	0,02299	-	-	-	0,01277
Italy	0,00356	-	-	0,03263	-	0,01575	-
Germany	-	-	0,02104	-	0,00674	0,01723	0,01223
Japan	-	-	-	-	-	0,02648	-
UK	0,00000	0,04364	-	0,00856	-	-	0,00000
USA	0,00001	-	0,00097	0,00554	-	0,00004	-
3 lags	Canada	France	Italy	Germany	Japan	UK	USA
Canada	-	0,00004	0,00000	0,00824	0,00362	-	0,00011
France	0,00006	-	0,03640	0,02778	-	-	0,03739
Italy	0,02456	-	-	-	0,01544	-	0,00006
Germany	-	0,03683	-	-	0,00196	0,02034	0,00210
Japan	-	0,02577	-	-	-	0,03141	-
UK	0,00006	0,00045	-	-	0,02023	-	-
USA	0,00000	-	0,00000	0,00003	0,00244	0,00002	-
4 lags	Canada	France	Italy	Germany	Japan	UK	USA
Canada	-	0,00031	0,00000	-	-	0,00471	0,00002
France	0,00000	-	-	0,00750	-	-	0,00369
Italy	0,00002	0,00268	-	-	0,03827	-	0,00328
Germany	0,00016	0,00504	-	-	0,02787	-	-
Japan	0,00000	-	-	-	-	-	0,00000
UK	0,00000	0,02519	0,01828	0,00932	0,04134	-	0,00002
USA	0,00000	-	0,00001	0,02697	-	0,00001	-
5 lags	Canada	France	Italy	Germany	Japan	UK	USA
Canada	-	0,00714	0,00000	-	-	-	0,00459
France	0,00000	-	-	0,04768	-	-	-
Italy	0,01319	0,00230	-	-	-	-	0,00380
Germany	0,00190	0,02068	-	-	0,01538	-	-
Japan	0,00057	-	-	-	-	-	0,00003
UK	0,00000	-	0,00078	-	-	-	0,00305
USA	0,00000	-	0,00000	0,00366	-	0,00172	-

Note : Cycles économiques de l'Allemagne (Germany), de l'Angleterre (UK), du Canada (Canada), des États-Unis (USA), de la France (France), de l'Italie (Italy) et du Japon (Japan)

**Table 4**

*F*-statistics pour tester l'existence d'une relation de long-terme entre les cycles économiques de la zone Euro (gm, fr, it) entre 1961:1 et 1998:2

ZONE EURO

<b>p, q 1, q 2</b>	<b>F(fr/gm,it)</b>	<b>F(gm/fr,it)</b>	<b>F(it/fr,gm)</b>
2, 2, 2	4.17962*	5.10865	2.20874
3, 3, 3	14.08779	23.55613	24.44084
4, 4, 4	8.93105	10.36627	3.54476*

Note 1: Cycles économiques de l'Allemagne (gm), de la France (fr) et de l'Italie (it)

Note 2 : L'intervalle des valeurs critiques donnée par Pesaran et Shin (niveau de 95%) est de (3.219, 4.378)

**Table 5**

*F*-statistics pour tester l'existence d'une relation de long-terme entre les cycles économiques de la zone Anglo (Can, UK, USA) entre 1961:1 et 1998:2

ZONE ANGLO

<b>p, q 1, q 2</b>	<b>F(can/uk,usa)</b>	<b>F(uk/can,usa)</b>	<b>F(usa/can,uk)</b>
2, 2, 2	6.17229	3.93376*	5.62153
3, 3, 3	18.18769	29.20794	25.23016
4, 4, 4	8.45865	10.71879	6.09188

Note 1: Cycles économiques de l'Allemagne (gm), de la France (fr) et de l'Italie (it)

Note 2 : L'intervalle des valeurs critiques donnée par Pesaran et Shin (niveau de 95%) est de (3.219, 4.378)



**ANNEXE 10 : TABLEAUX DE L'ANALYSE DE LONG ET DE COURT TERME  
DES COMPOSANTES CYCLIQUES DANS LE LOGICIEL RATS  
SUITE À L'APPLICATION DU FILTRE DE BAXTER ET KING, BP<sub>12</sub>(6,32)**

**Table 6 : 1961:1 - 1998:2**

Estimation des coefficients de long-terme (1961:1-1998:2)  
CANADA-UK-USA

**Variable dépendante : yccan**

Variables explicatives	Critères de sélection de Modèles	
	AIC	SBC
Constante	0,000925450	-
ycuk t	0,41459	-
ycusa t	0,000926363	-
AIC = -1440.77564		SBC = -1401.98875

**Table 7 : 1961:1 - 1998:2**

Modèles à correction d'erreurs (1961:1-1998:2)  
CANADA-UK-USA

**Variable dépendante : yccan**

Variables explicatives	Critères de sélection de Modèles	
	AIC	SBC
DCC1	2.406811305	-
DCC2	-2.630801641	-
DCC3	1.462239466	-
DCC4	-0.305337858	-
DCUSA	0.398266566	-
DCUSA1	-0.694538408	-
ECMC	-0.019748839	-

R Bar\*\*2 = 0.993383 , SSR =0.0000271538 , SEE = 0.000457029, DW = 1.966882

ecmc (AIC et SBC) = yccan t-1 - 0,00092545 - 0,41459\*ycuk t-1 - 0,00092636\*ycusa t-1

**Table 6 : 1961:1 - 1998:2**

Estimation des coefficients de long-terme (1961:1-1998:2)  
CANADA-UK-USA

**Variable dépendante: ycuk**

Variables explicatives	Critères de sélection de Modèles	
	AIC	SBC
Constante	-0,000567600	-
yccan t	0.43611	-
ycusa t	0.11947	-
AIC = -1432.67182		SBC = -1393.88494

**Table 7 : 1961:1 -1998:2**

Modèles à correction d'erreurs (1961:1-1998:2)  
CANADA-UK-USA

**Variable dépendante: ycuk**

Variables explicatives	Critères de sélection de Modèles	
	AIC	SBC
DCUK1	2.353918492	-
DCUK2	-2.493808998	-
DCUK3	1.341729543	-
DCUK4	-0.234541355	-
ECMUK	-0.043741684	-

R Bar\*\*2 = 0.988863, SSR =0.0000401163, SEE = 0.0005555062, DW =2.021828

ecmuk (AIC,SBC) = ycuk t-1 + 0,000567600 - 0,43611\*yccan t-1 - 0,11947\*ycusa t-1

**Table 6 : 1961:1 - 1998:2**

Estimation des coefficients de long-terme (1961:1-1998:2)  
CANADA-UK-USA

**Variable dépendante : ycus**

Variables explicatives	Critères de sélection de Modèles	
	AIC	SBC
Constante	0,000504688	-
yccant	0.35781	-
ycukt	-0.07242	-
AIC = -1466.27994		SBC = -1427.49305

**Table 7 : 1961:1 - 1998:4**

Modèles à correction d'erreurs (1961:1-1979:4)  
CANADA-UK-USA

**Variable dépendante : ycus**

Variables explicatives	Critères de sélection de Modèles	
	AIC	SBC
DCUSA1	2.508851851	-
DCUSA2	-2.878648986	-
DCUSA3	1.673981627	-
DCUSA4	-0.358389780	-
DCUK	0.121238981	-
DCC	0.399745918	-
DCC1	-0.994648236	-
DCC2	1.173938838	-
DCC3	-0.708060318	-
DCC4	0.157581600	-
ECMUSA	-0.025097600	-

AIC et SBC : R Bar\*\*2 = 0.99439, SSR = 0.0000221, SEE = 0.000412, DW = 2.15425

ecmusa (AIC et SBC) = ycosa t-1 - 0,000504688 - 0,35781\*yccan t-1 + 0,07242\*ycuk t-1

**Table 6 : 1961:1 - 1998:2**

Estimation des coefficients de long-terme (1961:1-1998:2)  
FRANCE-GERMANY-ITALY

**Variable dépendante : ycfr**

Variables explicatives	Critères de sélection de Modèles	
	AIC	SBC
Constante	0,000966987	-
ycgm t	-0,06328	-
ycit t	0,000299147	-
AIC = -1364.92762		SBC = -1326.14073

**Table 7 : 1961:1 - 1998:2**

Modèles à correction d'erreurs (1961:1-1998:2)  
FRANCE-GERMANY-ITALY

**Variable dépendante : ycfr**

Variables explicatives	Critères de sélection de Modèles	
	AIC	SBC
DCF1	2.089469279	-
DCF2	-2.004234027	-
DCF3	0.881928809	-
DCG1	0.432285453	-
DCG2	-0.738904949	-
DCG3	0.622852783	-
DCG4	-0.214331545	-
ECMF	-0.035587635	-

AIC : R Bar\*\*2 = 0.97835, SSR = 0.00006052, SEE = 0.0006823, DW = 1.95475

ecmc (AIC et SBC) = yccan t-1 - 0,000966987 + 0,06328\*ycuk t-1 - 0,000299147\*ycusa t-1

**Table 6 : 1961:1 - 1998:2**

Estimation des coefficients de long-terme (1961:1-1998:2)

FRANCE-GERMANY-ITALY

**Variable dépendante est : ycgm**

Variables explicatives	Critères de sélection de Modèles	
	AIC	SBC
Constante	0,0001506	
ycfr t	0.39222	
ycit t	-0.05263	
AIC = -1317.62757		SBC = -1278.84068

**Table 7 : 1961:1 - 1998:2**

Modèles à correction d'erreurs (1961:1-1998:2)

FRANCE-GERMANY-ITALY

**Variable dépendante est : dycgm**

Variables explicatives	Critères de sélection de Modèles	
	AIC	SBC
DCG1	2.379752971	
DCG2	-2.516064513	
DCG3	1.367863731	
DCG4	-0.263841199	
ECMG	-0.043036355	

R Bar\*\*2 = 0.983915, SSR = 0.0000899179, SEE = 0.000831671, DW = 2.0049

ecmg = ycg t-1 - 0,0001506- 0,39222\*ycfr t-1 + 0,05263\*ycit t-1

**Table 6 : 1961:1 - 1998:2**

Estimation des coefficients de long-terme (1961:1-1998:2)

FRANCE-GERMANY-ITALY

**Variable dépendante est : ycit**

Variables explicatives	Critères de sélection de Modèles	
	AIC	SBC
Constante	0,0009719	-
ycfrt	-0,07889	-
ycgmt	0,08533	-
AIC = -1343.59019		SBC = -1304.80330

**Table 7 : 1961:1 - 1998:2**

Modèles à correction d'erreurs (1961:1-1998:2)

FRANCE-GERMANY-ITALY

**Variable dépendante est : ycmi**

Variables explicatives	Critères de sélection de Modèles	
	AIC	SBC
DCI1	2.752208502	-
DCI2	-3.431195096	-
DCI3	2.196910299	-
DCI4	-0.607107323	-
ECMI	-0.019713206	-

AIC et SBC : R Bar\*\*2 = 0.992699, SSR = 0.00004949, SEE = 0.000617, DW = 1.8362

ecmi (AIC et SBC) = ycit t-1 - 0,0009719 + 0,07889\*ycfr t-1 - 0,08533\*ycgm t-1



## ANNEXE 11 : TABLEAUX ET GRAPHIQUES RÉSULTANT DE L'APPLICATION DU FILTRE DE BAXTER-KING, BP<sub>12</sub>(2,32)

Figure 1 : Le logarithme du PIB des pays appartenant au G-7 et la tendance estimée à l'aide du filtre (BP<sub>12</sub>(2,32) ou HP<sub>12</sub>(32)) entre 1960 :1 et 1998 :2

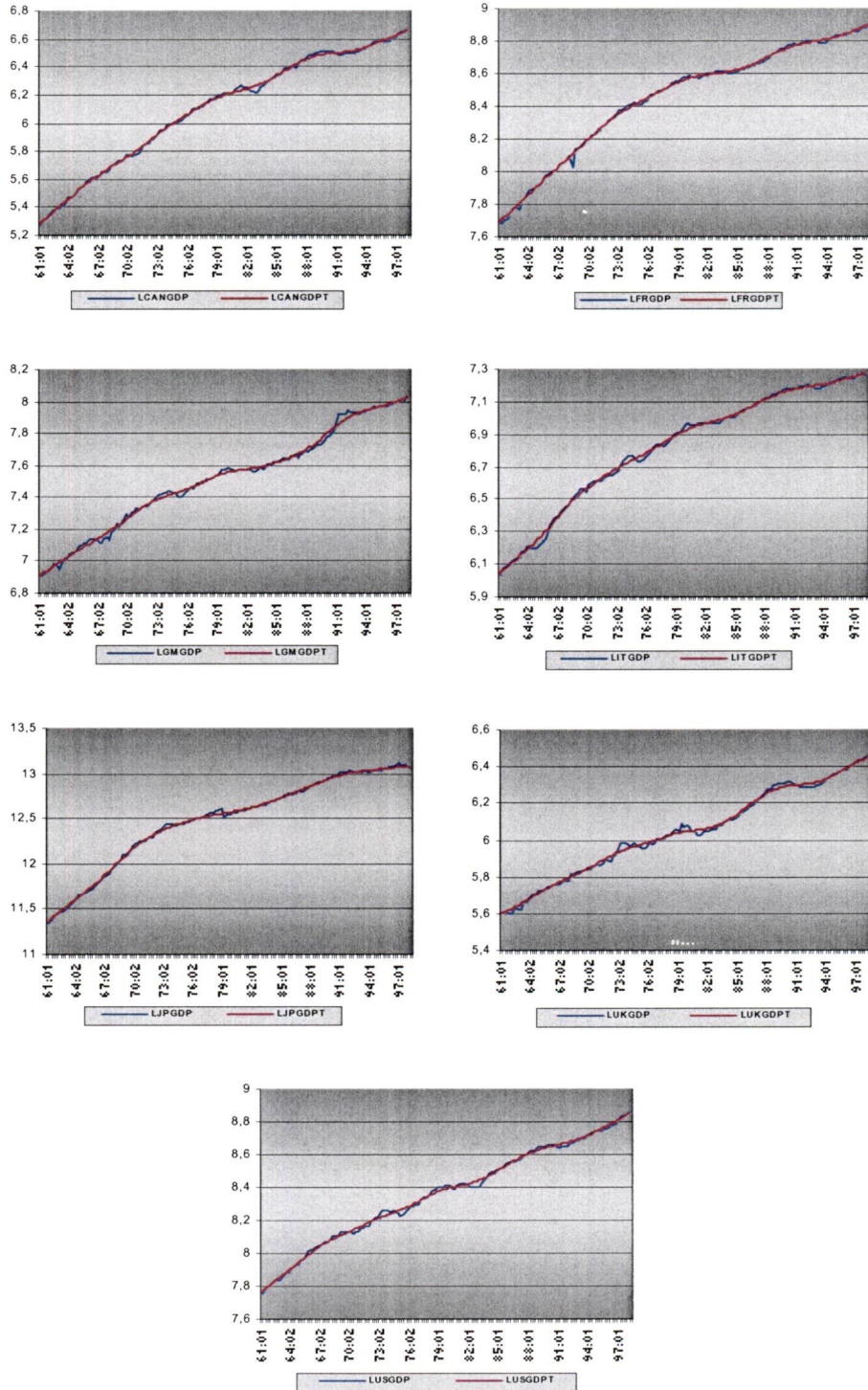


Figure 2 : La composante cyclique de chacun des pays du G-7 estimée à l'aide du filtre  $(BP_{12}(2,32)$  ou  $HP_{12}(32))$  de Baxter-King entre 1960 :1 et 1998 :2

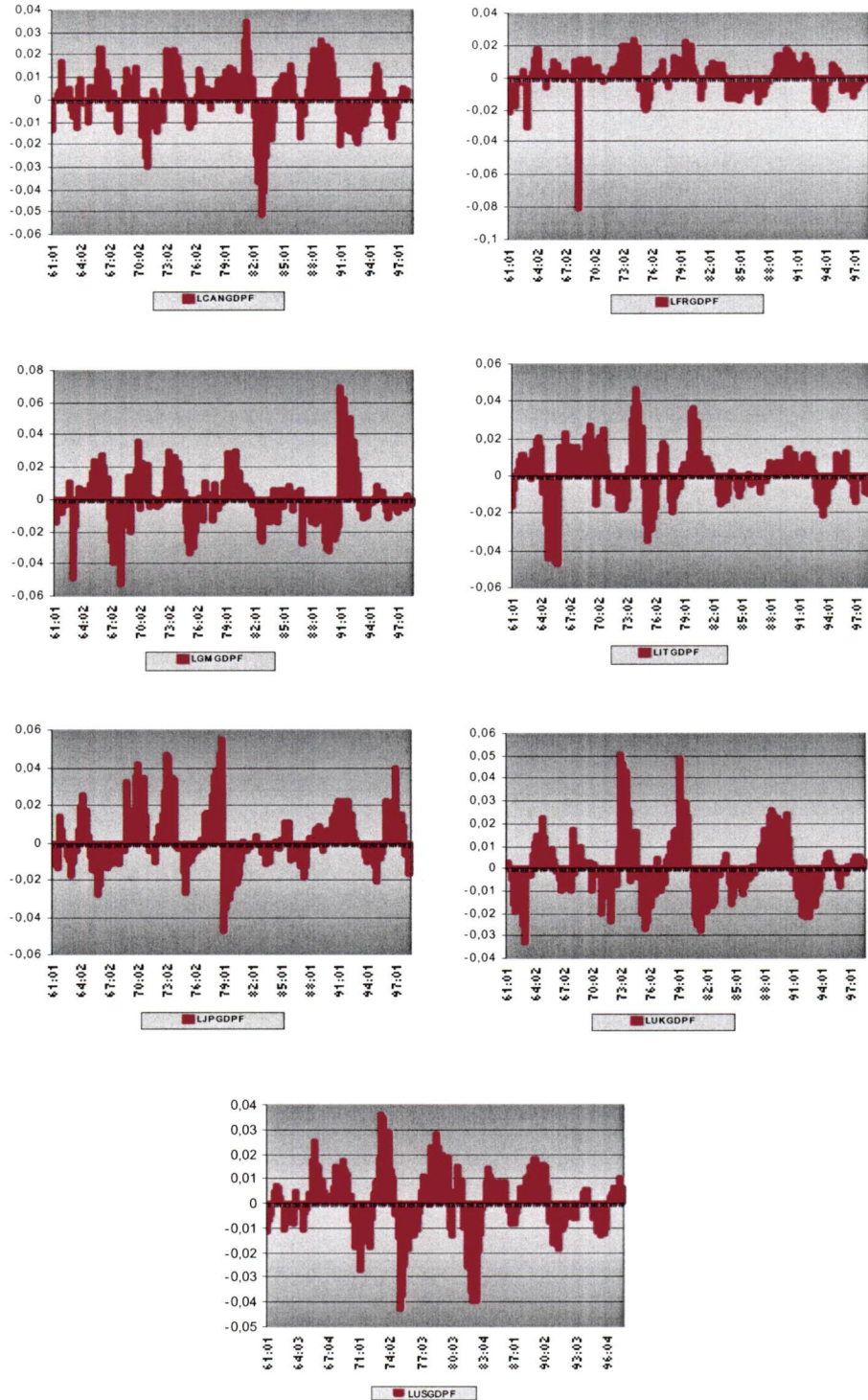


Table 1 : Corrélations entre les composantes cycliques des pays appartenant au G-7  
 Triangle supérieur : 1960:1 à 1979:4, triangle inférieur : 1980:1 à 1998:2

Pays	France	Germany	Italy	Japan	Canada	UK	US
France	1,00	0,50	0,30	0,24	0,36	0,51	0,41
Germany	0,12	1,00	0,10	0,28	0,45	0,55	0,43
Italy	0,63	0,30	1,00	0,12	0,26	0,10	0,30
Japan	0,15	0,23	0,05	1,00	0,10	0,27	0,28
Canada	0,06	-0,19	0,41	-0,10	1,00	0,43	0,67
UK	0,33	-0,39	0,28	-0,03	0,42	1,00	0,61
US	-0,08	-0,17	0,25	-0,08	0,86	0,48	1,00

Figure 3 : Le cycle économique de l'ensemble des pays du G-7 entre 1960 :1 et 1998 :2.

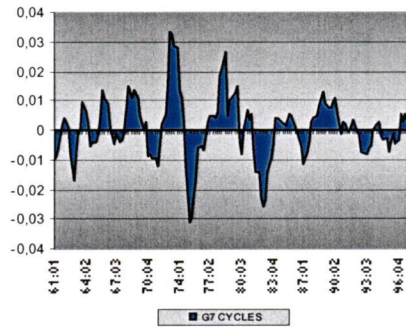


Figure 4 : Somme des variances individuelles et le degré de synchronisation des cycles économiques des pays appartenant au G-7.

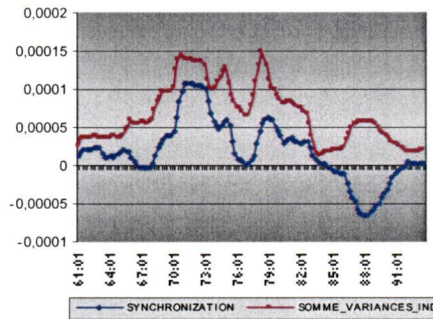


Figure 5 : Covariances entre les cycles économiques des pays de la zone Euro appartenant au G-7

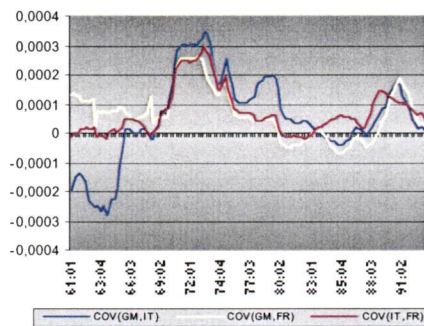




Figure 6 : Covariances entre les cycles économiques des pays de la zone Euro appartenant au G-7 et les États-Unis

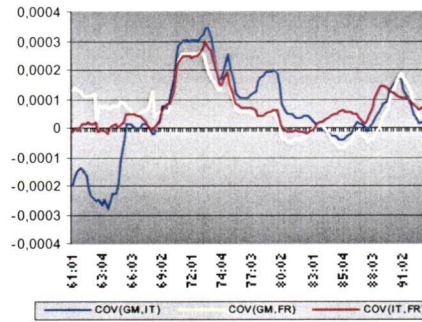


Figure 7 : Covariances entre les cycles économiques de la zone Anglo (Angleterre, Canada, États-Unis) et l'Allemagne

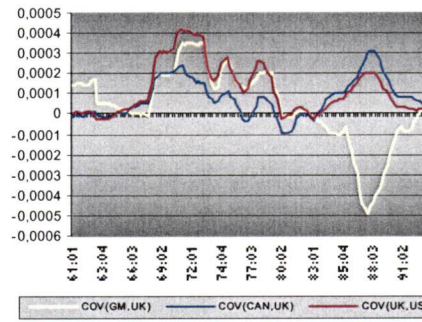


Figure 9 : Évolution des cycles des pays de la zone Anglo (Angleterre, Canada, États-Unis) et ceux de la zone Euro (Allemagne, France, Italie)

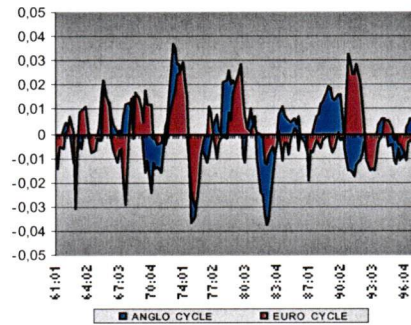
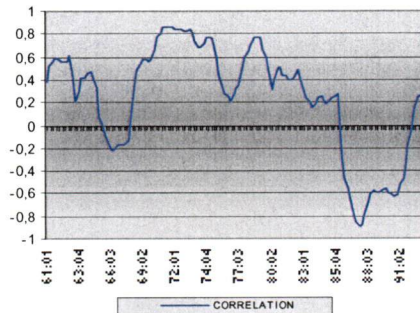


Figure 10 : Évolution des cycles des pays de la zone Anglo (Angleterre, Canada, États-Unis) et ceux de la zone Euro (Allemagne, France, Italie) entre 1960 :1 et 1998 :2



**Table 2**

*F*-statistics pour tester l'existence d'une relation de long-terme entre les cycles économiques des pays du G7 entre 1961:1 et 1998:2

<i>p</i> , <i>q</i> 1, ..., <i>q</i> 6	<i>F</i> (can/yci)	<i>F</i> (fr/yci)	<i>F</i> (gm/yci)	<i>F</i> (it/yci)
2, 2, ..., 2	5.81707	3.77626	3.44494*	5.00798
3, 3, ..., 3	5.05327	4.01571	2.89686*	4.48066
4, 4, ..., 4	5.30650	5.23413	4.76232	4.05210
<i>p</i> , <i>q</i> 1, ..., <i>q</i> 6	<i>F</i> (jp/yci)	<i>F</i> (uk/yci)	<i>F</i> (usa/yci)	
2, 2, ..., 2	3.68180	4.57534	6.57003	
3, 3, ..., 3	4.37728	4.20685	4.34689	
4, 4, ..., 4	5.20105	3.77052	4.42736	

Note 1 : Cycles économiques de l'Allemagne (gm), de l'Angleterre (UK), du Canada (Can), des États-Unis (USA), de la France (fr), de l'Italie (it) et du Japon (jp)

Note 2 : L'intervalle des valeurs critiques donnée par Pesaran et Shin (niveau de 95%) est de (2.365, 3.553)

**Table 3**

Test de causalité de Granger pour les composantes cycliques des pays appartenant au G7 entre 1961:1 et 1998:2

2 lags	Canada	France	Italy	Germany	Japan	UK	USA
Canada	-	-	-	-	-	-	-
France	-	-	-	-	-	-	-
Italy	-	0.0309975	-	-	-	0.0132489	0.0473650
Germany	-	0.0051303	-	-	-	0.0062107	-
Japan	0.0477917	-	-	-	-	0.0038559	-
UK	-	-	-	-	-	-	-
USA	0.0000012	-	-	-	-	0.0088464	-
3 lags	Canada	France	Italy	Germany	Japan	UK	USA
Canada	-	-	-	-	-	-	-
France	-	-	-	-	-	-	-
Italy	-	0.0422477	-	-	-	0.0388468	-
Germany	-	0.0173972	-	-	-	0.0061544	-
Japan	-	-	-	-	-	0.0071483	-
UK	0.0066632	-	-	-	-	-	0.0310102
USA	0.0000017	-	-	-	-	0.0211000	-
4 lags	Canada	France	Italy	Germany	Japan	UK	USA
Canada	-	-	-	-	-	-	-
France	0.0382856	-	-	-	-	-	-
Italy	-	-	-	-	-	-	-
Germany	-	0.0174210	-	-	-	0.0332378	-
Japan	-	-	-	-	-	0.0107365	-
UK	0.0025991	-	-	-	-	-	-
USA	0.0000079	-	-	-	-	-	-
5 lags	Canada	France	Italy	Germany	Japan	UK	USA
Canada	-	0.0016703	-	-	-	-	-
France	0.0280724	-	-	-	-	-	-
Italy	-	-	-	-	-	-	-
Germany	-	0.0070204	-	-	-	-	-
Japan	0.0323886	-	-	-	-	0.0132044	-
UK	0.0010192	-	-	-	-	-	-
USA	0.0000043	-	-	-	-	-	-

Note : Cycles économiques de l'Allemagne (Germany), de l'Angleterre (UK), du Canada (Canada), des États-Unis (USA), de la France (France), de l'Italie (Italy) et du Japon (Japan)

**Table 4 : 1961:1 - 1998:2**

*F-statistics pour tester l'existence d'une relation de long-terme entre les cycles économiques de la zone Euro (gm, fr, it) entre 1961:1 et 1998:2*

*ZONE EURO*

<i>p, q 1, q 2</i>	<i>F(fr/gm,it)</i>	<i>F(gm/fr,it)</i>	<i>F(it/fr,gm)</i>
2, 2, 2	7.73462	8.37080	13.09681
3, 3, 3	9.01289	5.92562	10.05252
4, 4, 4	7.16674	11.05889	9.15114

*Note 1: Cycles économiques de l'Angleterre (uk), du Canada (can) et des États-Unis (usa)*

*Note 2: L'intervalle des valeurs critiques donnée par Pesaran et Shin (niveau de 95%) est de (3.219, 4.378)*

**Table 5 : 1961:1 - 1998:2**

*F-statistics pour tester l'existence d'une relation de long-terme entre les cycles économiques de la zone Anglo (Can, UK, USA) entre 1961:1 et 1998:2*

*ZONE ANGLO*

<i>p, q 1, q 2</i>	<i>F(can/uk,usa)</i>	<i>F(uk/can,usa)</i>	<i>F(usa/can,uk)</i>
2, 2, 2	10.11502	6.07887	11.53342
3, 3, 3	9.85345	7.62214	11.01921
4, 4, 4	8.81457	7.31330	9.14931

*Note 1: Cycles économiques de l'Angleterre (uk), du Canada (can) et des États-Unis (usa)*

*Note 2: L'intervalle des valeurs critiques donnée par Pesaran et Shin (niveau de 95%) est de (3.219, 4.378)*



**ANNEXE 12 : TABLE 6 ET 7, ANALYSE DE LONG ET DE COURT TERME  
DES COMPOSANTES CYCLIQUES SUITE À L'APPLICATION DU FILTRE  
DE BAXTER-KING, BP<sub>12</sub>(2,32)**

**Table 6 : 1961:1 - 1998:2**

Estimation des coefficients de long-terme (1961:1-1998:2)  
CANADA-UK-USA

**Variable dépendante : yccan**

Variables explicatives	Critères de sélection de Modèles	
	AIC	SBC
Constante	0,000738231	-
ycukt	0,11326	-
ycusat	0,51828	-
AIC = -710.63303		SBC = -689.65255

**Table 7 : 1961:1 - 1998:2**

Modèles à correction d'erreurs (1961:1-1998:2)  
CANADA-UK-USA

**Variable dépendante : yccan**

Variables explicatives	Critères de sélection de Modèles	
	AIC	SBC
d ycusa t	0.315000286	-
d ycusa t-1	0.248511806	-
ecmc	-0.346926900	-

R Bar\*\*2 = 0.393657, SSR = 0.0063211117, SEE = 0.006767951, DW = 2.043318

ecmc (AIC et SBC) = yccan t-1 - 0,000738231 - 0,11326\*ycuk t-1 - 0,51828\*ycusa t-1

**Table 6 : 1961:1 - 1998:2**

Estimation des coefficients de long-terme (1961:1-1998:2)  
CANADA-UK-USA

**Variable dépendante: ycuk**

Variables explicatives	Critères de sélection de Modèles	
	AIC	SBC
Constante	-0,000274099	
yccant	-0,33479	
ycusat	0,77812	
AIC = -634.08288		SBC = -613.10239

**Table 7 : 1961:1 - 1998:2**

Modèles à correction d'erreurs (1961:1-1998:2)  
CANADA-UK-USA

**Variable dépendante: ycuk**

Variables explicatives	Critères de sélection de Modèles	
	AIC	SBC
d ycusa t	0.228595538	
ecmuk	-0.317600127	

R Bar\*\*2 = 0.167047, SSR = 0.0119607162, SEE = 0.0093097721, DW = 2.020088

ecmusa (AIC et SBC) = ycusa t-1 + 0,0002741 + 0,33479\*yccan t-1 - 0,77812\*ycuk t-1

**Table 6 : 1961:1 - 1998:2**

Estimation des coefficients de long-terme (1961:1-1998:2)  
CANADA-UK-USA

**Variable dépendante : ycus**

Variables explicatives	Critères de sélection de Modèles	
	AIC	SBC
Constante	0,000965694	0,000923685
yccant	0,45657	0,27365
ycukt	-0,3468	-0,25944

AIC = -705.02320      SBC = -675.11888

**Table 7 : 1961:1 - 1998:2**

Modèles à correction d'erreurs (1961:1-1979:4)  
CANADA-UK-USA

**Variable dépendante : ycus**

Variables explicatives	Critères de sélection de Modèles	
	AIC	SBC
d ycus t-1	-	0.194902963
d ycuk t	0.120993321	-
d yccan t	0.323405138	-
d yccan t-1	0.222417997	-
d yccan t-2	0.204703406	0.159055644
d yccan t-3	0.151288858	-
ecmusa	-0.227745675	-0.255238942

AIC : R Bar\*\*2 = 0.34194, SSR = 0.0058988, SEE = 0.0066348, DW = 2.0018

SBC : R Bar\*\*2 = 0.22622, SSR = 0.00725788, SEE = 0.007200137, DW = 2.01034

ecmusa (AIC) = ycus t-1 - 0,000965694 - 0,45657\*yccan t-1 + 0,3468\*ycuk t-1

ecmusa (SBC) = ycus t-1 - 0,000923685 - 0,27365\*yccan t-1 + 0,25944\*ycuk t-1

**Table 6 : 1961:1 - 1998:2**

Estimation des coefficients de long-terme (1961:1-1998:2)  
FRANCE-GERMANY-ITALY

**Variable dépendante : ycfr**

Variables explicatives	Critères de sélection de Modèles	
	AIC	SBC
Constante	0,0007275	-
ycgm t	0,10506	-
ycit t	0,0483	-

AIC = -614.18275      SBC = -593.20227

**Table 7 : 1961:1 - 1998:2**

Modèles à correction d'erreurs (1961:1-1998:2)  
FRANCE-GERMANY-ITALY

**Variable dépendante : ycfr**

Variables explicatives	Critères de sélection de Modèles	
	AIC	SBC
d ycfr t-1	-0.342272485	-
d ycgm t-1	0.177172535	-
d ycit t	0.168755120	-
d ycit t-1	0.238843414	-
ecmf	-0.420820283	-

AIC et SBC : R Bar\*\*2 = 0.41746, SSR = 0.01343968, SSE = 0.0098686, DW = 1.9807

ecmf = ycfr t-1 - 0,0007275 - 0,10506\*ycgm t-1 - 0,0483\*ycit t-1

**Table 6 : 1961:1 - 1998:2**

Estimation des coefficients de long-terme (1961:1-1998:2)

FRANCE-GERMANY-ITALY

**Variable dépendante est : ycgm**

Variables explicatives	Critères de sélection de Modèles	
	AIC	SBC
Constante	0,0007358	
ycfr t	0,27456	
ycit t	-0,41672	
AIC = -523.55666	SBC = -502.57617	

**Table 7 : 1961:1 - 1998:2**

Modèles à correction d'erreurs (1961:1-1998:2)

FRANCE-GERMANY-ITALY

**Variable dépendante est : dycgm**

Variables explicatives	Critères de sélection de Modèles	
	AIC	SBC
d ycfr t-2	-0.218237763	
d ycit t-1	0.243023878	
ecmg	-0.307709162	

R Bar\*\*2 = 0.186413, SSR = 0.0251037643, SSE = 0.013487451, DW = 1.9572

ecmg = ycg t-1 - 0,0007358 - 0,27456\*ycfr t-1 + 0,41672\*ycit t-1

**Table 6 : 1961:1 - 1998:2**

Estimation des coefficients de long-terme (1961:1-1998:2)

FRANCE-GERMANY-ITALY

**Variable dépendante : ycit**

Variables explicatives	Critères de sélection de Modèles	
	AIC	SBC
Constante	0,0008435	0,0009855
ycfrt	0,00583	-0,04883
ycgmt	0,03971	0,09655
AIC = -629.80889	SBC = -606.48856	

**Table 7 : 1961:1 - 1998:2**

Modèles à correction d'erreurs (1961:1-1998:2)

FRANCE-GERMANY-ITALY

**Variable dépendante : ycit**

Variables explicatives	Critères de sélection de Modèles	
	AIC	SBC
d ycit t-1	0.228177598	0.232357480
d ycit t-2	0.258227273	0.278838042
d ycfr t	0.160776816	0.153943740
ecmi	-0.316509578	-0.316754655

AIC : R Bar\*\*2 = 0.256257, SSR = 0.0111348484, SSE = 0.009115694, DW = 1.969086

SBC : R Bar\*\*2 = 0.247675, SSR = 0.0115464256, SSE = 0.009147117, DW = 2.000835

ecmi (AIC) = ycit t-1 - 0,0008435 - 0,00583\*ycfr t-1 - 0,03971\*ycgm t-1

ecmi (SBC) = ycit t-1 - 0,0009855 + 0,04883\*ycfr t-1 - 0,09655\*ycgm t-1



## ANNEXE 13 : TABLEAUX ET GRAPHIQUES RÉSULTANT DE L'APPLICATION DE LA DÉCOMPOSITION DES COMPOSANTES INOBSERVABLES (TEND. STOCH. , NIV. FIXE., C3, IRR)

*Figure 1 : Le logarithme du PIB des pays appartenant au G-7  
et la tendance estimée à l'aide de la décomposition de la composante inobservable  
entre 1960 :1 et 1998 :2*

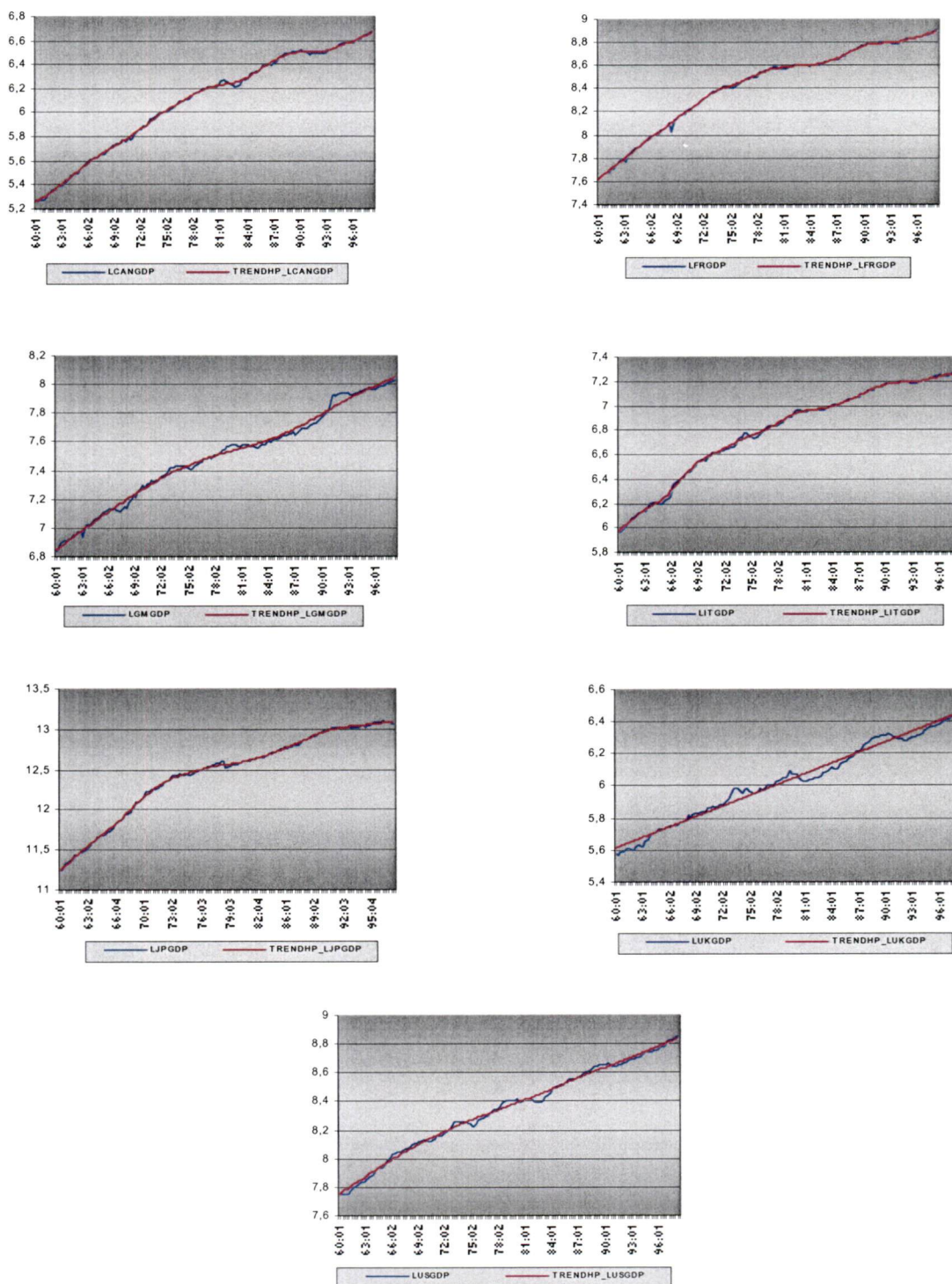


Figure 2 : La composante cyclique de chacun des pays du G-7 estimée à l'aide de la différentiation de premier ordre entre 1960 :1 et 1998 :2

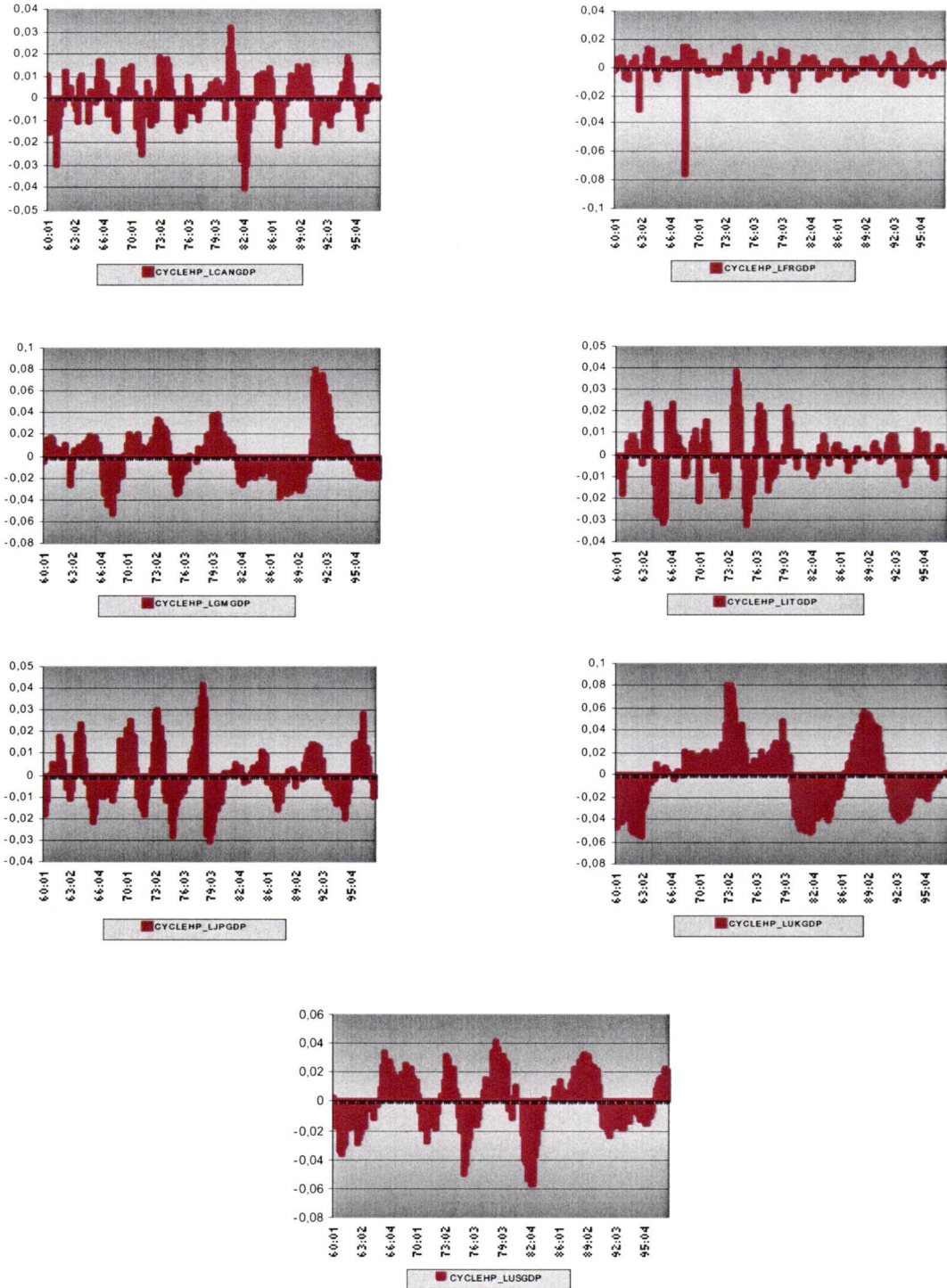


Table 1 : Corrélations entre les composantes cycliques des pays appartenant au G-7.  
Triangle supérieur : 1960:1 à 1979:4, triangle inférieur : 1980:1 à 1998:2

Pays	France	Germany	Italy	Japan	Canada	UK	US
France	1,00	0,32	0,36	0,15	0,26	0,16	0,19
Germany	0,04	1,00	0,10	0,25	0,31	0,26	0,19
Italy	0,52	0,23	1,00	0,08	0,33	0,05	0,17
Japan	0,00	0,09	-0,07	1,00	0,13	0,17	0,19
Canada	-0,06	-0,14	0,26	-0,16	1,00	0,31	0,54
UK	0,17	-0,37	0,18	-0,04	0,27	1,00	0,52
US	-0,03	-0,36	0,24	-0,09	0,66	0,78	1,00

Figure 3 : Le cycle économique de l'ensemble des pays du G-7 entre 1960 :1 et 1998 :2.

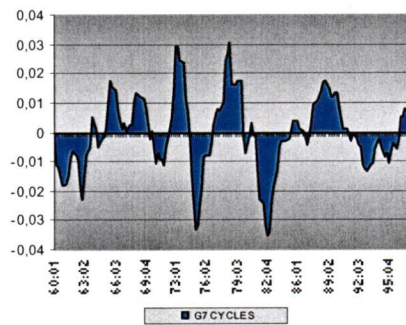


Figure 4 : Somme des variances individuelles et le degré de synchronisation des cycles économiques des pays appartenant au G-7.

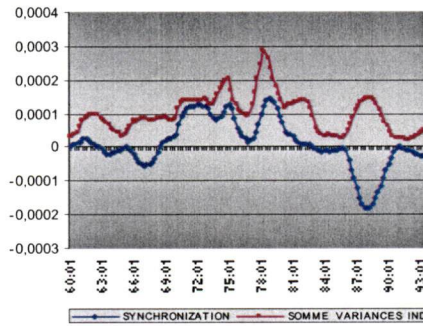


Figure 5 : Covariances entre les cycles économiques des pays de la zone Euro appartenant au G-7

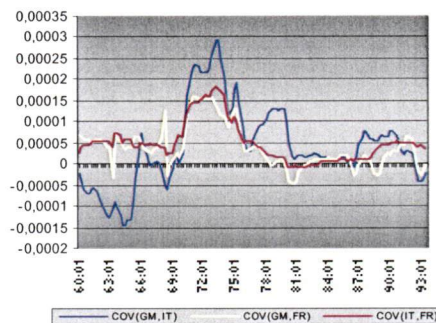




Figure 6 : Covariances entre les cycles économiques des pays de la zone Euro appartenant au G-7 et les États-Unis

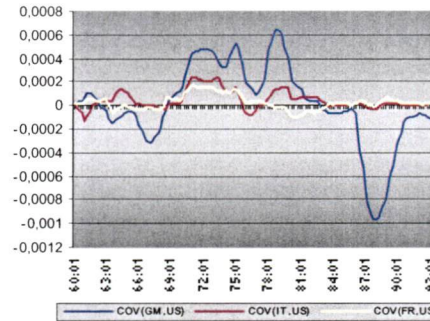


Figure 7 : Covariances entre les cycles économiques de la zone Anglo (Angleterre, Canada, États-Unis) et l'Allemagne

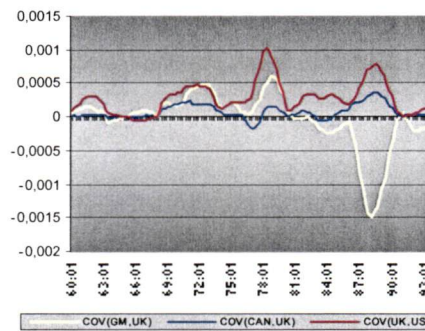


Figure 9 : Évolution des cycles des pays de la zone Anglo (Angleterre, Canada, États-Unis) et ceux de la zone Euro (Allemagne, France, Italie)

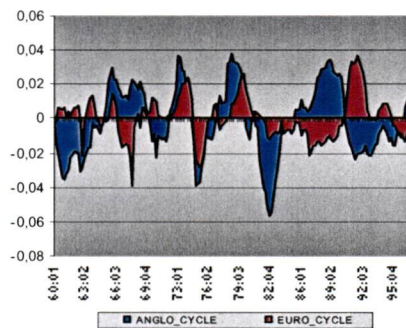
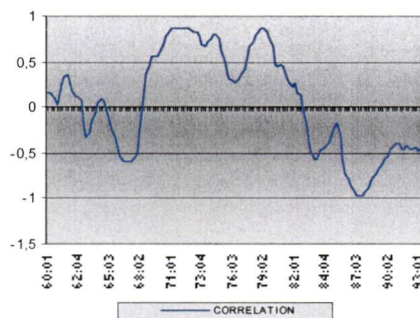


Figure 10 : Évolution des corrélations entre les cycles des pays de la zone Anglo (Angleterre, Canada, États-Unis) et ceux de la zone Euro (Allemagne, France, Italie) entre 1960 :1 et 1998 :2



**Table 2**

*F*-statistics pour tester l'existence d'une relation de long-terme entre les cycles économiques des pays du G7 entre 1960:1 et 1998:2

<i>p</i> , <i>q</i> 1, ..., <i>q</i> 6	<i>F</i> (can/yci)	<i>F</i> (fr/yci)	<i>F</i> (gm/yci)	<i>F</i> (it/yci)
2, 2, ..., 2	1.03516	1.28125	2.54313*	2.42240*
3, 3, ..., 3	0.94543	1.24767	2.48721*	2.95917*
4, 4, ..., 4	0.83715	1.36218	2.90727*	2.59477*
<i>p</i> , <i>q</i> 1, ..., <i>q</i> 6	<i>F</i> (jp/yci)	<i>F</i> (uk/yci)	<i>F</i> (usa/yci)	
2, 2, ..., 2	1.09272	4.26197	3.33197*	
3, 3, ..., 3	1.05517	3.25162*	3.18444*	
4, 4, ..., 4	0.98756	3.67799	2.70481*	

Note 1 : Cycles économiques de l'Allemagne (gm), de l'Angleterre (UK), du Canada (Can), des États-Unis (USA), de la France (fr), de l'Italie (it) et du Japon (jp)

Note 2 : L'intervalle des valeurs critiques donnée par Pesaran et Shin (niveau de 95%) est de (2.365, 3.553)

**Table 3**

Test de causalité de Granger pour les composantes cycliques des pays appartenant au G7 entre 1960:1 et 1998:2

2 lags	Canada	France	Italy	Germany	Japan	UK	USA
Canada	-	0,02328	0,04764	-	-	-	-
France	-	-	-	-	-	-	-
Italy	-	0,01044	-	-	-	0,00175	0,01009
Germany	-	0,00875	-	-	-	0,00424	-
Japan	-	0,01640	-	-	-	0,00000	-
UK	-	-	-	-	-	-	-
USA	0,00027	-	-	-	-	0,00730	-
3 lags	Canada	France	Italy	Germany	Japan	UK	USA
Canada	-	0,01027	0,04186	-	-	-	-
France	-	-	-	-	-	-	-
Italy	-	-	-	-	-	0,01176	-
Germany	-	0,01365	-	-	-	0,01583	-
Japan	-	0,02668	0,02948	-	-	0,00001	-
UK	-	-	-	-	-	-	-
USA	0,00095	-	-	-	-	0,02811	-
4 lags	Canada	France	Italy	Germany	Japan	UK	USA
Canada	-	0,00796	-	-	-	-	-
France	-	-	-	-	-	-	-
Italy	-	-	-	-	-	-	-
Germany	-	0,00619	-	-	-	-	-
Japan	-	-	-	-	-	0,00031	-
UK	-	-	-	-	-	-	-
USA	0,00382	-	-	-	-	-	-
5 lags	Canada	France	Italy	Germany	Japan	UK	USA
Canada	-	0,00476	-	-	-	-	-
France	-	-	-	-	-	-	-
Italy	-	-	-	-	-	-	-
Germany	-	0,00732	-	-	-	-	-
Japan	-	-	-	-	-	0,00007	-
UK	-	-	-	-	-	-	-
USA	0,00846	-	-	-	-	0,03183	-

Note : Cycles économiques de l'Allemagne (Germany), de l'Angleterre (UK), du Canada (Canada), des États-Unis (USA), de la France (France), de l'Italie (Italy) et du Japon (Japan)

**Table 4**

*F*-statistics pour tester l'existence d'une relation de long-terme entre les cycles économiques de la zone Euro (gm, fr, it) entre 1960:1 et 1998:2

ZONE EURO

<b><math>p, q_1, q_2</math></b>	<b><math>F(fr/gm,it)</math></b>	<b><math>F(gm/fr,it)</math></b>	<b><math>F(it/fr,gm)</math></b>
2, 2, 2	1.02566	1.55551	3.37781*
3, 3, 3	1.12382	1.48219	2.87048
4, 4, 4	0.95529	2.73664	2.39663

Note 1 : Cycles économiques de l'Allemagne (gm), de la France (fr) et de l'Italie (it)

Note 2 : L'intervalle des valeurs critiques donnée par Pesaran et Shin (niveau de 95%) est de (3.219, 4.378)

**Table 5**

*F*-statistics pour tester l'existence d'une relation de long-terme entre les cycles économiques de la zone Anglo (Can, UK, USA) entre 1960:1 et 1998:2

ZONE ANGLO

<b><math>p, q_1, q_2</math></b>	<b><math>F(can/uk,usa)</math></b>	<b><math>F(uk/can,usa)</math></b>	<b><math>F(usa/can,uk)</math></b>
2, 2, 2	0.37207	2.43378	4.06350*
3, 3, 3	0.30266	3.10581	4.78326
4, 4, 4	0.29687	2.96588	3.69536*

Note 1 : Cycles économiques de l'Angleterre (UK), du Canada (can) et des États-Unis (USA)

Note 2 : L'intervalle des valeurs critiques donnée par Pesaran et Shin (niveau de 95%) est de (3.219, 4.378)



**ANNEXE 14 : TABLEAUX DE L'ANALYSE DE LONG ET DE COURT TERME  
DES COMPOSANTES CYCLIQUES SUITE À L'APPLICATION DE LA  
DÉCOMPOSITION DES COMPOSANTES INOBSERVABLES  
(TEND. STOCH., NIV. FIXE, C.3, IRR.)**

**Table 6 : 1960:1 - 1998:2**

*Estimation des coefficients de long-terme (1960:1-1998:2)*

CANADA-UK-USA

**Variable dépendante : yccan**

Variables explicatives	Critères de sélection de Modèles	
	AIC	SBC
Constante	-0.00607	-
ycuk t	2.16436	-
ycusa t	-0.22867	-
AIC = -672.95039	SBC = -651.78323	

**Table 7 : 1960:1 - 1998:2**

*Modèles à correction d'erreurs (1960:1-1998:2)*

CANADA-UK-USA

**Variable dépendante : yccan**

Variables explicatives	Critères de sélection de Modèles	
	AIC	SBC
d ycusa t	0.387824942	-
d ycusa t-1	0.368421477	-
ecmc	-0.007056070	-

R Bar\*\*2 = 0.333691, SSR = 0.0090759688, SSE = 0.0079947028, DW = 1.986211

ecmc (AIC et SBC) = yccan t-1 + 0.00607 - 2,16436\*ycuk t-1 + 0,22867 \*ycusa t-1

**Table 6 : 1960:1 -1998:2**

*Estimation des coefficients de long-terme (1960:1-1998:2)*

FRANCE-GERMANY-ITALY

**Variable dépendante : ycfr**

Variables explicatives	Critères de sélection de Modèles	
	AIC	SBC
Constante	0.01181	-
ycgm t	0.30820	-
ycit t	0.62469	-
AIC = -572.78727	SBC = -551.62011	

**Table 7 : 1960:1 - 1998:2**

*Modèles à correction d'erreurs (1960:1-1998:2)*

FRANCE-GERMANY-ITALY

**Variable dépendante : ycfr**

Variables explicatives	Critères de sélection de Modèles	
	AIC	SBC
d ycfr t-1	-0.397864204	-
d ycgm t-1	0.211273279	-
d ycit t	0.296290208	-
d ycit t-1	0.250252070	-
ecmf	-0.052994893	-

R Bar\*\*2 = 0.285066, SSR = 0.0187808806, SSE = 0.0115004227, DW = 1.986472

ecmf = ycfr t-1 - 0,01181 - 0,30820\*ycgm t-1 - 0,62469\*ycit t-1

**Table 6 : 1960:1 - 1998:2**

Estimation des coefficients de long-terme (1960:1-1998:2)  
CANADA-UK-USA

**Variable dépendante : ycus**

Variables explicatives	Critères de sélection de Modèles	
	AIC	SBC
Constante	0.00559	-
yccant	0.22126	-
ycukt	0.09645	-
AIC = -693.65268		SBC = -672.48552

**Table 7 : 1960:1 - 1998:2**

Modèles à correction d'erreurs (1960:1-1998:2)  
CANADA-UK-USA

**Variable dépendante : ycus**

Variables explicatives	Critères de sélection de Modèles	
	AIC	SBC
d ycus t-1	0.202212774	-
ecmusa	-0.084381637	-
R Bar**2 = 0.182478, SSR = 0.0091031002, SSE = 0.0079508474, DW = 1.953363		
ecmusa (AIC et SBC) = ycus t-1 - 0,00559 - 0,22126*yccan t-1 - 0,09645*ycuk t-1		

**Table 6 : 1960:1 - 1998:2**

Estimation des coefficients de long-terme (1960:1-1998:2)  
CANADA-UK-USA

**Variable dépendante: ycuk**

Variables explicatives	Critères de sélection de Modèles	
	AIC	SBC
Constante	0.00215	-
yccan t	-0.16976	-
ycusa t	0.75919	-
AIC = -622.33502		SBC = -601.16785

**Table 7 : 1960:1 - 1998:2**

Modèles à correction d'erreurs (1960:1-1998:2)  
CANADA-UK-USA

**Variable dépendante: ycuk**

Variables explicatives	Critères de sélection de Modèles	
	AIC	SBC
ecmuk	-0.107751873	-
R Bar**2 = 0.110812, SSR = 0.0141770091, SSE = 0.0099919013, DW = 2.037255		
ecmusa (SBC) = ycus t-1 - 0,00215 + 0,16976*yccan t-1 - 0,7519*ycuk t-1		

**Table 6 : 1960:1 - 1998:2**

Estimation des coefficients de long-terme (1960:1-1998:2)

FRANCE-GERMANY-ITALY

**Variable dépendante est : ycg<sub>m</sub>**

Variables explicatives	Critères de sélection de Modèles	
	AIC	SBC
Constante	0.00646	-
ycfr t	0.35861	-
ycit t	-0.24851	-
AIC = -504.20525	SBC = -483.03808	

**Table 7 : 1960:1 - 1998:2**

Modèles à correction d'erreurs (1960:1-1998:2)

FRANCE-GERMANY-ITALY

**Variable dépendante est : dycg<sub>m</sub>**

Variables explicatives	Critères de sélection de Modèles	
	AIC	SBC
ecm <sub>g</sub>	-0.062610443	-
R Bar**2 = 0.058694, SSR = 0.0311271545, SSE = 0.0148055839, DW = 1.9761		
ecm <sub>g</sub> = ycg t-1 - 0,00646 - 0,35861*ycfr t-1 + 0,24851*ycit t-1		

**Table 6 : 1960:1 - 1998:2**

Estimation des coefficients de long-terme (1960:1-1998:2)

FRANCE-GERMANY-ITALY

**Variable dépendante : ycit**

Variables explicatives	Critères de sélection de Modèles	
	AIC	SBC
Constante	0.00169	-
ycfrt	0.94047	-
ycgmt	-0.33537	-
AIC = -604.95264	SBC = -583.78548	

**Table 7 : 1960:1 - 1998:2**

Modèles à correction d'erreurs (1960:1-1998:2)

FRANCE-GERMANY-ITALY

**Variable dépendante : ycit**

Variables explicatives	Critères de sélection de Modèles	
	AIC	SBC
d ycit t-1	0.200618887	-
d ycit t-2	0.199092155	-
d ycfr t	0.242889143	-
ecm <sub>i</sub>	-0.117038384	-
R Bar**2 = 0.233269, SSR = 0.0147811485, SSE = 0.0102025779, DW = 1.975401		
ecm <sub>i</sub> (AIC et SBC) = ycit t-1 - 0,00169 - 0,94147*ycfr t-1 + 0,33537*ycgm t-1		



## ANNEXE 15 : PROGRAMMATION DE LA DÉCOMPOSITION DU PIB À L'AIDE DE LA FONCTION POLYNOMIALE DU TEMPS LINÉAIRE (PROCESSUS TS) DANS LE LOGICIEL ÉCONOMÉTRIQUE RATS

```
cal 1960 1 4
all 1998:2
open data C:\WINDOWS\Bureau\Travaux\poly_funct_of_time\pft_rats\gdp.xls
data(format=xls,org=obs)
set lchangdp = log(cangdp)
set lfrgdp = log(frgdp)
set lmgdp = log(gmgdp)
set litgdp = log(itgdp)
set ljpgdp = log(jpgdp)
set lukgdp = log(ukgdp)
set lusgdp = log(usgdp)
set trend = t
*

linreg lchangdp / yccan
# constant trend
linreg lfrgdp / ycfr
# constant trend
linreg lmgdp / ycgm
# constant trend
linreg litgdp / ycit
# constant trend
linreg ljpgdp / ycjp
# constant trend
linreg lukgdp / ycuk
# constant trend
linreg lusgdp / ycus
# constant trend
*

set lchangdpt = lchangdp - yccan
set lfrgdpt = lfrgdp - ycfr
set lmgdpt = lmgdp - ycgm
set litgdpt = litgdp - ycit
set ljpgdpt = ljpgdp - ycjp
set lukgdpt = lukgdp - ycuk
set lusgdpt = lusgdp - ycus
print / lchangdpt
print / yccan
print / lfrgdpt
print / ycfr
print / lmgdpt
print / ycgm
print / litgdpt
print / ycit
print / ljpgdpt
print / ycjp
print / lukgdpt
print / ycuk
print / lusgdpt
print / ycus
*
```

## ANNEXE 16 : PROGRAMMATION DE LA DÉCOMPOSITION DU PIB À L'AIDE DE LA FONCTION POLYNOMIALE DU TEMPS SEGMENTÉE (PROCESSUS TS) DANS LE LOGICIEL ÉCONOMÉTRIQUE RATS

```

cal 1960 1 4
all 1998:2
open data C:\WINDOWS\Bureau\Travaux\poly_funct_of_time\segm\segm_rats\gdp.xls
data(format=xls,org=obs)
*
set lchangdp = log(cangdp)
set lfrgdp = log(frgdp)
set lmgdp = log(gmgdp)
set litgdp = log(itgdp)
set ljpgdp = log(jpgdp)
set lukgdp = log(ukgdp)
set lusgdp = log(usgdp)
*
smpl 1960:1 1998:2
set trend = t
smpl 1960:1 1979:4
set trend1 = trend
smpl 1980:1 1998:2
set trend2 = trend
*
smpl 1960:1 1979:4
linreg lchangdp / lchangdpc1
# constant trend1
set lchangdpt1 = lchangdp - lchangdpc1
smpl 1980:1 1998:2
linreg lchangdp / lchangdpc2
# constant trend2
set lchangdpt2 = lchangdp - lchangdpc2
*
smpl 1960:1 1979:4
linreg lfrgdp / lfrgdpc1
# constant trend1
set lfrgdpt1 = lfrgdp - lfrgdpc1
smpl 1980:1 1998:2
linreg lfrgdp / lfrgdpc2
# constant trend2
set lfrgdpt2 = lfrgdp - lfrgdpc2
*
smpl 1960:1 1979:4
linreg lmgdp / lmgdpc1
# constant trend1
set lmgdpt1 = lmgdp - lmgdpc1
smpl 1980:1 1998:2
linreg lmgdp / lmgdpc2
# constant trend2
set lmgdpt2 = lmgdp - lmgdpc2
*
smpl 1960:1 1979:4
linreg litgdp / litgdpc1
# constant trend1
set litgdpt1 = litgdp - litgdpc1
smpl 1980:1 1998:2
linreg litgdp / litgdpc2
# constant trend2
set litgdpt2 = litgdp - litgdpc2
*
smpl 1960:1 1979:4
linreg ljpgdp / ljpgdpc1
# constant trend1

```

```

set ljpgdpt1 = ljpgdp - ljpgdpc1
smpl 1980:1 1998:2
linreg ljpgdp / ljpgdpc2
# constant trend2
set ljpgdpt2 = ljpgdp - ljpgdpc2
*

smpl 1960:1 1979:4
linreg lukgdp / lukgdpc1
# constant trend1
set lukgdpt1 = lukgdp - lukgdpc1
smpl 1980:1 1998:2
linreg lukgdp / lukgdpc2
# constant trend2
set lukgdpt2 = lukgdp - lukgdpc2
*

smpl 1960:1 1979:4
linreg lusgdp / lusgdpc1
# constant trend1
set lusgdpt1 = lusgdp - lusgdpc1
smpl 1980:1 1998:2
linreg lusgdp / lusgdpc2
# constant trend2
set lusgdpt2 = lusgdp - lusgdpc2
*

smpl 1960:1 1998:2
print / lcangdp
print / lcangdpt1
print / lcangdpc1
print / lcangdpt2
print / lcangdpc2
print / lfrgdp
print / lfrgdpt1
print / lfrgdpc1
print / lfrgdpt2
print / lfrgdpc2
print / lmgmdp
print / lmgmdpt1
print / lmgmdpc1
print / lmgmdpt2
print / lmgmdpc2
print / litgdp
print / litgdpt1
print / litgdpc1
print / litgdpt2
print / litgdpc2
print / ljpgdp
print / ljpgdpt1
print / ljpgdpc1
print / ljpgdpt2
print / ljpgdpc2
print / lukgdp
print / lukgdpt1
print / lukgdpc1
print / lukgdpt2
print / lukgdpc2
print / lusgdp
print / lusgdpt1
print / lusgdpc1
print / lusgdpt2
print / lusgdpc2
*

```



## ANNEXE 17 : PROGRAMMATION DE LA DÉCOMPOSITION DU PIB À L'AIDE DE LA DIFFÉRENCE DE PREMIER ORDRE (PROCESSUS DS) DANS LE LOGICIEL ÉCONOMÉTRIQUE RATS

```

cal 1960 1 4
all 1998:2
open data C:\WINDOWS\Bureau\Travaux\first_order_diff\od_rats\gdp.xls
data(format=xls,org=obs)
set lchangdp = log(cangdp)
set lfrgdp = log(frgdp)
set lmgdp = log(gmgdp)
set litgdp = log(itgdp)
set ljpgdp = log(jpgdp)
set lukgdp = log(ukgdp)
set lusgdp = log(usgdp)
set dlcangdp = lchangdp - lchangdp{1}
set dlfrgdp = lfrgdp - lfrgdp{1}
set dlmgdp = lmgdp - lmgdp{1}
set dlitgdp = litgdp - litgdp{1}
set dljpgdp = ljpgdp - ljpgdp{1}
set dlukgdp = lukgdp - lukgdp{1}
set dlusgdp = lusgdp - lusgdp{1}
linreg dlcangdp / yccan
# constant
linreg dlfrgdp / ycfr
# constant
linreg dlmgdp / ycgm
# constant
linreg dlitgdp / ycit
# constant
linreg dljpgdp / ycjp
# constant
linreg dlukgdp / ycuk
# constant
linreg dlusgdp / ycus
# constant
set lchangdp1 = lchangdp{1}
set lfrgdp1 = lfrgdp{1}
set lmgdp1 = lmgdp{1}
set litgdp1 = litgdp{1}
set ljpgdp1 = ljpgdp{1}
set lukgdp1 = lukgdp{1}
set lusgdp1 = lusgdp{1}
print / dlcangdp
print / yccan
print / dlfrgdp
print / ycfr
print / dlmgdp
print / ycgm
print / dlitgdp
print / ycit
print / dljpgdp
print / ycjp
print / dlukgdp
print / ycuk
print / dlusgdp
print / ycus
*

```

## ANNEXE 18 : PROGRAMMATION DE LA DÉCOMPOSITION DU PIB À L'AIDE DE LA DÉCOMPOSITION DE BEVERIDGE-NELSON DANS LE LOGICIEL ÉCONOMÉTRIQUE RATS

```
cal 1960 1 4
all 1998:2
open data C:\WINDOWS\Bureau\Travaux\gdp\gdp.xls
data(org=obs,format=xls)
*

set lchangdp = log(cangdp)
set lfrgdp = log(frgdp)
set lgmgdp = log(gmgdp)
set litgdp = log(itgdp)
set ljpgdp = log(jpgdp)
set lukgdp = log(ukgdp)
set lusingdp = log(usgdp)
dif lchangdp / dlcangdp
dif lfrgdp / dlfrgdp
dif lgmgdp / dlmgdp
dif litgdp / dlitgdp
dif ljpgdp / dljpgdp
dif lukgdp / dlukgdp
dif lusingdp / dlusingdp
corr(number=36,partial=fap_lchangdp,qstats,span=4) lchangdp / fac_lchangdp
graph(key=below,style=bar) 2
# fac_lchangdp
# fap_lchangdp
corr(number=36,partial=fap_dlcangdp,qstats,span=4) dlcangdp / fac_dlcangdp
graph(key=below,style=bar) 2
# fac_dlcangdp
# fap_dlcangdp
corr(number=36,partial=fap_lfrgdp,qstats,span=4) lfrgdp / fac_lfrgdp
graph(key=below,style=bar) 2
# fac_lfrgdp
# fap_lfrgdp
corr(number=36,partial=fap_dlfrgdp,qstats,span=4) dlfrgdp / fac_dlfrgdp
graph(key=below,style=bar) 2
# fac_dlfrgdp
# fap_dlfrgdp
corr(number=36,partial=fap_lgmgdp,qstats,span=4) lgmgdp / fac_lgmgdp
graph(key=below,style=bar) 2
# fac_lgmgdp
# fap_lgmgdp
corr(number=36,partial=fap_dlmgdp,qstats,span=4) dlmgdp / fac_dlmgdp
graph(key=below,style=bar) 2
# fac_dlmgdp
# fap_dlmgdp
corr(number=36,partial=fap_litgdp,qstats,span=4) litgdp / fac_litgdp
graph(key=below,style=bar) 2
# fac_litgdp
# fap_litgdp
corr(number=36,partial=fap_dlitgdp,qstats,span=4) dlitgdp / fac_dlitgdp
graph(key=below,style=bar) 2
# fac_dlitgdp
# fap_dlitgdp
corr(number=36,partial=fap_ljpgdp,qstats,span=4) ljpgdp / fac_ljpgdp
graph(key=below,style=bar) 2
# fac_ljpgdp
# fap_ljpgdp
corr(number=36,partial=fap_dljpgdp,qstats,span=4) dljpgdp / fac_dljpgdp
graph(key=below,style=bar) 2
# fac_dljpgdp
# fap_dljpgdp
```

```

corr(number=36,partial=fap_lukgdp,qstats,span=4) lukgdp / fac_lukgdp
graph(key=below,style=bar) 2
# fac_lukgdp
# fap_lukgdp
corr(number=36,partial=fap_dlukgdp,qstats,span=4) dlukgdp / fac_dlukgdp
graph(key=below,style=bar) 2
# fac_dlukgdp
# fap_dlukgdp
corr(number=36,partial=fap_lusgdp,qstats,span=4) lusgdp / fac_lusgdp
graph(key=below,style=bar) 2
# fac_lusgdp
# fap_lusgdp
corr(number=36,partial=fap_dlusgdp,qstats,span=4) dlusgdp / fac_dlusgdp
graph(key=below,style=bar) 2
# fac_dlusgdp
# fap_dlusgdp
*Canada
do p = 0,4
    do q = 0,4
        boxjenk(ar=p,ma=q) dlcangdp 1961:2 *
        com aic = %nobs*log(%rss)+2*(%nreg)
        com sbc = %nobs*log(%rss)+(%nreg)*log(%nobs)
        dis 'order' p q 'aic=' aic 'sbc=' sbc
    end do q
end do p
*France
do p = 0,4
    do q = 0,4
        boxjenk(ar=p,ma=q) dlfrgdp 1961:2 *
        com aic = %nobs*log(%rss)+2*(%nreg)
        com sbc = %nobs*log(%rss)+(%nreg)*log(%nobs)
        dis 'order' p q 'aic=' aic 'sbc=' sbc
    end do q
end do p
*Germany
do p = 0,4
    do q = 0,4
        boxjenk(ar=p,ma=q) dlmgmdp 1961:2 *
        com aic = %nobs*log(%rss)+2*(%nreg)
        com sbc = %nobs*log(%rss)+(%nreg)*log(%nobs)
        dis 'order' p q 'aic=' aic 'sbc=' sbc
    end do q
end do p
*Italy
do p = 0,4
    do q = 0,4
        boxjenk(ar=p,ma=q) dlitgdp 1961:2 *
        com aic = %nobs*log(%rss)+2*(%nreg)
        com sbc = %nobs*log(%rss)+(%nreg)*log(%nobs)
        dis 'order' p q 'aic=' aic 'sbc=' sbc
    end do q
end do p
*Japan
do p = 0,4
    do q = 0,4
        boxjenk(ar=p,ma=q) dljpgdp 1961:2 *
        com aic = %nobs*log(%rss)+2*(%nreg)
        com sbc = %nobs*log(%rss)+(%nreg)*log(%nobs)
        dis 'order' p q 'aic=' aic 'sbc=' sbc
    end do q
end do p
*UK
do p = 0,4
    do q = 0,4
        boxjenk(ar=p,ma=q) dlukgdp 1961:2 *
        com aic = %nobs*log(%rss)+2*(%nreg)
        com sbc = %nobs*log(%rss)+(%nreg)*log(%nobs)
    end do q
end do p

```



```

        dis 'order' p q 'aic=' aic 'sbc=' sbc
    end do q
end do p
*USA
do p = 0,4
    do q = 0,4
        boxjenk(ar=p,ma=q) dlusgdp 1961:2 *
        com aic = %nobs*log(%rss)+2*(%nreg)
        com sbc = %nobs*log(%rss)+(%nreg)*log(%nobs)
        dis 'order' p q 'aic=' aic 'sbc=' sbc
    end do q
end do p
*
source(noecho) C:\WINDOWS\Bureau\Travaux\BNdecomp\BN_Rats\bndecomp.src
@bndecomp lchangdp lchangdp_perm 1960:1 1965:2 1998:2 1 1
set lchangdp_cycle = lchangdp - lchangdp_perm
print / lchangdp lchangdp_perm lchangdp_cycle
source(noecho) C:\WINDOWS\Bureau\Travaux\BNdecomp\BN_Rats\bndecomp.src
@bndecomp lchangdp lchangdp_perm2 1960:1 1965:2 1998:2 3 0
set lchangdp_cycle2 = lchangdp - lchangdp_perm2
print / lchangdp lchangdp_perm2 lchangdp_cycle2
source(noecho) C:\WINDOWS\Bureau\Travaux\BNdecomp\BN_Rats\bndecomp.src
@bndecomp lfrgdp lfrgdp_perm 1960:1 1965:2 1998:2 4 0
set lfrgdp_cycle = lfrgdp - lfrgdp_perm
print / lfrgdp lfrgdp_perm lfrgdp_cycle
source(noecho) C:\WINDOWS\Bureau\Travaux\BNdecomp\BN_Rats\bndecomp.src
@bndecomp lmgmdp lmgmdp_perm 1960:1 1965:2 1998:2 4 0
set lmgmdp_cycle = lmgmdp - lmgmdp_perm
print / lmgmdp lmgmdp_perm lmgmdp_cycle
source(noecho) C:\WINDOWS\Bureau\Travaux\BNdecomp\BN_Rats\bndecomp.src
@bndecomp litgdp litgdp_perm 1960:1 1965:2 1998:2 2 0
set litgdp_cycle = litgdp - litgdp_perm
print / litgdp litgdp_perm litgdp_cycle
source(noecho) C:\WINDOWS\Bureau\Travaux\BNdecomp\BN_Rats\bndecomp.src
@bndecomp ljpgdp ljpgdp_perm 1960:1 1965:2 1998:2 1 1
set ljpgdp_cycle = ljpgdp - ljpgdp_perm
print / ljpgdp ljpgdp_perm ljpgdp_cycle
source(noecho) C:\WINDOWS\Bureau\Travaux\BNdecomp\BN_Rats\bndecomp.src
@bndecomp lukgdp lukgdp_perm 1960:1 1965:2 1998:2 3 0
set lukgdp_cycle = lukgdp - lukgdp_perm
print / lukgdp lukgdp_perm lukgdp_cycle
source(noecho) C:\WINDOWS\Bureau\Travaux\BNdecomp\BN_Rats\bndecomp.src
@bndecomp lusgdp lusgdp_perm 1960:1 1965:2 1998:2 1 2
set lusgdp_cycle = lusgdp - lusgdp_perm
print / lusgdp lusgdp_perm lusgdp_cycle
*

```

## ANNEXE 19 : PROGRAMMATION DE LA DÉCOMPOSITION DU PIB À L'AIDE DU FILTRE DE HODRICK-PRESCOTT DANS LE LOGICIEL ÉCONOMÉTRIQUE RATS

```
cal 1960 1 4
allocate 1998:2
open data C:\WINDOWS\Bureau\kenholden\gdp\gdp.xls
data(org=obs,format=xls)

*****log_gdp*****
log cangdp / lcangdp
log frgdp / lfrgdp
log gmgdp / lmgdp
log itgdp / litgdp
log jpgdp / ljpgdp
log ukgdp / lkgdp
log usgdp / lusgdp

***Hodrick-Prescott filter***
do for i = lcangdp lfrgdp lmgdp litgdp ljpgdp lkgdp lusgdp
source(noecho) c:\windows\bureau\kenholden\hp_rats\hpfilter.src
@hpfilter i 1960:1 1998:2 trendhp
set cyclehp = i - trendhp
graph(key=below) 2
# i
# trendhp
graph(key=below,style=bar) 1
# cyclehp
print / i trendhp cyclehp
end do for
end
```

## ANNEXE 20 : PROGRAMME SOURCE UTILISÉ LORS DE LA DÉCOMPOSITION DU PIB À L'AIDE DU FILTRE DE HODRICK-PRESCOTT DANS LE LOGICIEL ÉCONOMÉTRIQUE RATS

```

*
* HPFILTER.SRC
* Executes a Hodrick-Prescott Filter (Hodrick, R. & Prescott, E.,
* "Post-War U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation",
* Carnegie-Mellon working paper, 1980.
* Syntax:
* @HPFILTER series start end growth component
* Options:
* LAMBDA=weight on squared 2nd difference of growth component [1600]
* HPFILTER computes the estimated growth component using the DP algorithm
* to solve the problem:
* Minimize sum over t of
* (*) (y(t)-g(t))**2 + lambda * (g(t)-2g(t-1)+g(t-2))**2
* where g is the growth component of y.
* X(t)=(g(t),g(t-1),1)'
* u(t)=g(t)-2g(t-1)+g(t-2)
*
* X(t) = A X(t-1) + B u(t), where
*
*      2 -1 0      1
*      A = 1 0 0      B = 0
*      0 0 1      0
*
* Using these definitions, the minimand (*) can be written
*
* (c(t)X(t))**2 + lambda * u(t)**2
* c(t)=(1,0,-y(t))
*
* With cost-to-go functional X(t)'R(t)X(t), the solution is of the form
* u(t)=TEMP1(t)*X(t-1), and X(t)=(A+B*TEMP1(t))*X(t-1)
*
PROCEDURE HPFILTER SERIES START END OUTSER
TYPE SERIES SERIES
TYPE INTEGER START END
TYPE SERIES *OUTSER
*
OPTION REAL LAMBDA 1600
*
LOCAL INTEGER STARTL ENDL
*
LOCAL RECT A B C
LOCAL SYMM R RR
LOCAL RECT D
LOCAL RECT DMATS
LOCAL RECT TEMP1
LOCAL VECT RB X
LOCAL INTEGER TOTAL I J
*
IF .NOT.(%DEFINED(SERIES).AND.%DEFINED(OUTSER)) {
  DISPLAY 'Syntax: @HPFILTER series start end growth component'
  RETURN
}

INQUIRE(SERIES=SERIES) STARTL>>START ENDL>>END
COMPUTE TOTAL=ENDL-STARTL

DIM A(3,3) B(3,1) C(1,3) R(3,3) X(3)
DIM DMATS(9,TOTAL)

```

```

COMPUTE A=||2,-1,0|1,0,0|0,0,1||
COMPUTE B=||1|0|0||
COMPUTE C=||1,0,0||
COMPUTE R=%CONST(0.0)
*
* DP transition matrices are set up. Loop over periods until 2 above
* beginning of data.
*
DO I=ENDL,STARTL+2,-1
  COMPUTE C(1,3)=-SERIES(I)
  OVERLAY DMATS(1,I-STARTL) WITH D(3,3)
  COMPUTE R=R+TR(C)*C
  COMPUTE SCALAR=LAMBDA+%QFORM(R,B)
  COMPUTE TEMP1=(-1.0/SCALAR)*TR(B)*R*A
  COMPUTE D=A+B*TEMP1
  COMPUTE R=%MQFORM(R,D)+LAMBDA*TR(TEMP1)*TEMP1
END DO I
*
* Compute minimizer for the initial two periods. Since s(1) and s(0)
* are free initial parameters, u(1) and u(2) can be set equal to zero.
* Thus, we only need to deal with the (y(t)-s(t))**2 terms.
*
COMPUTE C(1,3)=-SERIES(STARTL+1)
COMPUTE R=R+TR(C)*C
COMPUTE C=||0,0,1.0,-SERIES(STARTL)||
COMPUTE R=R+TR(C)*C
*
OVERLAY R(1,1) WITH RR(2,2)
OVERLAY R(3,1) WITH RB(2)
*
SET OUTSER STARTL ENDL = 0.0
COMPUTE RB=INV(RR)*RB
COMPUTE X(1)=OUTSER(STARTL+1)=-RB(1)
COMPUTE X(2)=OUTSER(STARTL)=-RB(2)
COMPUTE X(3)=1.0
*
DO I=STARTL+2,ENDL
  OVERLAY DMATS(1,I-STARTL) WITH D(3,3)
  COMPUTE X=D*X
  COMPUTE OUTSER(I)=X(1)
END DO I
END

```



## ANNEXE 21 : PROGRAMMATION DE LA DÉCOMPOSITION DU PIB À L'AIDE DU DILTRE DE BAXTER-KING (BP<sub>12</sub>(6,32)) DANS LE LOGICIEL ÉCONOMÉTRIQUE RATS

```
cal 1960 1 4
all 1998:2
open data C:\WINDOWS\Bureau\Travaux\lgdp\gdp.xls
data(org=obs,format=xls)
*
set lchangdp = log(cangdp)
set lfrgdp = log(frgdp)
set lgmgdp = log(gmgdp)
set litgdp = log(itgdp)
set ljpgdp = log(jpgdp)
set lukgdp = log(ukgdp)
set lusgdp = log(usgdp)
*
source(noecho) C:\WINDOWS\Bureau\Travaux\BPfilter\BP\source_bpfilter
@bpfilter(UPPER=6,LOWER=32,NMA=12,ARPAD=4) lchangdp 1961:1 1998:2 lchangdpf
set lchangdpt = lchangdp - lchangdpf
print / lchangdp lchangdpt lchangdpf
@bpfilter(UPPER=6,LOWER=32,NMA=12,ARPAD=4) lfrgdp 1961:1 1998:2 lfrgdptf
set lfrgdpt = lfrgdp - lfrgdptf
print / lfrgdp lfrgdpt lfrgdptf
@bpfilter(UPPER=6,LOWER=32,NMA=12,ARPAD=4) lgmgdp 1961:1 1998:2 lgmgdptf
set lgmgdpt = lgmgdp - lgmgdptf
print / lgmgdp lgmgdpt lgmgdptf
@bpfilter(UPPER=6,LOWER=32,NMA=12,ARPAD=4) litgdp 1961:1 1998:2 litgdptf
set litgdpt = litgdp - litgdptf
print / litgdp litgdpt litgdptf
@bpfilter(UPPER=6,LOWER=32,NMA=12,ARPAD=4) ljpgdp 1961:1 1998:2 ljpgdptf
set ljpgdpt = ljpgdp - ljpgdptf
print / ljpgdp ljpgdpt ljpgdptf
@bpfilter(UPPER=6,LOWER=32,NMA=12,ARPAD=4) lukgdp 1961:1 1998:2 lukgdptf
set lukgdpt = lukgdp - lukgdptf
print / lukgdp lukgdpt lukgdptf
@bpfilter(UPPER=6,LOWER=32,NMA=12,ARPAD=4) lusgdp 1961:1 1998:2 lusgdptf
set lusgdpt = lusgdp - lusgdptf
print / lusgdp lusgdpt lusgdptf
*
```

## ANNEXE 22 : PROGRAMMATION DE LA DÉCOMPOSITION DU PIB À L'AIDE DU DILTRE DE BAXTER-KING ( $BP_{12}(2,32) = HP_{12}(32)$ ) DANS LE LOGICIEL ÉCONOMÉTRIQUE RATS

```
cal 1960 1 4
all 1998:2
open data C:\WINDOWS\Bureau\Travaux\gdp\gdp.xls
data(org=obs,format=xls)
*
set lcangdp = log(cangdp)
set lfrgdp = log(frgdp)
set lgmgdp = log(gmgdp)
set litgdp = log(itgdp)
set ljpgdp = log(jpgdp)
set lukgdp = log(ukgdp)
set lusgdp = log(usgdp)
*
source(noecho) C:\WINDOWS\Bureau\Travaux\BPfilter\Highpassfilter\source_bpfilter
@bpfilter lcangdp 1961:1 1998:2 lcangdpf
set lcangdpt = lcangdp - lcangdpf
print / lcangdp lcangdpt lcangdpf
@bpfilter lfrgdp 1961:1 1998:2 lfrgdpf
set lfrgdpt = lfrgdp - lfrgdpf
print / lfrgdp lfrgdpt lfrgdpf
@bpfilter lgmgdp 1961:1 1998:2 lgmgdpf
set lgmgdpt = lgmgdp - lgmgdpf
print / lgmgdp lgmgdpt lgmgdpf
@bpfilter litgdp 1961:1 1998:2 litgdpf
set litgdpt = litgdp - litgdpf
print / litgdp litgdpt litgdpf
@bpfilter ljpgdp 1961:1 1998:2 ljpgdpf
set ljpgdpt = ljpgdp - ljpgdpf
print / ljpgdp ljpgdpt ljpgdpf
@bpfilter lukgdp 1961:1 1998:2 lukgdpf
set lukgdpt = lukgdp - lukgdpf
print / lukgdp lukgdpt lukgdpf
@bpfilter lusgdp 1961:1 1998:2 lusgdpf
set lusgdpt = lusgdp - lusgdpf
print / lusgdp lusgdpt lusgdpf
*
```

## ANNEXE 23 : PROGRAMMATION FAITES À PARTIR DU LOGICIEL ÉCONOMÉTRIQUE RATS AFIN DE CALCULER LES CORRÉLATIONS DES COMPOSANTES CYCLIQUES DES PAYS DU G-7 POUR CHACUNE DES SOUS-PÉRIODES

```
cal 1960 1 4
allocate 1998:4
open data C:\WINDOWS\Bureau\Travaux\Karine_Rousseau\hpfilter_1_4\hp_rats\cycles.xls
data(org=obs,format=xls)
*
```

```
smp1 1960:1 1979:4
dis 'smp1 = 1960:1 to 1979:4'
com corr = %corr(yccan,ycfr)
dis 'com corr_c_f = ' corr
com corr = %corr(yccan,ycgm)
dis 'com corr_c_g = ' corr
com corr = %corr(yccan,ycit)
dis 'com corr_c_i = ' corr
com corr = %corr(yccan,ycuk)
dis 'com corr_c_uk = ' corr
com corr = %corr(yccan,ycus)
dis 'com corr_c_usa = ' corr
com corr = %corr(yccan,ycjp)
dis 'com corr_c_j = ' corr
com corr = %corr(ycfr,ycgm)
dis 'com corr_f_g = ' corr
com corr = %corr(ycfr,ycit)
dis 'com corr_f_i = ' corr
com corr = %corr(ycfr,ycjp)
dis 'com corr_f_j = ' corr
com corr = %corr(ycfr,ycuk)
dis 'com corr_f_uk = ' corr
com corr = %corr(ycfr,ycus)
dis 'com corr_f_usa = ' corr
com corr = %corr(ycgm,ycit)
dis 'com corr_g_i = ' corr
com corr = %corr(ycgm,ycuk)
dis 'com corr_g_uk = ' corr
com corr = %corr(ycgm,ycus)
dis 'com corr_g_usa = ' corr
com corr = %corr(ycgm,ycjp)
dis 'com corr_g_j = ' corr
com corr = %corr(ycit,ycuk)
dis 'com corr_i_uk = ' corr
com corr = %corr(ycit,ycus)
dis 'com corr_i_usa = ' corr
com corr = %corr(ycit,ycjp)
dis 'com corr_i_j = ' corr
com corr = %corr(ycuk,ycus)
dis 'com corr_uk_usa = ' corr
com corr = %corr(ycuk,ycjp)
dis 'com corr_uk_j = ' corr
com corr = %corr(ycus,ycjp)
dis 'com corr_usa_j = ' corr
*
```

```
smp1 1980:1 1998:2
dis 'smp1 = 1980:1 to 1998:2'
com corr = %corr(yccan,ycfr)
dis 'com corr_c_f = ' corr
com corr = %corr(yccan,ycgm)
dis 'com corr_c_g = ' corr
com corr = %corr(yccan,ycit)
```

```

dis 'com corr_c_i = ' corr
com corr = %corr(yccan,ycuk)
dis 'com corr_c_uk = ' corr
com corr = %corr(yccan,ycus)
dis 'com corr_c_usa = ' corr
com corr = %corr(yccan,ycjp)
dis 'com corr_c_j = ' corr
com corr = %corr(ycfr,ycgm)
dis 'com corr_f_g = ' corr
com corr = %corr(ycfr,ycit)
dis 'com corr_f_i = ' corr
com corr = %corr(ycfr,ycjp)
dis 'com corr_f_j = ' corr
com corr = %corr(ycfr,ycuk)
dis 'com corr_f_uk = ' corr
com corr = %corr(ycfr,ycus)
dis 'com corr_f_usa = ' corr
com corr = %corr(ycgm,ycit)
dis 'com corr_g_i = ' corr
com corr = %corr(ycgm,ycuk)
dis 'com corr_g_uk = ' corr
com corr = %corr(ycgm,ycus)
dis 'com corr_g_usa = ' corr
com corr = %corr(ycgm,ycjp)
dis 'com corr_g_j = ' corr
com corr = %corr(ycit,ycuk)
dis 'com corr_i_uk = ' corr
com corr = %corr(ycit,ycus)
dis 'com corr_i_usa = ' corr
com corr = %corr(ycit,ycjp)
dis 'com corr_i_j = ' corr
com corr = %corr(ycuk,ycus)
dis 'com corr_uk_usa = ' corr
com corr = %corr(ycuk,ycjp)
dis 'com corr_uk_j = ' corr
com corr = %corr(ycus,ycjp)
dis 'com corr_usa_j = ' corr
*
```



## ANNEXE 24 : PROGRAMMATION FAITES À PARTIR DU LOGICIEL ÉCONOMÉTRIQUE RATS AFIN DE TESTER L'EXISTENCE D'UNE RELATION DE LONG TERME ENTRE LES COMPOSANTES CYCLIQUES DES PAYS DU G-7 POUR LA PÉRIODE ALLANT DE 1960:1 À 1998:2 ET LES DEUX SOUS-PÉRIODES

```

cal 1960 1 4
allocate 1998:2
open data C:\WINDOWS\Bureau\kenholden\adl\adl.xls
data(org=obs,format=xls)

*****test de racine unite_dfa*****
source(noecho) C:\WINDOWS\Bureau\kenholden\adl\dfunit.src
@dfunit(lags=4) cyclehp_lchangdp
@dfunit(lags=4) cyclehp_lfrgdp
@dfunit(lags=4) cyclehp_lgmngdp
@dfunit(lags=4) cyclehp_litgdp
@dfunit(lags=4) cyclehp_ljpgdp
@dfunit(lags=4) cyclehp_lukgdp
@dfunit(lags=4) cyclehp_lusgdp

*1960:1 1998:2
set cc1 = cyclehp_lchangdp{1}
set cc2 = cyclehp_lchangdp{2}
set cc3 = cyclehp_lchangdp{3}
set cc4 = cyclehp_lchangdp{4}
set cf1 = cyclehp_lfrgdp{1}
set cf2 = cyclehp_lfrgdp{2}
set cf3 = cyclehp_lfrgdp{3}
set cf4 = cyclehp_lfrgdp{4}
set cg1 = cyclehp_lgmngdp{1}
set cg2 = cyclehp_lgmngdp{2}
set cg3 = cyclehp_lgmngdp{3}
set cg4 = cyclehp_lgmngdp{4}
set ci1 = cyclehp_litgdp{1}
set ci2 = cyclehp_litgdp{2}
set ci3 = cyclehp_litgdp{3}
set ci4 = cyclehp_litgdp{4}
set cj1 = cyclehp_ljpgdp{1}
set cj2 = cyclehp_ljpgdp{2}
set cj3 = cyclehp_ljpgdp{3}
set cj4 = cyclehp_ljpgdp{4}
set cuk1 = cyclehp_lukgdp{1}
set cuk2 = cyclehp_lukgdp{2}
set cuk3 = cyclehp_lukgdp{3}
set cuk4 = cyclehp_lukgdp{4}
set cusa1 = cyclehp_lusgdp{1}
set cusa2 = cyclehp_lusgdp{2}
set cusa3 = cyclehp_lusgdp{3}
set cusa4 = cyclehp_lusgdp{4}
set dcc = cyclehp_lchangdp - cyclehp_lchangdp{1}
set dcf = cyclehp_lfrgdp - cyclehp_lfrgdp{1}
set dcg = cyclehp_lgmngdp - cyclehp_lgmngdp{1}
set dci = cyclehp_litgdp - cyclehp_litgdp{1}
set dcj = cyclehp_ljpgdp - cyclehp_ljpgdp{1}
set dcuk = cyclehp_lukgdp - cyclehp_lukgdp{1}
set dcusa = cyclehp_lusgdp - cyclehp_lusgdp{1}
set dcc1 = dcc{1}
set dcc2 = dcc{2}
set dcc3 = dcc{3}
set dcc4 = dcc{4}
set dcf1 = dcf{1}
set dcf2 = dcf{2}

```

```

set dcf3 = dcf{3}
set dcf4 = dcf{4}
set dcg1 = dcg{1}
set dcg2 = dcg{2}
set dcg3 = dcg{3}
set dcg4 = dcg{4}
set dci1 = dci{1}
set dci2 = dci{2}
set dci3 = dci{3}
set dci4 = dci{4}
set dcj1 = dcj{1}
set dcj2 = dcj{2}
set dcj3 = dcj{3}
set dcj4 = dcj{4}
set dcuk1 = dcuk{1}
set dcuk2 = dcuk{2}
set dcuk3 = dcuk{3}
set dcuk4 = dcuk{4}
set dcusa1 = dcusa{1}
set dcusa2 = dcusa{2}
set dcusa3 = dcusa{3}
set dcusa4 = dcusa{4}

*****ECM version of ADL model*****
***** Table 2 (page 696) : si p=2 alors q1 à q6 = 2*****
*Canada
linreg dcc
# constant cc1 cf1 cg1 ci1 cj1 cuk1 cusa1 dcc1 dcc2 $
dcf1 dcf2 dcg1 dcg2 dci1 dci2 $
dcj1 dcj2 dcuk1 dcuk2 dcusa1 dcusa2
test(zeros)
# 2 3 4 5 6 7 8
*france
linreg dcf
# constant cf1 cc1 cg1 ci1 cj1 cuk1 cusa1 dcf1 dcf2 $
dcc1 dcc2 dcg1 dcg2 dci1 dci2 $
dcj1 dcj2 dcuk1 dcuk2 dcusa1 dcusa2
test(zeros)
# 2 3 4 5 6 7 8
*germany
linreg dcg
# constant cg1 cf1 cc1 ci1 cj1 cuk1 cusa1 dcg1 dcg2 $
dcf1 dcf2 dcc1 dcc2 dci1 dci2 $
dcj1 dcj2 dcuk1 dcuk2 dcusa1 dcusa2
test(zeros)
# 2 3 4 5 6 7 8
*italy
linreg dci
# constant ci1 cf1 cg1 cc1 cj1 cuk1 cusa1 dci1 dci2 $
dcf1 dcf2 dcg1 dcg2 dcc1 dcc2 $
dcj1 dcj2 dcuk1 dcuk2 dcusa1 dcusa2
test(zeros)
# 2 3 4 5 6 7 8
*japan
linreg dcj
# constant cj1 cf1 cg1 ci1 cc1 cuk1 cusa1 dcj1 dcj2 $
dcf1 dcf2 dcg1 dcg2 dci1 dci2 $
dcc1 dcc2 dcuk1 dcuk2 dcusa1 dcusa2
test(zeros)
# 2 3 4 5 6 7 8
*uk
linreg dcuk
# constant cuk1 cf1 cg1 ci1 cj1 cc1 cusa1 dcuk1 dcuk2 $
dcf1 dcf2 dcg1 dcg2 dci1 dci2 $
dcj1 dcj2 dcc1 dcc2 dcusa1 dcusa2
test(zeros)
# 2 3 4 5 6 7 8

```



```

*france
linreg dcf
# constant cf1 cc1 cg1 ci1 cj1 cuk1 cusa1 dcf1 dcf2 dcf3 dcf4 $
dcc1 dcc2 dcc3 dcc4 dcg1 dcg2 dcg3 dcg4 dci1 dci2 dci3 dci4 $
dcj1 dcj2 dcj3 dcj4 dcuk1 dcuk2 dcuk3 dcuk4 dcusa1 dcusa2 dcusa3 dcusa4
test(zeros)
# 2 3 4 5 6 7 8
*germany
linreg dcg
# constant cg1 cf1 cc1 ci1 cj1 cuk1 cusa1 dcg1 dcg2 dcg3 dcg4 $
dcf1 dcf2 dcf3 dcf4 dcc1 dcc2 dcc3 dcc4 dci1 dci2 dci3 dci4 $
dcj1 dcj2 dcj3 dcj4 dcuk1 dcuk2 dcuk3 dcuk4 dcusa1 dcusa2 dcusa3 dcusa4
test(zeros)
# 2 3 4 5 6 7 8
*italy
linreg dci
# constant ci1 cf1 cg1 cc1 cj1 cuk1 cusa1 dci1 dci2 dci3 dci4 $
dcf1 dcf2 dcf3 dcf4 dcg1 dcg2 dcg3 dcg4 dcc1 dcc2 dcc3 dcc4 $
dcj1 dcj2 dcj3 dcj4 dcuk1 dcuk2 dcuk3 dcuk4 dcusa1 dcusa2 dcusa3 dcusa4
test(zeros)
# 2 3 4 5 6 7 8
*japan
linreg dcj
# constant cj1 cf1 cg1 ci1 cc1 cuk1 cusa1 dcj1 dcj2 dcj3 dcj4 $
dcf1 dcf2 dcf3 dcf4 dcg1 dcg2 dcg3 dcg4 dci1 dci2 dci3 dci4 $
dcc1 dcc2 dcc3 dcc4 dcuk1 dcuk2 dcuk3 dcuk4 dcusa1 dcusa2 dcusa3 dcusa4
test(zeros)
# 2 3 4 5 6 7 8
*uk
linreg dcuk
# constant cuk1 cf1 cg1 ci1 cj1 cc1 cusa1 dcuk1 dcuk2 dcuk3 dcuk4 $
dcf1 dcf2 dcf3 dcf4 dcg1 dcg2 dcg3 dcg4 dci1 dci2 dci3 dci4 $
dcj1 dcj2 dcj3 dcj4 dcc1 dcc2 dcc3 dcc4 dcusa1 dcusa2 dcusa3 dcusa4
test(zeros)
# 2 3 4 5 6 7 8
*usa
linreg dcusa
# constant cusa1 cf1 cg1 ci1 cj1 cuk1 cc1 dcusa1 dcusa2 dcusa3 dcusa4 $
dcf1 dcf2 dcf3 dcf4 dcg1 dcg2 dcg3 dcg4 dci1 dci2 dci3 dci4 $
dcj1 dcj2 dcj3 dcj4 dcuk1 dcuk2 dcuk3 dcuk4 dcc1 dcc2 dcc3 dcc4
test(zeros)
# 2 3 4 5 6 7 8

*****ECM version of ADL model*****
***** Table 4_5 (page 698) : si p=2 alors q1 à q6 = 2*****
*****Canada-UK-USA*****
*Canada
linreg dcc
# constant cc1 cuk1 cusa1 dcc1 dcc2 $
dcuk1 dcuk2 dcusa1 dcusa2
test(zeros)
# 2 3 4
*uk
linreg dcuk
# constant cuk1 cc1 cusa1 dcuk1 dcuk2 $
dcc1 dcc2 dcusa1 dcusa2
test(zeros)
# 2 3 4
*usa
linreg dcusa
# constant cusa1 cuk1 cc1 dcusa1 dcusa2 $
dcuk1 dcuk2 dcc1 dcc2
test(zeros)
# 2 3 4
*****France-Germany-Italy*****
*France
linreg dcf

```



```

# constant cf1 cg1 ci1 dcf1 dcf2 $
dgc1 dgc2 dci1 dci2 $
test(zeros)
# 2 3 4
*germany
linreg dgc
# constant cg1 cf1 ci1 dgc1 dgc2 $
dcf1 dcf2 dci1 dci2 $
test(zeros)
# 2 3 4
*italy
linreg dci
# constant ci1 cf1 cg1 dci1 dci2 $
dcf1 dcf2 dgc1 dgc2
test(zeros)
# 2 3 4
***** Table 4_5(page 698 : si p=3 alors q1 à q6 =3*****
*****Canada-UK-USA*****
*Canada
linreg dcc
# constant cc1 cuk1 cusa1 dcc1 dcc2 dcc3 $
dcuk1 dcuk2 dcuk3 dcusa1 dcusa2 dcusa3
test(zeros)
# 2 3 4
*uk
linreg dcuk
# constant cuk1 cc1 cusa1 dcuk1 dcuk2 dcuk3 $
dcc1 dcc2 dcc3 dcusa1 dcusa2 dcusa3
test(zeros)
# 2 3 4
*usa
linreg dcusa
# constant cusa1 cuk1 cc1 dcusa1 dcusa2 dcusa3 $
dcuk1 dcuk2 dcuk3 dcc1 dcc2 dcc3
test(zeros)
# 2 3 4
*****France-Germany-Italy*****8
*france
linreg dcf
# constant cf1 cg1 ci1 dcf1 dcf2 dcf3 $
dgc1 dgc2 dgc3 dci1 dci2 dci3
test(zeros)
# 2 3 4
*germany
linreg dgc
# constant cg1 cf1 ci1 dgc1 dgc2 dgc3 $
dcf1 dcf2 dcf3 dci1 dci2 dci3
test(zeros)
# 2 3 4
*italy
linreg dci
# constant ci1 cf1 cg1 dci1 dci2 dci3 $
dcf1 dcf2 dcf3 dgc1 dgc2 dgc3
test(zeros)
# 2 3 4

***** Table 4_5(page 698 : si p=4 alors q1 à q6 =4*****
*****Canada-UK-USA*****
*Canada
linreg dcc
# constant cc1 cuk1 cusa1 dcc1 dcc2 dcc3 dcc4 $
dcuk1 dcuk2 dcuk3 dcuk4 dcusa1 dcusa2 dcusa3 dcusa4
test(zeros)
# 2 3 4
*uk
linreg dcuk
# constant cuk1 cc1 cusa1 dcuk1 dcuk2 dcuk3 dcuk4 $

```

```

dcc1 dcc2 dcc3 dcc4 dcusa1 dcusa2 dcusa3 dcusa4
test(zeros)
# 2 3 4
*usa
linreg dcusa
# constant cusa1 cuk1 cc1 dcusa1 dcusa2 dcusa3 dcusa4 $
dcuk1 dcuk2 dcuk3 dcuk4 dcc1 dcc2 dcc3 dcc4
test(zeros)
# 2 3 4
*****France-Germany-Italy*****
*france
linreg dcf
# constant cf1 cg1 ci1 dcf1 dcf2 dcf3 dcf4 $
dgc1 dgc2 dgc3 dgc4 dci1 dci2 dci3 dci4
test(zeros)
# 2 3 4
*germany
linreg dgc
# constant cg1 cf1 ci1 dgc1 dgc2 dgc3 dgc4 $
dcf1 dcf2 dcf3 dcf4 dci1 dci2 dci3 dci4
test(zeros)
# 2 3 4
*italy
linreg dci
# constant ci1 cf1 cg1 dci1 dci2 dci3 dci4 $
dcf1 dcf2 dcf3 dcf4 dgc1 dgc2 dgc3 dgc4
test(zeros)
# 2 3 4

```

## ANNEXE 25 : PROGRAMME SOURCE (DICKY-FULLER) UTILISÉ DANS LE LOGICIEL ÉCONOMÉTRIQUE RATS AFIN DE TESTER L'EXISTENCE D'UNE RACINE UNITAIRE AU NIVEAU DES COMPOSANTES CYCLIQUES DES PAYS DU G-7

```

* DFUNIT series start end
* Computes one of the Dickey-Fuller unit root tests. References:
* Fuller, Introduction to Statistical Time Series, New York, Wiley, 1976.
* Dickey and Fuller, "Distribution of the Estimators for Time Series
* Regressions with a Unit Root", J.A.S.A., 1979, pp 427-431.
*
* The (approximate) critical values for t-test form are from
* MacKinnon, "Critical Values for Cointegration Tests", Long-Run
* Economic Relationships, R.F. Engle and C.W.J. Granger, eds,
* London, Oxford, 1991, pp 267-276
*
* Options:
* [TTEST]/NOTTEST Computes the regression t test, as opposed to the
* T(rho-1) test.
* [INTERCEPT]/NOINTERCEPT
* TREND/[NOTTREND]
* These determine whether an intercept or intercept and trend is included.
* With TREND, estimated model includes 1 and t. By default, only the 1 is included
* LAGS=number of additional lags [0]
* LAGS indicates the degree of AR polynomial on the differences
* to include in the regressions.
*
* Defines:
* %NOBS = number of regression observations + 1 (Tables are based upon this)
* %RHO = the lag coefficient
* %CDSTAT = test statistic
*
* Various other statistics (such as %DURBIN and %RSS) will be set to the values
* from the regression run.
*
* Revision Schedule:
* Written November, 1989
* Updated January, 1992 to Version 4.0
* Updated June, 2000 for Version 5.0
* Updated January 2003 to include INTERCEPT option and improve output.
*
procedure dfunit series start end
type series series
type integer start end
*
option integer lags 0
option switch intercept 1
option switch trend 0
option switch ttest 1
*
local integer startl endl nobis
local series sdiff strend
local real teststat fiddle
local string descript
local vect critvalues
*
inquire(series=series) startl>>start endl>>end
*
set sdiff startl+1 endl = series-series{1}
set strend startl+1 endl = t
if trend {
linreg(noprint,entries=6+6*(lags>0)) series startl+lags+1 endl
# series{1} constant strend sdiff{1 to lags}

```

```

compute descript='With intercept and trend'
compute nobobs=%nobobs+1
compute critvalues=|-3.9638-8.353/nobobs-47.44/(nobobs**2),-3.4126-4.039/nobobs-17.83/(nobobs**2),-3.1279-2.418/nobobs-7.58/(nobobs**2)||
}
else if intercept {
linreg(noprint,entries=5+6*(lags>0)) series startl+lags+1 endl
# series{1} constant sdiff{1 to lags}
compute descript='With intercept'
compute nobobs=%nobobs+1
compute critvalues=|-3.4335-5.999/nobobs-29.25/(nobobs**2),-2.8621-2.738/nobobs-8.36/(nobobs**2),-2.5671-1.438/nobobs-4.48/(nobobs**2)||
}
else {
linreg(noprint,entries=4+6*(lags>0)) series startl+lags+1 endl
# series{1} sdiff{1 to lags}
compute descript='Without intercept or trend'
compute nobobs=%nobobs+1
compute critvalues=|-2.5658-1.960/nobobs-10.04/(nobobs**2),-1.9393-0.398/nobobs,-1.6156-0.181/nobobs||
}
}
if lags {
summarize(noprint)
# sdiff{1 to lags}
compute fiddle=1.0/(1.0-%sumlc)
}
else
compute fiddle=1.0

display
display 'Dickey-Fuller Unit Root Test, Series' %l(series)
display 'Regression Run From' %datelabel(startl+lags+1) 'to' %datelabel(endl)
display 'Observations' nobobs
display descript 'with' lags 'lags'

if ttest {
compute teststat=(%beta(1)-1)/sqrt(%seesq*%xx(1,1))
display 'T-test statistic' teststat
display 'Critical values: 1%=' *### critvalues(1) '5%=' critvalues(2) '10%=' critvalues(3)
}
else {
compute teststat=%nobobs*fiddle*(%beta(1)-1)
display 'T(p-1) statistic' teststat
}
display
compute %nobobs=nobobs,%cdstat=teststat,%rho=%beta(1)
end

```



## ANNEXE 26 : PROGRAMMATION DU TEST DE CAUSALITÉ DE GRANGER ENTRE LES COMPOSANTES CYCLIQUES DES PAYS DU G-7 À L'AIDE DU LOGICIEL ÉCONOMÉTRIQUE RATS

```
cal 1960 1 4
allocate 1998:2
open data C:\WINDOWS\Bureau\Travaux\Karine_Rousseau\hpfiler_3_4\adl\adl_rats\cycles.xls
data(org=obs,format=xls)
```

```
*****test de causalite de granger*****
```

```
***Table3, page 697, 2 lags ***
```

```
system(model=lags2)
var cc cf cg ci cj cuk cusa
lags 1 to 2
det constant
end(system)
```

```
estimate(outsigma=v)
```

```
***Table3, page 697, 3 lags ***
```

```
system(model=lags3)
var cc cf cg ci cj cuk cusa
lags 1 to 3
det constant
end(system)
```

```
estimate(outsigma=v)
```

```
***Table3, page 697, 4 lags ***
```

```
system(model=lags4)
var cc cf cg ci cj cuk cusa
lags 1 to 4
det constant
end(system)
```

```
estimate(outsigma=v)
```

```
***Table3, page 697, 5 lags ***
```

```
system(model=lags5)
var cc cf cg ci cj cuk cusa
lags 1 to 5
det constant
end(system)
```

```
estimate(outsigma=v)
```

```
*****
```

**ANNEXE 27 : PROGRAMMATION FAITES À PARTIR DU LOGICIEL RATS  
AFIN D'ESTIMER LES COEFFICIENTS DE LONG ET DE COURT TERME  
ENTRE LES COMPOSANTES CYCLIQUES DE L'ANGLETERRE, DU  
CANADA ET DES ÉTATS-UNIS POUR LA PÉRIODE S'ÉCHELONNANT DE  
1960:1 À 1998:2 ET CHACUNE DES DEUX SOUS-PÉRIODES**

```

cal 1960 1 4
allocate 1998:2
open data C:\WINDOWS\Bureau\Travaux\Karine_Rousseau\hpfilter_3_4\adl\adl_rats\cycles.xls
data(org=obs,format=xls)
*****
set cc = cyclehp_lchangdp
set cuk = cyclehp_lukgdp
set cusa = cyclehp_lusgdp
set cc1 = cyclehp_lchangdp{1}
set cc2 = cyclehp_lchangdp{2}
set cc3 = cyclehp_lchangdp{3}
set cc4 = cyclehp_lchangdp{4}
set cuk1 = cyclehp_lukgdp{1}
set cuk2 = cyclehp_lukgdp{2}
set cuk3 = cyclehp_lukgdp{3}
set cuk4 = cyclehp_lukgdp{4}
set cusa1 = cyclehp_lusgdp{1}
set cusa2 = cyclehp_lusgdp{2}
set cusa3 = cyclehp_lusgdp{3}
set cusa4 = cyclehp_lusgdp{4}
set dcc = cyclehp_lchangdp - cyclehp_lchangdp{1}
set dcuk = cyclehp_lukgdp - cyclehp_lukgdp{1}
set dcusa = cyclehp_lusgdp - cyclehp_lusgdp{1}
set dcc1 = dcc{1}
set dcc2 = dcc{2}
set dcc3 = dcc{3}
set dcc4 = dcc{4}
set dcuk1 = dcuk{1}
set dcuk2 = dcuk{2}
set dcuk3 = dcuk{3}
set dcuk4 = dcuk{4}
set dcusa1 = dcusa{1}
set dcusa2 = dcusa{2}
set dcusa3 = dcusa{3}
set dcusa4 = dcusa{4}
*****
*****1960:1 1998:2
****si p=2 alors q1 à q6 = 2 (voir page 698, Table 6)
**(Table6,page698)Long-run estimates of cyclical component of Canada****
linreg cc
# constant cc1 cc2 cuk1 cuk2 cusa1 cusa2
dis 'aic =' (%nobs)*(log(%rss))+2*(%nreg)
dis 'sbc =' (%nobs)*(log(%rss))+(%nreg)*(log(%nobs))
com alpha0star = (%beta(1))/(1-(%beta(2))-(%beta(3)))
com betaukstar = ((%beta(4))+(%beta(5)))/(1-(%beta(2))-(%beta(3)))
com betausastar = ((%beta(6))+(%beta(7)))/(1-(%beta(2))-(%beta(3)))
dis 'alpha0star =' alpha0star
dis 'betaukstar =' betaukstar
dis 'betausastar =' betausastar
set ecmc = cc1 - alpha0star - betaukstar*cuk1 - betausastar*cusa1
**(Table7,page699)Short-run model of cyclical component of canada*
linreg dcc
# dcc1 dcc2 dcuk dcuk1 dcuk2 dcusa dcusa1 dcusa2 ecmc
dis 'aic =' (%nobs)*(log(%rss))+2*(%nreg)
dis 'sbc =' (%nobs)*(log(%rss))+(%nreg)*(log(%nobs))

```

```

***** si p=3 alors q1 à q6 = 3 (voir page 698, Table 6)
*****(Table6,page698)Long-run estimates of cyclical component of Canada****
linreg cc
# constant cc1 cc2 cc3 cuk1 cuk2 cuk3 cusa1 cusa2 cusa3
dis 'aic = ' (%nobs)*(log(%rss))+2*(%nreg)
dis 'sbc = ' (%nobs)*(log(%rss))+(%nreg)*(log(%nobs))
com alpha0star = (%beta(1))/(1-(%beta(2))-(%beta(3))-(%beta(4)))
com betaukstar = ((%beta(5))+(%beta(6))+(%beta(7)))/(1-(%beta(2))-(%beta(3))-(%beta(4)))
com betausastar = ((%beta(8))+(%beta(9))+(%beta(10)))/(1-(%beta(2))-(%beta(3))-(%beta(4)))
dis 'alpha0star = ' alpha0star
dis 'betaukstar = ' betaukstar
dis 'betausastar = ' betausastar
set ecmc = cc1 - alpha0star - betaukstar*cuk1 - betausastar*cusa1
***(Table7,page699)Short-run model of cyclical component of canada*
linreg dcc
# dcc1 dcc2 dcc3 dcuk dcuk1 dcuk2 dcuk3 dcusa dcusa1 dcusa2 dcusa3 ecmc
dis 'aic = ' (%nobs)*(log(%rss))+2*(%nreg)
dis 'sbc = ' (%nobs)*(log(%rss))+(%nreg)*(log(%nobs))
**** si p=4 alors q1 à q6 = 4 (voir page 698, Table 6)
*****(Table6,page698)Long-run estimates of cyclical component of Canada****
linreg cc
# constant cc1 cc2 cc3 cc4 cuk1 cuk2 cuk3 cuk4 cusa1 cusa2 cusa3 cusa4
dis 'aic = ' (%nobs)*(log(%rss))+2*(%nreg)
dis 'sbc = ' (%nobs)*(log(%rss))+(%nreg)*(log(%nobs))
com alpha0star = (%beta(1))/(1-(%beta(2))-(%beta(3))-(%beta(4))-(%beta(5)))
com betaukstar = ((%beta(6))+(%beta(7))+(%beta(8))+(%beta(9)))/(1-(%beta(2))-(%beta(3))-(%beta(4))-(%beta(5)))
com betausastar = ((%beta(10))+(%beta(11))+(%beta(12))+(%beta(13)))/(1-(%beta(2))-(%beta(3))-(%beta(4))-(%beta(5)))
dis 'alpha0star = ' alpha0star
dis 'betaukstar = ' betaukstar
dis 'betausastar = ' betausastar
set ecmc = cc1 - alpha0star - betaukstar*cuk1 - betausastar*cusa1
***(Table7,page699)Short-run model of cyclical component of canada*
linreg dcc
# dcc1 dcc2 dcc3 dcc4 dcuk dcuk1 dcuk2 dcuk3 dcuk4 dcusa dcusa1 dcusa2 dcusa3 dcusa4 ecmc
dis 'aic = ' (%nobs)*(log(%rss))+2*(%nreg)
dis 'sbc = ' (%nobs)*(log(%rss))+(%nreg)*(log(%nobs))
**** si p=2 alors q1 à q6 = 2 (voir page 698, Table 6)
*****(Table6,page698)Long-run estimates of cyclical component of uk****
linreg cuk
# constant cuk1 cuk2 cc1 cc2 cusa1 cusa2
dis 'aic = ' (%nobs)*(log(%rss))+2*(%nreg)
dis 'sbc = ' (%nobs)*(log(%rss))+(%nreg)*(log(%nobs))
com alpha0star = (%beta(1))/(1-(%beta(2))-(%beta(3)))
com betacstar = ((%beta(4))+(%beta(5)))/(1-(%beta(2))-(%beta(3)))
com betausastar = ((%beta(6))+(%beta(7)))/(1-(%beta(2))-(%beta(3)))
dis 'alpha0star = ' alpha0star
dis 'betacstar = ' betacstar
dis 'betausastar = ' betausastar
set ecruk = cuk1 - alpha0star - betacstar*cc1 - betausastar*cusa1
***(Table7,page699)Short-run model of cyclical component of uk*
linreg dcuk
# dcuk1 dcuk2 dcc dcc1 dcc2 dcusa dcusa1 dcusa2 ecruk
dis 'aic = ' (%nobs)*(log(%rss))+2*(%nreg)
dis 'sbc = ' (%nobs)*(log(%rss))+(%nreg)*(log(%nobs))
**** si p=3 alors q1 à q6 = 3 (voir page 698, Table 6)
*****(Table6,page698)Long-run estimates of cyclical component of uk****
linreg cuk
# constant cuk1 cuk2 cuk3 cc1 cc2 cc3 cusa1 cusa2 cusa3
dis 'aic = ' (%nobs)*(log(%rss))+2*(%nreg)
dis 'sbc = ' (%nobs)*(log(%rss))+(%nreg)*(log(%nobs))
com alpha0star = (%beta(1))/(1-(%beta(2))-(%beta(3))-(%beta(4)))
com betacstar = ((%beta(5))+(%beta(6))+(%beta(7)))/(1-(%beta(2))-(%beta(3))-(%beta(4)))
com betausastar = ((%beta(8))+(%beta(9))+(%beta(10)))/(1-(%beta(2))-(%beta(3))-(%beta(4)))
dis 'alpha0star = ' alpha0star
dis 'betacstar = ' betacstar
dis 'betausastar = ' betausastar

```



```

set ecmuk = cuk1 - alpha0star - betacstar*cc1 - betausastar*cusa1
**(Table7,page699)Short-run model of cyclical component of uk*
linreg dcuk
# dcuk1 dcuk2 dcuk3 dcc dcc1 dcc2 dcc3 dcusa dcusa1 dcusa2 dcusa3 ecmuk
dis 'aic = ' (%nobs)*(log(%rss))+2*(%nreg)
dis 'sbc = ' (%nobs)*(log(%rss))+(%nreg)*(log(%nobs))
**** si p=4 alors q1 à q6 = 4 (voir page 698, Table 6)
**(Table6,page698)Long-run estimates of cyclical component of uk****
linreg cuk
# constant cuk1 cuk2 cuk3 cuk4 cc1 cc2 cc3 cc4 cusa1 cusa2 cusa3 cusa4
dis 'aic = ' (%nobs)*(log(%rss))+2*(%nreg)
dis 'sbc = ' (%nobs)*(log(%rss))+(%nreg)*(log(%nobs))
com alpha0star = (%beta(1))/(1-(%beta(2))-(%beta(3))-(%beta(4))-(%beta(5)))
com betacstar = ((%beta(6))+(%beta(7))+(%beta(8))+(%beta(9)))/(1-(%beta(2))-(%beta(3))-(%beta(4))-(%beta(5)))
com betausastar = ((%beta(10))+(%beta(11))+(%beta(12))+(%beta(13)))/(1-(%beta(2))-(%beta(3))-(%beta(4))-(%beta(5)))
dis 'alpha0star = ' alpha0star
dis 'betacstar = ' betacstar
dis 'betausastar = ' betausastar
set ecmuk = cuk1 - alpha0star - betacstar*cc1 - betausastar*cusa1
**(Table7,page699)Short-run model of cyclical component of uk*
linreg dcuk
# dcuk1 dcuk2 dcuk3 dcuk4 dcc dcc1 dcc2 dcc3 dcc4 dcusa dcusa1 dcusa2 dcusa3 dcusa4 ecmuk
dis 'aic = ' (%nobs)*(log(%rss))+2*(%nreg)
dis 'sbc = ' (%nobs)*(log(%rss))+(%nreg)*(log(%nobs))
****si p=2 alors q1 à q6 = 2 (voir page 698, Table 6)
**(Table6,page698)Long-run estimates of cyclical component of usa****
linreg cusa
# constant cusa1 cusa2 cuk1 cuk2 cc1 cc2
dis 'aic = ' (%nobs)*(log(%rss))+2*(%nreg)
dis 'sbc = ' (%nobs)*(log(%rss))+(%nreg)*(log(%nobs))
com alpha0star = (%beta(1))/(1-(%beta(2))-(%beta(3)))
com betaukstar = ((%beta(4))+(%beta(5)))/(1-(%beta(2))-(%beta(3)))
com betacstar = ((%beta(6))+(%beta(7)))/(1-(%beta(2))-(%beta(3)))
dis 'alpha0star = ' alpha0star
dis 'betaukstar = ' betaukstar
dis 'betacstar = ' betacstar
set ecmusa = cusa1 - alpha0star - betaukstar*cuk1 - betacstar*cc1
**(Table7,page699)Short-run model of cyclical component of usa*
linreg dcusa
# dcusa1 dcusa2 dcuk1 dcuk2 dcc1 dcc2 ecmusa
dis 'aic = ' (%nobs)*(log(%rss))+2*(%nreg)
dis 'sbc = ' (%nobs)*(log(%rss))+(%nreg)*(log(%nobs))
**** si p=3 alors q1 à q6 = 3 (voir page 698, Table 6)
**(Table6,page698)Long-run estimates of cyclical component of usa****
linreg cusa
# constant cusa1 cusa2 cusa3 cuk1 cuk2 cuk3 cc1 cc2 cc3
dis 'aic = ' (%nobs)*(log(%rss))+2*(%nreg)
dis 'sbc = ' (%nobs)*(log(%rss))+(%nreg)*(log(%nobs))
com alpha0star = (%beta(1))/(1-(%beta(2))-(%beta(3))-(%beta(4)))
com betaukstar = ((%beta(5))+(%beta(6))+(%beta(7)))/(1-(%beta(2))-(%beta(3))-(%beta(4)))
com betacstar = ((%beta(8))+(%beta(9))+(%beta(10)))/(1-(%beta(2))-(%beta(3))-(%beta(4)))
dis 'alpha0star = ' alpha0star
dis 'betaukstar = ' betaukstar
dis 'betacstar = ' betacstar
set ecmusa = cusa1 - alpha0star - betaukstar*cuk1 - betacstar*cc1
**(Table7,page699)Short-run model of cyclical component of usa*
linreg dcusa
# dcusa1 dcusa2 dcusa3 dcuk dcuk1 dcuk2 dcuk3 dcc dcc1 dcc2 dcc3 ecmusa
dis 'aic = ' (%nobs)*(log(%rss))+2*(%nreg)
dis 'sbc = ' (%nobs)*(log(%rss))+(%nreg)*(log(%nobs))
**** si p=4 alors q1 à q6 = 4 (voir page 698, Table 6)
**(Table6,page698)Long-run estimates of cyclical component of usa****
linreg cusa
# constant cusa1 cusa2 cusa3 cusa4 cuk1 cuk2 cuk3 cuk4 cc1 cc2 cc3 cc4
dis 'aic = ' (%nobs)*(log(%rss))+2*(%nreg)
dis 'sbc = ' (%nobs)*(log(%rss))+(%nreg)*(log(%nobs))

```



```

com alpha0star = (%beta(1))/(1-(%beta(2))-(%beta(3))-(%beta(4))-(%beta(5)))
com betaukstar = ((%beta(6))+(%beta(7))+(%beta(8))+(%beta(9)))/(1-(%beta(2))-(%beta(3))-(%beta(4))-(%beta(5)))
com betacstar = ((%beta(10))+(%beta(11))+(%beta(12))+(%beta(13)))/(1-(%beta(2))-(%beta(3))-(%beta(4))-(%beta(5)))
dis 'alpha0star =' alpha0star
dis 'betaukstar =' betaukstar
dis 'betacstar =' betacstar
set ecmusa = cusa1 - alpha0star - betaukstar*cuk1 - betacstar*cc1
**(Table7,page699)Short-run model of cyclical component of usa*
linreg dcusa
# dcusa1 dcusa2 dcusa3 dcusa4 dcuk dcuk1 dcuk2 dcuk3 dcuk4 dcc dcc1 dcc2 dcc3 dcc4 ecmusa
dis 'aic = ' (%nobs)*(log(%rssl))+2*(%nreg)
dis 'sbc = ' (%nobs)*(log(%rssl))+(%nreg)*(log(%nobs))
*****

```

**ANNEXE 28 : PROGRAMMATION FAITES À PARTIR DU LOGICIEL RATS  
AFIN D'ESTIMER LES COEFFICIENTS DE LONG ET DE COURT TERME  
ENTRE LES COMPOSANTES CYCLIQUES DE L'ALLEMAGNE, DE LA  
FRANCE ET DE L'ITALIE POUR LA PÉRIODE S'ÉCHELONNANT DE  
1960:1 À 1998:2 ET CHACUNE DES DEUX SOUS-PÉRIODES**

```

cal 1960 1 4
allocate 1998:2
open data C:\WINDOWS\Bureau\Travaux\Karine_Rousseau\hpfilter_3_4\ad\adl_rats\cycles.xls
data(org=obs,format=xls)
set cf = cyclehp_lfrgdp
set cg = cyclehp_lgmgdp
set ci = cyclehp_litgdp
set cf1 = cyclehp_lfrgdp{1}
set cf2 = cyclehp_lfrgdp{2}
set cf3 = cyclehp_lfrgdp{3}
set cf4 = cyclehp_lfrgdp{4}
set cg1 = cyclehp_lgmgdp{1}
set cg2 = cyclehp_lgmgdp{2}
set cg3 = cyclehp_lgmgdp{3}
set cg4 = cyclehp_lgmgdp{4}
set ci1 = cyclehp_litgdp{1}
set ci2 = cyclehp_litgdp{2}
set ci3 = cyclehp_litgdp{3}
set ci4 = cyclehp_litgdp{4}
set dcf = cyclehp_lfrgdp - cyclehp_lfrgdp{1}
set dcg = cyclehp_lgmgdp - cyclehp_lgmgdp{1}
set dci = cyclehp_litgdp - cyclehp_litgdp{1}
set dcf1 = dcf{1}
set dcf2 = dcf{2}
set dcf3 = dcf{3}
set dcf4 = dcf{4}
set dcg1 = dcg{1}
set dcg2 = dcg{2}
set dcg3 = dcg{3}
set dcg4 = dcg{4}
set dci1 = dci{1}
set dci2 = dci{2}
set dci3 = dci{3}
set dci4 = dci{4}
*****1960:1 1998:2
****si p=2 alors q1 à q6 = 2 (voir page 698, Table 6)
**(Table6,page698)Long-run estimates of cyclical component of France****
linreg cf
# constant cf1 cf2 cg1 cg2 ci1 ci2
dis 'aic =' (%nobs)*(log(%rss))+2*(%nreg)
dis 'sbc =' (%nobs)*(log(%rss))+(%nreg)*(log(%nobs))
com alpha0star = (%beta(1))/(1-(%beta(2))-(%beta(3)))
com betagstar = ((%beta(4))+(%beta(5)))/(1-(%beta(2))-(%beta(3)))
com betaistar = ((%beta(6))+(%beta(7)))/(1-(%beta(2))-(%beta(3)))
dis 'alpha0star =' alpha0star
dis 'betagstar =' betagstar
dis 'betaistar =' betaistar
set ecmf = cf1 - alpha0star - betagstar*cg1 - betaistar*ci1
**(Table7,page699)Short-run model of cyclical component of france*
linreg dcf
# dcf1 dcf2 dcg dcg1 dcg2 dci dci1 dci2 ecmf
dis 'aic =' (%nobs)*(log(%rss))+2*(%nreg)
dis 'sbc =' (%nobs)*(log(%rss))+(%nreg)*(log(%nobs))
**** si p=3 alors q1 à q6 = 3 (voir page 699, Table 7)
**(Table6,page698)Long-run estimates of cyclical component of France****

```

```

linreg cf
# constant cf1 cf2 cf3 cg1 cg2 cg3 ci1 ci2 ci3
dis 'aic = (%nobs)*(log(%rss))+2*(%nreg)
dis 'sbc = (%nobs)*(log(%rss))+(%nreg)*(log(%nobs))
com alpha0star = (%beta(1))/(1-(%beta(2))-(%beta(3))-(%beta(4)))
com betagstar = ((%beta(5))+(%beta(6))+(%beta(7)))/(1-(%beta(2))-(%beta(3))-(%beta(4)))
com betaistar = ((%beta(8))+(%beta(9))+(%beta(10)))/(1-(%beta(2))-(%beta(3))-(%beta(4)))
dis 'alpha0star = ' alpha0star
dis 'betagstar = ' betagstar
dis 'betaistar = ' betaistar
set ecmf = cf1 - alpha0star - betagstar*cg1 - betaistar*ci1
**(Table7,page699)Short-run model of cyclical component of france*
linreg dcf
# dcf1 dcf2 dcf3 dcf4 dcf5 dcf6 dcf7 dcf8 dcf9 dcf10 dcf11 dcf12 dcf13 dcf14 dcf15 dcf16 dcf17 dcf18 dcf19 dcf20
dis 'aic = (%nobs)*(log(%rss))+2*(%nreg)
dis 'sbc = (%nobs)*(log(%rss))+(%nreg)*(log(%nobs))
**** si p=4 alors q1 à q6 = 4 (voir page 698, Table 6)
**(Table6,page698)Long-run estimates of cyclical component of France****
linreg cf
# constant cf1 cf2 cf3 cf4 cg1 cg2 cg3 cg4 ci1 ci2 ci3 ci4
dis 'aic = (%nobs)*(log(%rss))+2*(%nreg)
dis 'sbc = (%nobs)*(log(%rss))+(%nreg)*(log(%nobs))
com alpha0star = (%beta(1))/(1-(%beta(2))-(%beta(3))-(%beta(4))-(%beta(5)))
com betagstar = ((%beta(6))+(%beta(7))+(%beta(8))+(%beta(9)))/(1-(%beta(2))-(%beta(3))-(%beta(4))-(%beta(5)))
com betaistar = ((%beta(10))+(%beta(11))+(%beta(12))+(%beta(13)))/(1-(%beta(2))-(%beta(3))-(%beta(4))-(%beta(5)))
dis 'alpha0star = ' alpha0star
dis 'betagstar = ' betagstar
dis 'betaistar = ' betaistar
set ecmf = cf1 - alpha0star - betagstar*cg1 - betaistar*ci1
**(Table7,page699)Short-run model of cyclical component of france*
linreg dcf
# dcf1 dcf2 dcf3 dcf4 dcf5 dcf6 dcf7 dcf8 dcf9 dcf10 dcf11 dcf12 dcf13 dcf14 dcf15 dcf16 dcf17 dcf18 dcf19 dcf20
dis 'aic = (%nobs)*(log(%rss))+2*(%nreg)
dis 'sbc = (%nobs)*(log(%rss))+(%nreg)*(log(%nobs))
****si p=2 alors q1 à q6 = 2 (voir page 698, Table 6)
**(Table6,page698)Long-run estimates of cyclical component of Germany****
linreg cg
# constant cg1 cg2 cf1 cf2 ci1 ci2
dis 'aic = (%nobs)*(log(%rss))+2*(%nreg)
dis 'sbc = (%nobs)*(log(%rss))+(%nreg)*(log(%nobs))
com alpha0star = (%beta(1))/(1-(%beta(2))-(%beta(3)))
com betafstar = ((%beta(4))+(%beta(5)))/(1-(%beta(2))-(%beta(3)))
com betaistar = ((%beta(6))+(%beta(7)))/(1-(%beta(2))-(%beta(3)))
dis 'alpha0star = ' alpha0star
dis 'betaifstar = ' betafstar
dis 'betaistar = ' betaistar
set ecmg = cg1 - alpha0star - betafstar*cf1 - betaistar*ci1
**(Table7,page699)Short-run model of cyclical component of germany*
linreg dcf
# dcf1 dcf2 dcf3 dcf4 dcf5 dcf6 dcf7 dcf8 dcf9 dcf10 dcf11 dcf12 dcf13 dcf14 dcf15 dcf16 dcf17 dcf18 dcf19 dcf20
dis 'aic = (%nobs)*(log(%rss))+2*(%nreg)
dis 'sbc = (%nobs)*(log(%rss))+(%nreg)*(log(%nobs))
**** si p=3 alors q1 à q6 = 3 (voir page 699, Table 7)
**(Table6,page698)Long-run estimates of cyclical component of Germany****
linreg cg
# constant cg1 cg2 cg3 cf1 cf2 cf3 ci1 ci2 ci3
dis 'aic = (%nobs)*(log(%rss))+2*(%nreg)
dis 'sbc = (%nobs)*(log(%rss))+(%nreg)*(log(%nobs))
com alpha0star = (%beta(1))/(1-(%beta(2))-(%beta(3))-(%beta(4)))
com betafstar = ((%beta(5))+(%beta(6))+(%beta(7)))/(1-(%beta(2))-(%beta(3))-(%beta(4)))
com betaistar = ((%beta(8))+(%beta(9))+(%beta(10)))/(1-(%beta(2))-(%beta(3))-(%beta(4)))
dis 'alpha0star = ' alpha0star
dis 'betaifstar = ' betafstar
dis 'betaistar = ' betaistar
set ecmg = cg1 - alpha0star - betafstar*cf1 - betaistar*ci1
**(Table7,page699)Short-run model of cyclical component of germany*
linreg dcf

```



```

# dcg1 dcg2 dcg3 dcf dcf1 dcf2 dcf3 dci dci1 dci2 dci3 ecmg
dis 'aic =' (%nobs)*(log(%rss))+2*(%nreg)
dis 'sbc =' (%nobs)*(log(%rss))+(%nreg)*(log(%nobs))
**** si p=4 alors q1 à q6 = 4 (voir page 698, Table 6)
****(Table6,page698)Long-run estimates of cyclical component of Germany****
linreg cg
# constant cg1 cg2 cg3 cg4 cf1 cf2 cf3 cf4 ci1 ci2 ci3 ci4
dis 'aic =' (%nobs)*(log(%rss))+2*(%nreg)
dis 'sbc =' (%nobs)*(log(%rss))+(%nreg)*(log(%nobs))
com alpha0star = (%beta(1))/(1-(%beta(2))-(%beta(3))-(%beta(4))-(%beta(5)))
com betafstar = ((%beta(6))+(%beta(7))+(%beta(8))+(%beta(9)))/(1-(%beta(2))-(%beta(3))-(%beta(4))-(%beta(5)))
com betaistar = ((%beta(10))+(%beta(11))+(%beta(12))+(%beta(13)))/(1-(%beta(2))-(%beta(3))-(%beta(4))-(%beta(5)))
dis 'alpha0star =' alpha0star
dis 'betafstar =' betafstar
dis 'betaistar =' betaistar
set ecmg = cg1 - alpha0star - betafstar*cf1 - betaistar*ci1
**(Table7,page699)Short-run model of cyclical component of germany*
linreg dcg
# dcg1 dcg2 dcg3 dcg4 dcf dcf1 dcf2 dcf3 dcf4 dci dci1 dci2 dci3 dci4 ecmg
dis 'aic =' (%nobs)*(log(%rss))+2*(%nreg)
dis 'sbc =' (%nobs)*(log(%rss))+(%nreg)*(log(%nobs))
****si p=2 alors q1 à q6 = 2 (voir page 698, Table 6)
**(Table6,page698)Long-run estimates of cyclical component of Italy****
linreg ci
# constant ci1 ci2 cf1 cf2 cg1 cg2
dis 'aic =' (%nobs)*(log(%rss))+2*(%nreg)
dis 'sbc =' (%nobs)*(log(%rss))+(%nreg)*(log(%nobs))
com alpha0star = (%beta(1))/(1-(%beta(2))-(%beta(3)))
com betafstar = ((%beta(4))+(%beta(5)))/(1-(%beta(2))-(%beta(3)))
com betagstar = ((%beta(6))+(%beta(7)))/(1-(%beta(2))-(%beta(3)))
dis 'alpha0star =' alpha0star
dis 'betafstar =' betafstar
dis 'betagstar =' betagstar
set ecmi = ci1 - alpha0star - betafstar*cf1 - betagstar*cg1
**(Table7,page699)Short-run model of cyclical component of italy*
linreg dci
# dci1 dci2 dcf dcf1 dcf2 dcf3 dcf4 dci dci1 dci2 dci3 ecmi
dis 'aic =' (%nobs)*(log(%rss))+2*(%nreg)
dis 'sbc =' (%nobs)*(log(%rss))+(%nreg)*(log(%nobs))
**** si p=3 alors q1 à q6 = 3 (voir page 699, Table 7)
****(Table6,page698)Long-run estimates of cyclical component of Italy****
linreg ci
# constant ci1 ci2 ci3 cf1 cf2 cf3 cg1 cg2 cg3
dis 'aic =' (%nobs)*(log(%rss))+2*(%nreg)
dis 'sbc =' (%nobs)*(log(%rss))+(%nreg)*(log(%nobs))
com alpha0star = (%beta(1))/(1-(%beta(2))-(%beta(3))-(%beta(4)))
com betafstar = ((%beta(5))+(%beta(6))+(%beta(7)))/(1-(%beta(2))-(%beta(3))-(%beta(4)))
com betagstar = ((%beta(8))+(%beta(9))+(%beta(10)))/(1-(%beta(2))-(%beta(3))-(%beta(4)))
dis 'alpha0star =' alpha0star
dis 'betafstar =' betafstar
dis 'betagstar =' betagstar
set ecmi = ci1 - alpha0star - betafstar*cf1 - betagstar*cg1
****(Table7,page699)Short-run model of cyclical component of italy*
linreg dci
# dci1 dci2 dci3 dcf dcf1 dcf2 dcf3 dcf4 dci dci1 dci2 dci3 dci4 ecmi
dis 'aic =' (%nobs)*(log(%rss))+2*(%nreg)
dis 'sbc =' (%nobs)*(log(%rss))+(%nreg)*(log(%nobs))
**** si p=4 alors q1 à q6 = 4 (voir page 698, Table 6)
****(Table6,page698)Long-run estimates of cyclical component of Italy****
linreg ci
# constant ci1 ci2 ci3 ci4 cf1 cf2 cf3 cf4 cg1 cg2 cg3 cg4
dis 'aic =' (%nobs)*(log(%rss))+2*(%nreg)
dis 'sbc =' (%nobs)*(log(%rss))+(%nreg)*(log(%nobs))
com alpha0star = (%beta(1))/(1-(%beta(2))-(%beta(3))-(%beta(4))-(%beta(5)))
com betafstar = ((%beta(6))+(%beta(7))+(%beta(8))+(%beta(9)))/(1-(%beta(2))-(%beta(3))-(%beta(4))-(%beta(5)))
com betagstar = ((%beta(10))+(%beta(11))+(%beta(12))+(%beta(13)))/(1-(%beta(2))-(%beta(3))-(%beta(4))-(%beta(5)))
dis 'alpha0star =' alpha0star

```



```
dis 'betafstar =' betafstar
dis 'betagstar =' betagstar
set ecmi = ci1 - alpha0star - betafstar*cf1 - betagstar*cg1
**(Table7,page699)Short-run model of cyclical component of italy*
linreg dci
# dci1 dci2 dci3 dci4 dcf dcf1 dcf2 dcf3 dcf4 dcg dcg1 dcg2 dcg3 dcg4 ecmi
dis 'aic =' (%nobs)*(log(%rss))+2*(%nreg)
dis 'sbc =' (%nobs)*(log(%rss))+(%nreg)*(log(%nobs))
```

**ANNEXE 29 : LES DATES DES SOMMETS ET DES CREUX DES CYCLES  
EN TAUX DE CROISSANCE ENTRE 1948-1998**

GROWTH RATE CYCLE PEAK AND TROUGH DATES IN THE G-7 COUNTRIES, 1949-2000								
Period	Peak or Trough	Germany	United Kingdom	Canada	France	Italy	Japan	United States
1959-1961	P		10/59	4/59	9/60		2/60	5/59
	T			2/61				12/60
1961-1963	P			2/62				11/61
	T	2/63	3/62	3/63			1/63	12/62
1963-1966	P	1/65	7/63	1/64		7/63	10/63	
	T		9/66	11/64	3/65	3/65	4/65	
1966-1968	P			2/66	7/66	11/67	7/67	1/66
	T	3/67		2/68	5/68			5/67
1968-1969	P	1/69	3/68	1/69	11/68			7/68
	T						9/69	
1969-1971	P						5/70	
	T	9/71	2/71	5/70	2/71	3/71	12/71	11/70
1971-1972	P			8/71				
	T			9/72				
1973-1975	P	1/73	1/73	4/73	2/73	11/73	2/73	1/73
	T	12/74	5/75	1/75	3/75	4/75	2/74	3/75
1975-1978	P	4/76	7/76	5/76	7/76	1/77	12/76	2/76
	T	7/77	4/77	9/77		10/77	7/77	
1978-1980	P	5/79	6/79	4/79		12/79	2/79	
	T		5/80	5/80	6/80		11/80	6/80
1980-1983	P			1/81	4/82		7/81	1/81
	T	10/82		7/82		9/82	5/83	7/82
1983-1985	P		10/83	11/83		8/84		1/84
	T		8/84		11/84			
1985-1986	P		5/85		11/85		1/85	
	T		12/85	11/86		4/86	7/86	
1986-1987	P	4/86						
	T	1/87			3/87			1/87
1987-1988	P							12/87
	T							
1988-1989	P		1/88	1/88	2/88	2/88	2/88	
	T						5/89	
1989-1991	P						3/90	
	T		4/91	2/91				2/91
1991-1994	P	1/91						
	T	1/93			5/93	11/92	12/93	
1994-1995	P	12/94	7/94	11/94			12/94	5/94
	T		8/95				7/95	
1995-1997	P				1/95	2/96		
	T	1/97		6/96	9/96			1/96
1997-1999	P	3/98	7/97	7/97			3/97	1/98
	T	2/99	2/99	7/98		9/98	4/98	9/99
2000-	P							4/00

Source : Economic Cycle Research Institute, New York City. Note that shaded cells represent periods for which data are not available.

**ANNEXE 30 : LES POIDS DU PIB DES PAYS DU G-7 EN TERME DE LA  
PARITÉ DES POUVOIR D'ACHAT DE 1990 (EN MILLIONS \$US)**

<b>Poids du PIB des pays appartenant au G-7 mesurés en fonction de leurs PPA pour 1990 (millions \$US)</b>		
<b>Pays</b>	<b>\$PPA<sub>a</sub></b>	<b>Poids</b>
GM	1736,1	0,1094
CAN	372,7	0,0235
FR	1198,6	0,0756
IT	1148	0,0724
JP	2924,5	0,1844
UK	1095,5	0,0691
US	7388,1	0,4657
<b>G-7</b>	<b>15863,50</b>	<b>1</b>

a : Parité des pouvoirs d'achat ; où la production est ajustée pour des variations dans le pouvoir d'achat

SOURCE: Main Economic indicator published by OCDE in avril 1999

<b>Poids du PIB des pays appartenant au G-7 mesurés en fonction de leurs PPA pour 1990 (millions \$US)</b>		
<b>Pays</b>	<b>\$PPA<sub>a</sub></b>	<b>Poids</b>
GM	1736,1	0,4252
FR	1198,6	0,2936
IT	1148	0,2812
<b>ZONE EURO</b>	<b>4082,70</b>	<b>1</b>

a : Parité des pouvoirs d'achat ; où la production est ajustée pour des variations dans le pouvoir d'achat

SOURCE: Main Economic indicator published by OCDE in avril 1999

<b>Poids du PIB des pays appartenant au G-7 mesurés en fonction de leurs PPA pour 1990 (millions \$US)</b>		
<b>Pays</b>	<b>\$PPA<sub>a</sub></b>	<b>Poids</b>
CAN	372,7	0,0421
UK	1095,5	0,1237
US	7388,1	0,8342
<b>ZONE ANGLO</b>	<b>8856,30</b>	<b>1</b>

a : Parité des pouvoirs d'achat ; où la production est ajustée pour des variations dans le pouvoir d'achat

SOURCE: Main Economic indicator published by OCDE in avril 1999

**ANNEXE 31 : MOYENNE DES TAUX DE CROISSANCE DU PIB  
TRIMESTRIEL DES PAYS DU G-7 SUR DIFFÉRENTES PÉRIODES**

Moyenne des taux de croissance du PIB trimestriel (%) des pays du G-7, 1960-1998							
Périodes	Canada	France	Allemagne	Italie	Japon	Angleterre	États-Unis
1960:1-1998:2	0,928	0,835	0,764	0,846	1,207	0,581	0,733
1960:1-1979:4	1,208	1,192	0,874	1,191	1,666	0,602	0,833
1980:1-1998:2	0,621	0,444	0,643	0,469	0,703	0,558	0,624
1960:1-1969:4	1,332	1,476	1,057	1,506	2,354	0,726	1,038
1970:1-1979:4	1,091	0,923	0,700	0,891	1,010	0,485	0,637
1980:1-1989:4	0,716	0,472	0,613	0,589	0,924	0,621	0,627
1990:1-1998:2	0,841	0,740	1,157	0,645	0,971	0,823	0,932



## ANNEXE 32 : LE SPECTRE DU LOGARITHME DU PIB DE CHACUN DES PAYS DU G-7

Figure 11 : Le spectre du logarithme du PIB de chacun des pays du G-7

