

La croissance européenne perturbée par un cycle de courte période

Guilhem Bentoglio, Jacky Fayolle et Matthieu Lemoine*

Comment réagir quand les indicateurs conjoncturels donnent des signaux divergents, signes d'une situation économique en apparence troublée et hésitante, comme par exemple en 1998 ? Comment interpréter les écarts de conjoncture entre les pays européens ? Ces questions, cruciales pour le conjoncturiste comme pour les instances de politique économique, peuvent être éclairées par l'analyse cyclique des PIB des pays européens.

Si l'on observe la zone euro au niveau agrégé sur longue période, le cycle conjoncturel européen se décompose en fait en deux cycles de périodes distinctes : aux fluctuations généralement étudiées, d'ordre décennal et liées aux mouvements de l'investissement, s'ajoute un cycle court, d'environ trois ans, lié aux variations de stocks. La combinaison de ces deux cycles distincts permet d'interpréter plus aisément des épisodes apparemment hésitants de la conjoncture et d'apprécier l'opportunité d'une décision de politique économique, étant donnés les délais de diffusion à l'économie réelle.

Un cycle de courte période se retrouve dans la plupart des pays de la zone euro. Ces cycles courts nationaux présentent des profils analogues à celui de la zone agrégée. Cependant, les fluctuations cycliques de court terme ne peuvent se réduire à une unique composante européenne : des groupes de pays apparaissent, conduits par l'Allemagne, la France et l'Italie, dont la synchronisation varie au cours du temps. Ainsi, un pays de la zone peut s'écarter de la conjoncture européenne, ce qui pose la question de la répartition des rôles en termes de politique économique européenne et du niveau d'action pertinent.

* Guilhem Bentoglio est chargé de mission au Commissariat général du Plan, Jacky Fayolle est directeur de l'Ires et professeur associé à l'Université Pierre Mendès-France de Grenoble et Matthieu Lemoine est économiste à l'OFCE.
Les noms et dates entre parenthèses renvoient à la bibliographie en fin d'article.

A la différence des États-Unis qui ont connu une longue phase de croissance du début des années 1990 jusqu'à l'éclatement de la bulle Internet en 2000, la conjoncture européenne fait preuve depuis quelques années d'un caractère particulièrement heurté. À la récession européenne de 1993 a succédé une reprise avortée dès 1995, puis le « trou d'air » (1) de 1998 et enfin un profond ralentissement en 2001 à la suite de la récession américaine.

On se propose, en considérant la zone euro à un niveau agrégé sur longue période, de réinterpréter cette histoire récente en mobilisant les instruments de l'analyse cyclique. Apprécier l'évolution du comportement cyclique européen devrait également contribuer à éclairer les vifs débats ayant porté récemment aussi bien sur les piliers de la stratégie de la Banque centrale européenne que sur les règles de politique budgétaire définies dans le Pacte de stabilité. Seule en effet une caractérisation pertinente des cycles européens devrait permettre d'explicitier les notions de déficit public structurel ou de tension inflationniste utilisées en politique économique.

L'analyse des cycles économiques européens livre deux enseignements principaux. D'une part, la conjoncture heurtée des années 1990 peut être comprise en tenant compte de l'existence d'un cycle de courte période en Europe. Au cycle le plus souvent considéré dans la littérature économique, qui suit les mouvements de l'investissement avec une période d'environ dix ans, s'ajoute, avec un poids particulièrement important ces dernières années, un cycle court d'environ trois ans associé aux mouvements de stockage et de déstockage. D'autre part, à un niveau désagrégé, ce cycle court a pesé sur la plupart des conjonctures nationales et a connu une certaine synchronisation, malgré des divergences ponctuelles entre plusieurs groupes de pays conduits par l'Allemagne, la France et l'Italie.

Dans cet article, les cycles considérés sont des cycles de croissance, c'est-à-dire des déviations à des tendances. Leur estimation requiert donc de mener des décompositions tendance-cycle. Parmi la diversité des méthodes possibles, les modèles à composantes inobservables ont été retenus. Le logiciel STAMP (Koopman, Harvey, Doornik et Shephard, 2000) est utilisé pour réaliser les estimations. Ces dernières sont effectuées sur des séries de PIB trimestriels pour les pays de la zone euro, sur la période allant du premier trimestre 1960 au deuxième ou troisième trimestre 2002 (sources Eurostat et OCDE).

Le cycle conjoncturel européen se décompose en un cycle long et un cycle court

Avant d'étudier la dualité du cycle européen, il convient de présenter les données utilisées et la spécification des modèles retenus. L'application des modèles à composantes inobservables requiert l'évaluation, sur les décennies écoulées, d'un PIB trimestriel européen qui est une reconstruction statistique fragile, mais qui relève aussi d'un pari sur la consistance minimale de l'espace conjoncturel européen. On se propose d'identifier les cycles de la zone euro sur les quatre décennies complètes 1960 à 1990, alors que cette zone n'est véritablement constituée comme telle qu'à la toute fin de la dernière décennie.

Le PIB agrégé de la zone euro est rétrospectivement calculé depuis 1960 comme l'agrégation additive des PIB nationaux aux prix de 1995, convertis en dollars au taux de change de parité des pouvoirs d'achat de cette année-là (2). À cause de leurs fortes particularités cycliques, l'Irlande et le Luxembourg ont été tenus à l'écart de cette agrégation, qui ne prend ainsi en compte que dix pays, parmi les douze de la zone euro. Dans le présent article, l'adjectif « européen » renverra donc par commodité à ces dix pays. L'exclusion de l'Irlande et du Luxembourg, pays dont le poids dans l'ensemble est faible, n'a que des conséquences limitées sur les résultats concernant le PIB européen agrégé. Le PIB européen agrégé incorpore une rupture de son niveau au premier trimestre 1991, lorsque les *Länder* est-allemands rejoignent l'Allemagne fédérale et l'Union européenne.

Dans le cadre des modèles à composantes inobservables (cf. encadré 1), il est difficile de décomposer le PIB européen en tendance et cycles par un modèle univarié. En effet, l'estimation est rendue malaisée par l'ensemble des irrégularités, d'ordre statistique ou effectif, qui perturbe sur le passé la régulation conjoncturelle de cet ensemble à certains égards virtuel qu'est la zone euro reconstituée. La décomposition univariée obtenue est sensible aux bornes

1. En 1998, suite à la crise asiatique, certains indicateurs signalaient un ralentissement conjoncturel mais une incertitude persistait quant à savoir s'il s'agissait d'un retournement durable du cycle d'activité. Le ministre de l'Économie, des Finances et de l'Industrie de l'époque, Dominique Strauss-Kahn, avait alors qualifié ce flottement conjoncturel de « trou d'air », c'est-à-dire de ralentissement passager.

2. Les sources utilisées sont la base Euro-Indicators d'Eurostat, complétée avant 1980 par la base BSDB de l'OCDE.

DÉCOMPOSER UNE SÉRIE EN TENDANCE ET CYCLES AVEC DES MODÈLES À COMPOSANTES INOBSERVABLES

Tous les cycles commentés dans cet article sont obtenus à partir des modèles univariés ou multivariés à composantes inobservables proposés par Andrew Harvey (Harvey, 1989 ; Koopman et Harvey, 1997). Ces modèles statistiques ont l'avantage sur d'autres méthodes plus descriptives de fournir une modélisation dynamique temporelle de la tendance et des cycles et d'être soumis à estimation et à tests.

Chaque série de PIB, en logarithme, est décomposée de manière additive entre une tendance, deux cycles et une composante irrégulière (« *bruit blanc* »). Chacune des composantes est stochastique. Elles sont mutuellement non corrélées entre elles.

$$y_t = T_t + C_t^1 + C_t^2 + \varepsilon_t \quad \forall t$$

Modélisation de la tendance

$$T_t = T_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \zeta_t$$

où η_t et ζ_t sont deux bruits blancs indépendants, respectivement de variance σ_η^2 et σ_ζ^2 . Le bruit η_t permet au niveau de la tendance de fluctuer tandis que ζ_t en fait varier la pente β_t . Ce modèle général est dénommé « tendance localement linéaire » (*Local linear trend*). Lorsque σ_η^2 est nul, la tendance est de type « tendance douce » (*Slowly moving smooth trend*).

Modélisation d'un cycle

Chaque cycle C_t^j nécessite une variable duale C_t^{j*} , qui est indispensable à la formulation récursive, mais qui n'a aucune pertinence descriptive.

$$\begin{bmatrix} C_t \\ C_t^* \end{bmatrix} = \rho \begin{bmatrix} \cos \lambda & \sin \lambda \\ -\sin \lambda & \cos \lambda \end{bmatrix} \begin{bmatrix} C_{t-1} \\ C_{t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \kappa_t \\ \kappa_t^* \end{bmatrix}$$

$$\text{avec } \rho \in [0,1] \text{ et } \lambda \in [0,\pi]$$

La formulation des cycles formalise le schéma impulsion-propagation proposé par Frisch (1933) : la (ou les) composante(s) cyclique(s) extraite(s) d'une série sont le produit de l'application d'une chronique temporelle d'impulsions aléatoires (appelées *innovations* par les statisticiens et *chocs* par les économistes, ces perturbations κ_t et κ_t^* sont deux bruits blancs indépendants), dotées d'une variance σ_κ^2 , à un mécanisme de propagation cyclique, caractérisés par une périodicité et un facteur d'amortissement ρ « virtuels ». La période (exprimée par exemple en nombre de trimestres s'il s'agit d'une série trimestrielle) correspond à $2\pi/\lambda$. Le cycle stochastique est « partiellement déterministe » parce que les innovations ou impulsions aléatoires s'appliquent à une structure déterministe (de type sinusoïdal) de propagation. S'il n'y avait que cette structure, sans les innovations, le cycle serait parfaitement déterministe.

Hypothèses de modélisations et conceptions sous-jacentes

La contrainte identificatrice d'orthogonalité entre tendance et cycle est une hypothèse du modèle. Des hypothèses différentes sont faites dans d'autres modélisations (corrélation parfaite entre cycle et tendance dans la décomposition de Beveridge-Nelson, par exemple). Après réécriture, la spécification du cycle revient à un processus stochastique de type ARMA (2,1) où la partie MA est contrainte, en fonction de λ et ρ . La tendance est un processus ARIMA (0,2,1) ; elle est donc susceptible d'être intégrée d'ordre 2. Toutes ces hypothèses doivent être gardées en mémoire lors de l'interprétation des résultats afin d'évaluer si les séries se prêtent à la modélisation qu'on leur impose.

Modélisation multivariée

Ce modèle peut être généralisé à la décomposition simultanée de plusieurs variables. Dans cette approche multivariée, chaque série est décomposée comme indiquée ci-dessus, les corrélations entre cycles des différentes séries sont estimées. Les cycles extraits par le logiciel STAMP sont « *similaires* » : les cycles de chaque série ont même période et même coefficient d'amortissement ; ils ne sont pas forcément synchronisés car ils procèdent de chroniques d'innovations différentes. Il est aussi possible de faire apparaître des cycles « communs » : pour n séries décomposées, on réduit à k inférieur à n le nombre de chroniques d'innovations élémentaires qui impulsent les n cycles.

Procédure d'estimation et diagnostics

L'estimation de ce modèle est effectuée par la méthode du maximum de vraisemblance, en utilisant une représentation espace-état. L'extraction des composantes inobservables que sont la tendance et les cycles peut alors se faire à l'aide d'un filtre de Kalman.

Différents diagnostics de qualité statistique peuvent être mobilisés pour juger de la qualité empirique du modèle à partir des résidus du modèle, c'est-à-dire les erreurs de prévision à horizon d'une période : la variance de l'erreur de prévision, les statistiques de normalité et d'auto-corrélation. Ces diagnostics de qualité ont été utilisés complémentaires pour sélectionner les modèles retenus, sans qu'ils soient toujours pleinement satisfaisants. Même pour un modèle globalement recevable, le test de normalité est souvent vulnérable à des observations particulières qui restent mal expliquées. Sans chercher le modèle le plus ajusté à l'histoire spécifique à chaque pays, l'article s'en tient aux enseignements qui peuvent être tirés de l'application d'une formulation de base commune à la diversité des pays européens et à l'ensemble qu'ils constituent.

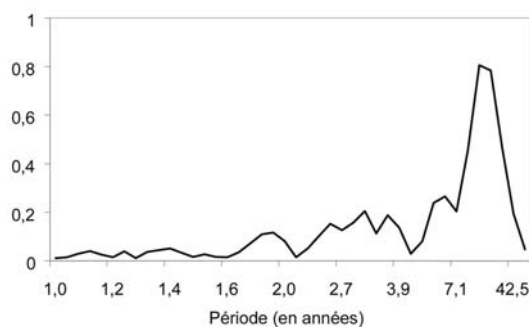
de la période d'estimation retenue et à la prise en compte ou non, par des variables muettes *ad hoc*, de certains chocs singuliers, qui affectent fortement un pays membre et qui est visible sur le PIB européen (3).

Afin d'en consolider l'estimation, la décomposition tendance/cycle du PIB européen a donc été réalisée dans le cadre d'un modèle bivarié incorporant aussi le PIB américain. Comme la décomposition américaine est robuste, elle est peu modifiée par l'estimation bivariée, à en juger d'après les estimations de la tendance et du cycle global, alors que l'inférence de la décomposition européenne s'en trouve facilitée : la stabilité de la décomposition américaine permet en quelque sorte d'étalonner son homologue européenne (4). De plus, la présence d'une composante irrégulière améliore le modèle, en permettant la prise en compte des aléas de tous ordres qui différencient, sans effet persistant, les conjonctures américaine et européenne.

Pour les tendances européenne et américaine, il s'avère que le modèle « tendance douce » est le plus approprié (5). Une estimation non contrainte par le maximum de vraisemblance fournit en effet spontanément une variance nulle pour les innovations sur le niveau de la tendance et une variance significative pour celles de la pente de la tendance. Ce choix de spécification est recommandé par Harvey et Jaeger (1993) à partir de simulations et les tests permettant de vérifier cette spécification ont été développés dans Harvey et Nyblom (1999).

Par ailleurs, l'analyse spectrale du PIB européen révèle une dualité de son mouvement cyclique. Le périodogramme du PIB européen

Graphique I
Périodogramme du PIB européen



Lecture : le périodogramme est une densité spectrale dont l'échelle des abscisses a été inversée, ce qui explique que cette échelle ne soit pas linéaire. Il a été calculé sur un PIB européen, dont a été retirée au préalable une tendance coude au 1^{er} trimestre 1974. Sources : bases Euro-Indicators de Eurostat et BSDB de l'OCDE, calculs des auteurs.

ajusté (cf. graphique I et sa note de lecture) possède en effet un pic majeur pour une période d'environ dix ans et un second pic plus atténué autour d'une période d'environ trois ans. C'est une des raisons pour lesquelles le modèle à composantes inobservables retenu contient deux composantes cycliques. On parlera désormais de « cycle court » et de « cycle long » (6). Leur somme, appelée ici « cycle global », correspond au cycle généralement étudié dans la littérature économique. Cycle long et cycle court se combinent donc pour définir les fluctuations conjoncturelles observées dans un pays donné.

La décomposition bivariée des PIB américain et européen livre une série d'enseignements sur les comportements conjoncturels des deux économies. Si l'on compare les cycles globaux des États-Unis et de l'Europe, qui agrègent les deux composantes cycliques élémentaires (cf. graphique II), ils n'obéissent à aucune synchronisation systématique. Après la synchronisation typique des chocs pétroliers, des décalages prononcés apparaissent et persistent entre les deux zones : la reprise européenne retarde sur l'expansion américaine dans les années 1990 comme dans les années 1980. À ceci s'ajoutent des récessions américaines plus violentes qu'en Europe, en raison d'une plus forte cyclicité de l'économie américaine.

La conjoncture américaine est essentiellement gouvernée par le cycle long dont l'amplitude est environ trois fois plus forte que celle du cycle court. En revanche, la conjoncture européenne apparaît beaucoup plus duale : le cycle court y est presque aussi ample que le cycle long (cf. graphique III). Le cycle long, dont la période approche la décennie et qui gouverne fondamentalement la conjoncture américaine, est impulsé par des innovations dont la variabilité est trois fois plus intense aux États-Unis qu'en Europe. Elles sont positivement mais faiblement corrélées entre les deux zones.

3. Sans régler globalement ce problème, les deux chocs majeurs des grèves françaises en 1968 et de la réunification allemande en 1991 ont été pris en compte dans toutes les estimations par l'incorporation de variables muettes.

4. C'est la technique du « groupe de contrôle » : les deux variables expliquées par le modèle bivarié sont fortement corrélées, mais si l'une d'elles est moins affectée par des chocs singuliers, sa présence améliore l'estimation de la décomposition tendance-cycle afférente à l'autre variable (Koopman, Harvey, Doornik et Shephard, 2000).

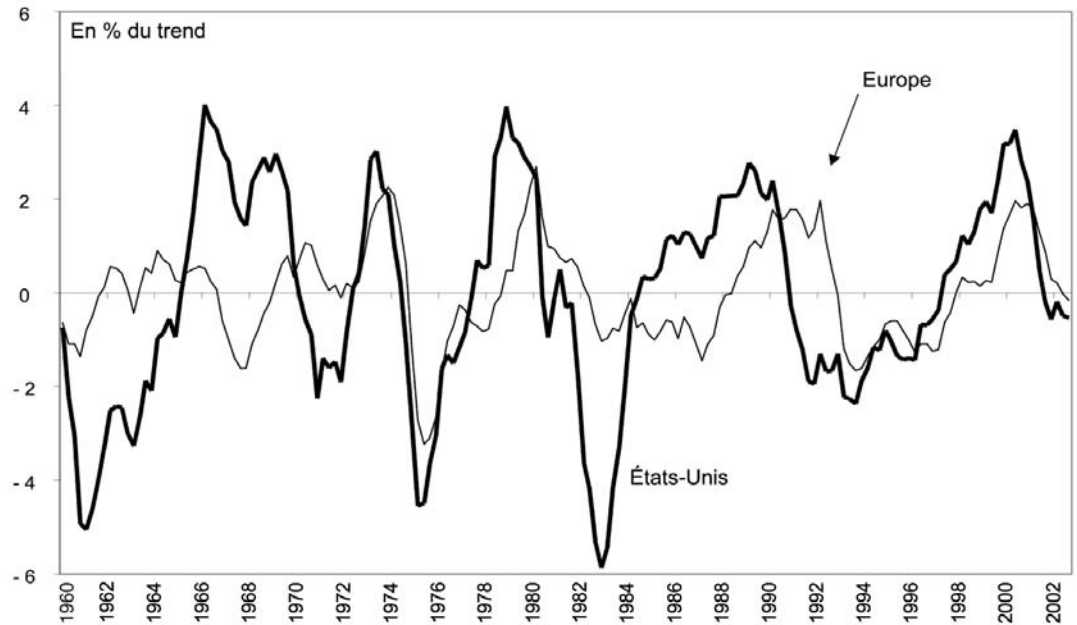
5. Une « tendance douce » est une tendance intégrée d'ordre 2 sans innovation sur le niveau de la tendance ($\sigma_n^2 = 0$).

6. On retiendra dans la suite ces expressions *ad hoc* qui n'ont d'autre prétention que leur commodité et dont la portée est explicitement restreinte à l'objet de cet article.

Clairement, ce cycle long est « similaire » mais non « commun » entre les deux zones (cf.

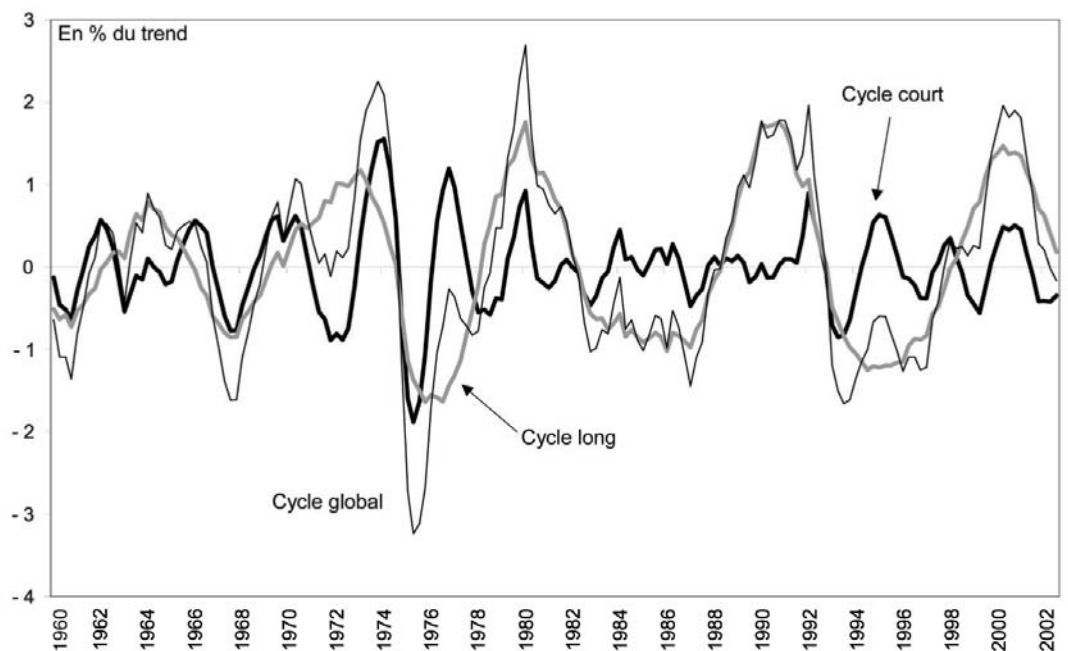
encadré 1). Il a connu son dernier retournement à la baisse en 2001.

Graphique II
Cycles globaux américains et européens



Sources : bases Euro-Indicators de Eurostat et BSDB de l'OCDE, calculs des auteurs.

Graphique III
Cycle européen et composantes « courte » et « longue »



Sources : bases Euro-Indicators de Eurostat et BSDB de l'OCDE, calculs des auteurs.

Le cycle court européen, dont la période est de trois ans, révèle une volatilité suffisante pour que le mouvement cyclique global en porte la marque sensible, contrairement au cycle américain. L'Europe a tout particulièrement connu des cycles courts marqués dans les années 1990, au moment de la récession de 1993, de la reprise avortée de 1995, du « trou d'air » de 1998 et du ralentissement de 2001.

Enfin, il s'avère nécessaire de distinguer, derrière les mouvements du cycle global, ce qui relève des fluctuations respectives du cycle long et du cycle court. Comme l'a montré le « trou d'air » de 1998, il ne faut pas confondre une phase de descente du cycle court en période de croissance avec un vrai ralentissement de moyen terme. À l'inverse, si la reprise du cycle court se confirme, on pourrait entrer dans une phase contradictoire en 2003 : la hausse du cycle court pourrait compenser temporairement la baisse du cycle long, ce qui aboutirait à une pause dans le ralentissement actuel de l'activité, la croissance revenant à son niveau potentiel. Cependant, le mouvement global à la baisse du cycle long laisse penser qu'il s'agirait plus d'une remontée transitoire de court terme que d'une réelle reprise de moyen terme.

Les interprétations par les mouvements des stocks et de l'investissement

Les études sur les cycles économiques incluent depuis longtemps la double référence aux cycles *Kitchin* et *Juglar*, respectivement associés aux fluctuations des stocks circulants et du capital fixe. On peut donc se demander dans quelle mesure cette double référence recoupe la dualité précédemment repérée du mouvement cyclique européen. À cette fin, les variations de stocks et l'investissement (formation brute de capital fixe de l'ensemble des agents) ont été décomposés en tendance et cycle par des modèles à compo-

santes inobservables (les résultats de l'estimation sont présentés dans le tableau 1) (7).

Le graphique IV compare les cycles court et long de la zone euro avec les cycles respectifs des investissements et des variations de stocks. Ce jeu de graphiques, ainsi que les valeurs élevées des coefficients de corrélation dans le tableau 1, corroborent les rôles dominants de l'investissement et des variations de stocks (8) respectivement dans le cycle long et le cycle court du PIB. Même si l'investissement, d'une part, et les variations de stocks, d'autre part, étaient respectivement les sources premières d'impulsion du cycle long et du cycle court, il n'y aurait pas de raison d'attendre une corrélation parfaite entre ces deux cycles et les contributions des variables qui les impulsent. En effet, l'ensemble des mécanismes de propagation cyclique susceptibles de transiter par d'autres variables pourrait déformer ces corrélations apparentes. La force de ces corrélations (au vu des graphiques) plaide donc en faveur du rapprochement effectué et précise le contenu économique de la dualité du cycle européen. Le cycle long européen est préférentiellement associé aux fluctuations de l'investissement, le cycle court à celles des variations de stocks circulants, sans qu'on puisse évidemment préciser au vu de cette seule association si elle est de l'ordre de l'impulsion causale et/ou du canal privilégié de propagation. Par ailleurs, les rapports de variance du tableau 1 indiquent que l'investisse-

7. Les variations de stocks et l'investissement ont été mesurés à partir des agrégats « variations de stocks » et « formation brute de capital fixe de l'ensemble des agents », construits pour la zone euro à dix, comme le PIB agrégé l'a été, à partir des séries nationales issues des bases d'Eurostat et de l'OCDE. Les agrégats nationaux à prix constants ont été convertis en dollars de l'année 1995 selon la parité des pouvoirs d'achat évaluée pour le PIB. Cette méthode est fruste mais suffit pour le rapprochement suggestif envisagé ici. En revanche, l'agrégat qui semblerait le plus pertinent, c'est-à-dire l'« investissement des entreprises », n'est pas fourni par Eurostat.

8. L'interprétation est confirmée par une forte corrélation entre cycle court et enquête conjoncturelle sur l'état des stocks pour la zone euro.

Tableau 1
Paramètres et statistiques des cycles de l'investissement et des stocks européens

	Cycle de l'investissement	Cycle des stocks
Période du cycle (en années)	9,7	4,2
ρ (Facteur d'amortissement du cycle)	0,97	0,88
RV (Ratios des variances, relativement aux cycles long et court du PIB européen)	0,79	0,69
Corr (Coefficients de corrélation aux cycles long et court du PIB européen)	0,94	0,71

Lecture : le ratio (RV) entre la variance du cycle d'investissement et celle du cycle long du PIB européen vaut 0,79. Le coefficient de corrélation (Corr) entre le cycle d'investissement et le cycle long du PIB européen vaut 0,94.

Sources : bases Euro-Indicators de Eurostat et BSDB de l'OCDE, calculs des auteurs.

ment (respectivement les stocks) expliquerait directement près de 80 % (respectivement 70 %) de l'amplitude du cycle long (respectivement du cycle court), le reste de la variance des cycles étant expliqué par les autres composantes de la demande.

Les graphiques IV-A et IV-B, de pair avec le graphique III, montrent aussi que les deux composantes cycliques européennes peuvent, selon les circonstances, s'amplifier réciproquement (au moment du premier choc pétrolier, lors de la récession de 1993, ou lors de l'expansion de 1999-2000, par exemple) ou au contraire se compenser, jusqu'à se neutraliser (en 1994-1995, la reprise du stockage est largement neutralisée par l'inertie de l'investissement). Au milieu des années 1990, les deux composantes cycliques ont été largement disjointes : la longueur persistante de l'investissement européen, après la récession du début de la décennie 1990, s'est opposée aux sursauts conjoncturels qui ont pris appui sur le comportement de stockage.

La significativité statistique des cycles obtenus peut à présent être évaluée à l'aide de tests rendus possibles dans le cadre des modèles à composantes inobservables. L'un des intérêts principaux des modèles à composantes inobservables relativement à des filtres plus descriptifs réside en effet dans la simplicité à évaluer des écarts-types autour des cycles estimés. Ces écarts-types (cf. encadré 2) permettent de mener le test 1 qui vérifie globalement la significativité des cycles court et long (cf. tableau 2). Mais ils permettent aussi de tester la significativité des valeurs des cycles au cours du temps (cf. graphique V). Les valeurs estimées du cycle long sont presque systématiquement significati-

ves. Pour le cycle court, la réponse est plus ambivalente : d'une période de non-significativité dans les années 1980, on est entré dans une période de significativité dans les années 1990. Au-delà du rapprochement fait dans la partie précédente du cycle court et des stocks, cette significativité statistique constitue aujourd'hui un élément supplémentaire pour justifier de considérer le cycle court de façon indépendante.

Cependant, les conclusions précédentes reposent sur l'analyse d'estimations lissées (9) des cycles et de leur intervalle de confiance. Des estimations filtrées (10) fournissent des résultats beaucoup plus pessimistes en termes de significativité. Comme le montrent Chagny et Lemoine (2002), une telle dégradation provient de problèmes de fin de période inhérents à toute approche univariée du cycle et seuls des modèles multivariés appropriés du cycle pourraient permettre d'y faire face.

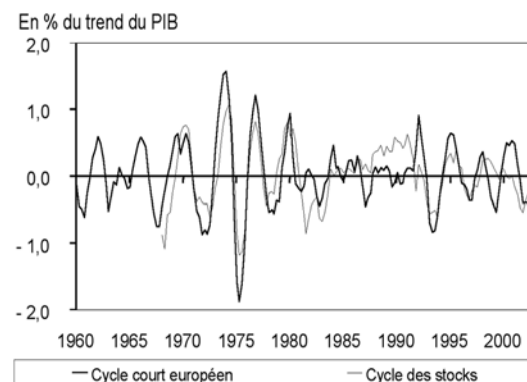
Ensuite, des tests peuvent être menés concernant la forme des cycles européens (cf. tableau 2 et encadré 2). D'une part, le cycle court comme le cycle long sont suffisamment réguliers pour ne pas pouvoir être identifiés à des bruits blancs (test 3). D'autre part, on peut s'intéresser avec le test 2 à un second comportement limite envisageable pour les cycles stochastiques qui ont été estimés pour l'Europe et les États-Unis : ressemblent-ils à des cycles

9. Une estimation lissée prend en compte toute l'information de l'échantillon.

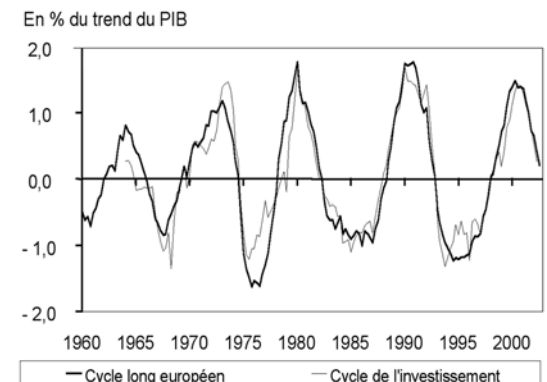
10. Une estimation filtrée ne prend en compte que l'information disponible jusqu'à l'instant courant. Selon la typologie d'Orphanides et Van Norden (1999), à la différence d'une estimation lissée qui serait l'estimation finale, c'est une estimation quasi-finale, car elle ne prend tout de même pas en compte les problèmes d'instabilité paramétrique ou de révisions de données.

Graphique IV
Interprétations par les mouvements des stocks et de l'investissement

A – Cycle court et cycle des stocks



B – Cycle long et cycle de l'investissement total



Sources : bases Euro-Indicators de Eurostat et BSDB de l'OCDE, calculs des auteurs.

déterministes parfaitement sinusoidaux et présentant tous les neuf ans et tous les trois ans des retournements ? Pour aborder cette question, des régressions des cycles estimés sur des

cycles déterministes livrent deux enseignements : ces régressions expliquent au maximum 68 % de la variance dans le cas du cycle long européen, ce qui distingue bien les différents

Encadré 2

DIAGNOSTICS STATISTIQUES D'UN CYCLE STOCHASTIQUE

Des tests peuvent être menés pour décrire les propriétés statistiques des cycles estimés. Dans le modèle de cycle stochastique retenu (cf. encadré 1), on peut envisager pour un cycle estimé C_t différents comportements limites qui sont testables :

- Si $\sigma_k = 0$ et $\rho < 1$: le cycle C_t est non significatif. C'est le premier test à réaliser pour vérifier qu'interpréter les valeurs de C_t a un sens. Pour tester la nullité du cycle à un instant donné avec une statistique de Student, on utilise les écarts-types des erreurs d'estimation du cycle, noté $\sigma_{C,t}$ et fournis au cours du temps par le filtre de Kalman (1). Ces écarts-types permettent également de définir les intervalles de confiance présentés dans les graphiques V-A et V-B. Pour tester si le cycle est nul en tout point (hypothèse H_0), une méthode consiste à regarder si aucune statistique de Student ne rejette à un instant t la nullité du cycle C_t . Pour cela, on peut considérer la valeur maximale prise par les statistiques de Student instantanées :

$t - stat = \max\{ |C_t| / \sigma_{C,t}, t \in [1960:1; 2002:3] \}$ (test 1).

- Si $\sigma_k = 0$ et $\rho = 1$: le cycle C_t est déterministe, c'est-à-dire de type $a \cdot \cos \lambda t + b \cdot \sin \lambda t$. À défaut de réellement tester le caractère déterministe du cycle – ce qui n'est pas immédiat à mettre en œuvre – on peut tester l'hypothèse nulle « le cycle n'est pas du tout déterministe ». En régressant C_t sur le sinus et le cosinus associés à sa période estimée ($C_t = a \cdot \cos \lambda t + b \cdot \sin \lambda t + \varepsilon_t$), le test consiste à calculer

la statistique W de Wald associée à la nullité de a et b , qui suit un $\chi^2(2)$ sous cette hypothèse (test 2).

- Si $\rho = 0$: le cycle C_t est purement aléatoire de type bruit blanc et on ne pourra jamais prévoir autre chose que le mouvement tendanciel. Comme l'explique Harvey (1989), on peut tester l'hypothèse nulle « le cycle est un bruit blanc » (soit $\rho = 0$) en calculant la statistique du multiplicateur de Lagrange (LM) qui suit une loi $N(0,1)$ sous cette hypothèse. La statistique LM vaut simplement $\sqrt{N} \cdot r(1)$ avec N le nombre d'observations et $r(1)$ l'auto-corrélation partielle d'ordre 1 de C_t (test 3).
- Si $\sigma_k > 0$ et $\rho = 1$: le cycle C_t est non stationnaire, il contient des chocs persistants. Les tests de non-stationnarité d'un cycle stochastique forment encore un objet de recherche statistique. Différentes propositions ont été formulées dans Harvey (2002). En l'absence de consensus sur le test le plus approprié, il semble préférable de reporter ce type de tests à des recherches ultérieures.

1. Ce filtre est utilisé pour estimer le modèle à composantes inobservables mis sous sa forme espace-état. Il fournit les valeurs et les variances du vecteur d'état. Cependant, ces variances n'incorporent pas l'incertitude associée à l'imprécision de l'estimation des paramètres. Cette « incertitude paramétrique » pourrait être mesurée séparément par des procédures de simulation décrites dans Hamilton (1986).

Tableau 2
Paramètres et statistiques des cycles américain et européen (1^{er} trimestre 1960 – 2^e trimestre 2002)

		Cycle long		Cycle court	
		États-Unis	Europe	États-Unis	Europe
Période du cycle (en années)		9,5		3,3	
Facteur d'amortissement du cycle (ρ)		0,98		0,94	
Écart-type des innovations du cycle (σ_k)		0,51	0,19	0,28	0,21
Coefficient de corrélation des innovations contemporaines sur le cycle (Corr_k)		0,45		0,64	
Test 1 : « le cycle n'est pas significatif » $H_0 : \sigma_k = 0$ et $\rho < 1$	t - stat	4,4**	7,5**	14,6**	7,5**
	W - stat	41,41**	351,89**	8,57**	4,99
Test 2 : « le cycle n'est pas du tout déterministe »	R^2	20 %	68 %	5 %	3 %
Test 3 : « le cycle est un bruit blanc » $H_0 : \rho = 0$		12,6**	12,7**	11,1**	11,1**

Lecture : concernant le cycle long européen, le test 1 rejette sa nullité à tout instant t à 1 % ; si on régresse le cycle long sur un cycle purement sinusoidal de même période, le R^2 de la régression vaut 0,68 et le test 2 rejette au seuil 1 % la nullité du coefficient de ce cycle sinusoidal (cela indique donc une certaine régularité du cycle long européen, sans pour autant témoigner d'un caractère purement déterministe du cycle long) ; le test 3 rejette au seuil 1 % l'hypothèse que le cycle est un bruit blanc (** test rejeté au seuil 1 % ; * test rejeté au seuil 5 %).

Sources : bases Euro-Indicators de Eurostat et BSDB de l'OCDE, calculs des auteurs.

cycles estimés de cycles purement déterministes ; en revanche, à l'exception du cycle court européen, le test 2 ne peut pas rejeter la significativité des cycles déterministes dans les différentes régressions, ce qui indique que les cycles américains et le cycle long européen sont partiellement déterministes. Ainsi, même si le cycle court européen qui a été identifié ne se comporte pas de façon aussi erratique qu'un bruit blanc, il s'éloigne tout de même très nettement d'un comportement cyclique déterministe. D'autre part, la question de la stationnarité de ces cycles reste ouverte et se pose avec une acuité particulièrement nette pour le cycle long dont le facteur d'amortissement ρ se rapproche fortement de 1.

Finalement, concernant la robustesse des résultats, l'évaluation statistique des cycles européens estimés ici par modèles à composantes inobservables peut être menée par comparaison avec des méthodes plus descriptives et couramment utilisées dans la littérature économique, tels les filtres de Baxter-King (BK) et de Hodrick-Prescott (HP). Pour pouvoir mener cette comparaison sur le cycle long et sur le cycle court séparément et non sur les cycles globaux, on peut procéder de la manière suivante (cf. encadré 3) :

- au lieu d'estimer un cycle global BK(1,10) par un filtre passe-bande avec une fenêtre de périodes allant de 1 à 10 ans, on estime un cycle court BK (1,5) et un cycle long BK(5,10) ;
- au lieu d'estimer un cycle global HP(1 600) avec un paramètre de lissage classique de 1 600,

on estime un cycle court HP (100) et un cycle long HP(1 600)-HP(100).

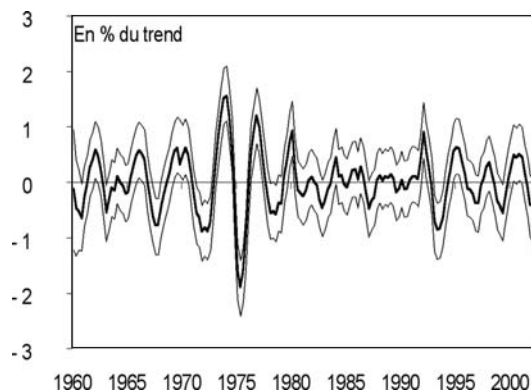
La méthode à composantes inobservables (UC) concorde assez bien avec les deux filtres BK et HP pour le cycle long et pour le cycle court (cf. graphique VI). Ce résultat a deux implications : d'une part, la méthode UC fournit des résultats cohérents avec les méthodes utilisées traditionnellement ; d'autre part, l'analyse en termes de cycle court et de cycle long peut passer par des filtres plus simples et ne repose pas exclusivement sur l'utilisation de modèles UC plus complexes et au mode opératoire plus lourd. Outre la possibilité d'utiliser des spécifications très générales et peu contraintes, un élément de valeur ajoutée réellement spécifique aux modèles UC réside, comme on l'a vu, dans la possibilité d'évaluer simplement des intervalles de confiance.

Le cycle court européen se retrouve dans la plupart des pays de la zone euro

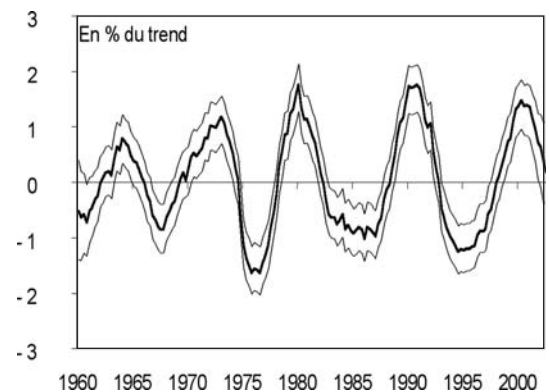
Le PIB européen se décompose donc en un cycle court et un cycle long. Cette dualité se retrouve dans presque tous les pays de la zone, au niveau de leur PIB national. Les graphiques de l'annexe montrent pour chaque pays comment sa conjoncture se décompose en deux mouvements cycliques de périodes distinctes. On se focalise dans la suite de cet article sur les cycles courts car ils sont moins étudiés. Il convient cependant d'interpréter conjointement les cycles courts et les cycles longs, car ils participent ensemble au mouvement conjoncturel. Les cycles longs ont été étudiés dans Bentoglio, Fayolle et Lemoine

Graphique V
Intervalle de confiance au seuil de 5 %

A – Cycle court européen



B – Cycle long européen



Sources : bases Euro-Indicators de Eurostat et BSDB de l'OCDE, calculs des auteurs.

(2001). Il y apparaît que la communauté des cycles longs en Europe est assez forte pour que l'on puisse parler d'un cycle européen ; néanmoins, les dix dynamiques conjoncturelles ne sont pas réductibles à une seule et des groupes de pays se détachent, pouvant se rattacher à l'Allemagne, l'Italie et la France. En reprenant ici la même méthodologie pour les cycles courts, on obtient des résultats analogues.

En utilisant des modèles univariés, le cycle court apparaît spontanément dans huit des dix pays étudiés (excepté l'Espagne et la Finlande) en plus du cycle long. La période des cycles courts est très homogène et fluctue entre 2,6 et 3,7 ans (cf. tableau 3). Un premier test permet de vérifier au seuil de 5 % que tous les cycles courts, à l'exception de l'Autriche, ne sont pas systématiquement nuls (test 1). De plus, l'hypo-

Encadré 3

**EXTRAIRE DES CYCLES DE DIFFÉRENTES PÉRIODES
AVEC LES FILTRES HODRICK-PRESCOTT ET BAXTER-KING**

Les filtres les plus couramment utilisés pour décomposer une série en tendance et cycle sont les filtres de Hodrick-Prescott (HP) et de Baxter-King (BK, filtre *passse-bande*). On se reportera à Hodrick et Prescott (1997), ainsi qu'à Baxter et King (1999). Généralement, ces filtres ne sont utilisés que pour extraire un cycle pour une série donnée. Cependant, comme les modèles à composantes inobservables, ils peuvent fournir deux cycles (ou plus) de périodes différentes pour chaque série.

Dans le cas du filtre *passse-bande*, la procédure est immédiate : au lieu de filtrer la bande traditionnelle (8 à 32 trimestres), il suffit de filtrer une bande de hautes fréquences (par exemple de 4 à 20 trimestres, soit 1 à 5 ans), pour le cycle court, et une bande de plus basses fréquences (par exemple de 21 à 40 trimestres, soit de 5 à 10 ans), pour le cycle long. La bande traditionnelle correspond à ce que l'on appelle le cycle global.

Dans le cas du filtre HP, la procédure est moins directe : le filtre HP peut être considéré comme un filtre *passse-bas*, le paramètre λ étant relié à la fréquence

limite ν par la formule suivante (Iacobucci et Noullez, 2002) :

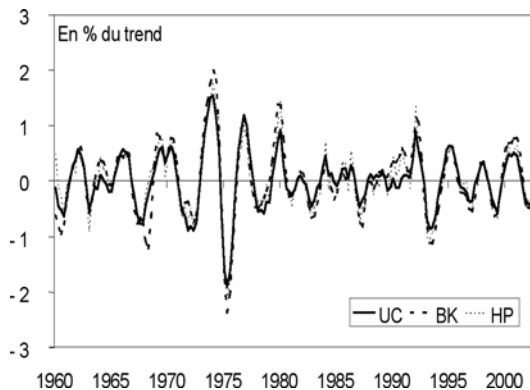
$$\lambda = [2 \cdot \sin(\pi \nu \cdot \Delta t)]^{-4}$$

avec $\Delta t = 1/4$ pour des données trimestrielles. Cette formule conduit, pour une fréquence de coupure associée à 10 ans, à la valeur usuelle $\lambda = 1\,600$; pour une fréquence limite associée à 5 ans, on doit en revanche fixer $\lambda = 100$. Dans un premier temps, appliquer un filtre HP à la série avec un paramètre égal à 100 (correspondant à 5 ans) permet d'extraire le cycle court. On retranche alors ce cycle à la série, qui ne comporte théoriquement plus de hautes fréquences, et on applique un nouveau filtre HP de paramètre égal à 1 600 (correspondant à dix ans) pour obtenir le cycle long.

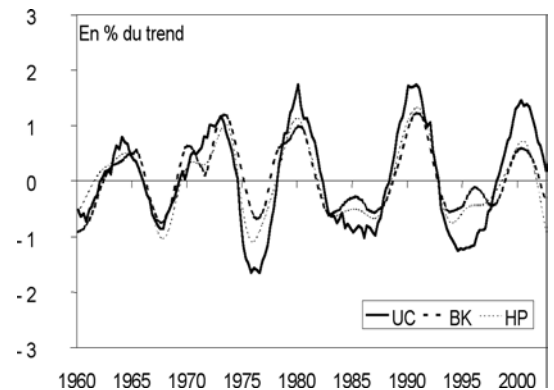
Les filtres BK et HP présentent l'avantage d'être beaucoup plus aisés à utiliser que les modèles à composantes inobservables. En revanche, ne s'inscrivant pas dans un cadre probabiliste, ils ne fournissent pas d'intervalle de confiance autour des composantes estimées.

Graphique VI
Modèle à composantes inobservables (UC) et filtres Baxter-King (BK) et Hodrick-Prescott (HP)

A – Cycle court européen



B – Cycle long européen



Sources : bases Euro-Indicators de Eurostat et BSDB de l'OCDE, calculs des auteurs.

thèse que ces cycles sont des bruits blancs est rejetée pour tous les pays, ce qui montre qu'ils comportent une certaine régularité (test 3). Cependant, cette régularité n'est pas aussi forte dans tous les pays. Le test 2 fait apparaître trois types de pays :

- ceux dont la régularité est faible ; il s'agit de la Belgique et des Pays-Bas (dont le cycle n'est pas du tout déterministe) ;
- ceux dont la régularité est moyenne (France, Italie, Grèce) ; ils comportent une composante purement déterministe (W stat), mais cette dernière n'explique pas une forte part de la variance du cycle (faible R²) ;
- ceux dont la régularité est très forte ; il s'agit de l'Allemagne, du Portugal (dont les cycles comportent une composante purement déterministe et qui explique une forte part de la variance du cycle) et de l'Autriche, dont le cycle est purement déterministe (de type sinusoïdal, sans innovations).

Cette typologie est confirmée par l'allure de cycles courts (cf. annexe).

Le caractère très régulier du cycle court dans certains pays soulève la question de savoir s'ils ne sont pas de pures créations induites par la modélisation choisie. Un argument semble rejeter ce soupçon d'un artefact statistique : pour les

différents pays européens, il y a aussi, à l'instar de l'agrégat européen, des liens entre cycles long et court et, respectivement, fluctuations de l'investissement et des variations de stocks. Concernant le cycle long, pour tous les pays il s'établit un lien net ou même très fort avec les fluctuations de l'investissement, à l'exception de l'Autriche. Concernant le cycle court, même si le lien aux variations de stocks n'est pas toujours manifeste, il existe une corrélation, parfois très forte, entre cycle court et enquête d'opinion sur le niveau des stocks (cf. tableau 3) (11). Une segmentation de la période étudiée permet même de faire apparaître deux types de régimes. Dans les périodes 1972-1982 et 1993-2002, la corrélation est très élevée. Elle correspond justement aux moments où les cycles courts sont soumis à d'amples fluctuations. En revanche, sur la période 1983-1992, aucun coefficient de corrélation n'est significatif. Cela correspond à une période pendant laquelle les cycles courts sont plus faibles, plus

11. Pour mener cette comparaison entre cycles courts nationaux et dynamique des stocks, il semble préférable d'utiliser des enquêtes sur les stocks, plutôt que des variations de stocks issus de comptabilité nationale. En effet, certains pays ne publient pas de séries de variations de stocks. D'autres les publient, mais il subsiste parfois le doute que le poste variation de stock de la comptabilité nationale soit tout simplement calculé par solde des autres composantes du PIB, et reflète autant les erreurs de mesure que la dynamique des stocks stricto sensu. Ainsi, pour certains, pays, il n'existe pas de lien apparent entre cycle court et contribution des variations de stocks (cf. tableau 3).

Tableau 3
Caractéristiques des cycles courts nationaux

	Période du cycle (années)	Test 1 « le cycle n'est pas significatif »	Test 2 « le cycle n'est pas du tout déterministe »		Test 3 « le cycle est un bruit blanc »	Coefficient de corrélation entre le cycle court et...				
			t - stat	W - stat		R ² (en %)	... la contribution de la variation des stocks	... l'enquête de conjoncture sur les stocks		
								Période complète (1)	1972-1982	1993-2002
Allemagne	3,7	3,0**	462,8**	73	11,77**	0,52	0,31	0,65	0,86	
France	2,8	2,4*	9,3**	5	10,99**	0,42	0,49	0,69	0,69	
Italie	3,0	7,5**	30,0**	15	10,35**	0,31	0,54	0,67	0,56	
Pays-Bas	2,6	4,3**	1,8	1	9,58**	n.d.	0,29	0,45	0,66	
Belgique	2,8	6,4**	3,5	2	10,34**	0,33	0,57	0,76	0,66	
Autriche	3,0	1,3	∞**	100	11,29**	n.s.	0,31	n.d.	0,70	
Grèce	3,0	4,6**	23,6**	12	10,13**	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	
Portugal	3,0	3,4**	439,0**	72	11,22**	n.s.	0,33	n.d.	0,65	

1. Les données d'enquêtes sont disponibles pour tous les pays (sauf la Grèce) jusqu'en 2002:3. Le début de la période est 1960:1 pour l'Allemagne, 1967:4 pour la France, l'Italie et la Belgique, 1971:4 pour les Pays-Bas, 1985:1 pour l'Autriche, 1987:1 pour le Portugal (sources : Datastream).

Lecture : concernant le cycle court français, avec une probabilité d'erreur de 5 %, le test 1 rejette la nullité du cycle à tout instant (en revanche, la nullité n'est pas rejetée au seuil de 1 %) ; si on le régresse sur un cycle purement sinusoïdal de même période, le R² de la régression vaut 0,05 et le test 2 rejette au seuil 1 % la nullité du coefficient de ce cycle sinusoïdal (cela indique donc une certaine régularité du cycle court français, sans pour autant témoigner d'un caractère purement déterministe du cycle court) ; le test 3 rejette au seuil 1 % l'hypothèse que le cycle est un bruit blanc (** test rejeté au seuil 1 % ; * test rejeté au seuil 5 %). n.d. : non disponible ; n.s. : non significatif au seuil de 5 %. Sources : bases Datastream, Euro-Indicators de Eurostat et BSDB de l'OCDE, calculs des auteurs.

erratiques et, on l'a vu, très peu significatifs statistiquement.

Les cycles courts nationaux sont généralement synchronisés et fortement corrélés au cycle court du PIB européen agrégé, sauf en Grèce où il présente un retard de deux trimestres (cf. tableau 4). Ces résultats montrent une globale similitude des mouvements conjoncturels de court terme au sein de la zone euro et justifie l'analyse effectuée précédemment sur le PIB agrégé de la zone euro : les pays connaissant des conjonctures semblables, les cycles obtenus par décomposition du PIB européen agrégé, loin d'être des artefacts statistiques, ont toutes les chances de correspondre à une dynamique économique commune. Ce constat est confirmé par le fait que la moyenne des cycles courts nationaux est très proche du cycle court du PIB européen agrégé (cf. graphique VII-A) (12).

Pays « latins », pays « germaniques » et spécificité française

Malgré leur ressemblance, les cycles des pays de la zone euro ne sont pas réductibles à une dynamique unique et des disparités nationales subsistent. Une modélisation multivariée des dix séries de PIB nationaux permet de mettre en évidence des « cycles communs » à ces dix séries. En réduisant à moins de dix le nombre de cycles qui généreront les dix cycles courts (par combinaison linéaire), on met en évidence les éléments constitutifs sous-jacents des cycles nationaux. Un certain nombre d'indicateurs

12. Il s'agit d'une moyenne pondérée par la part du PIB de chaque pays dans le PIB européen. Une moyenne simple donne presque les mêmes résultats ce qui montre que les petits pays concourent tout autant au cycle commun européen que les grands.

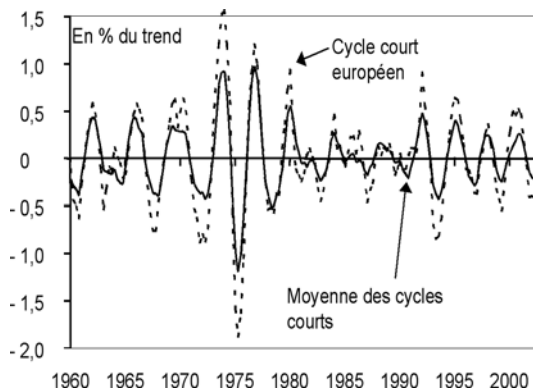
Tableau 4
Corrélations entre les cycles courts nationaux et le cycle court européen agrégé

	Europe retard 3	Europe retard 2	Europe retard 1	Europe	Europe avance 1	Europe avance 2	Europe avance 3
Allemagne	0,02**	0,31	0,54	0,67	0,68	0,55	0,33
France	0,10**	0,40	0,59	0,61	0,44	0,13**	- 0,21
Italie	0,17*	0,52	0,76	0,81	0,60	0,22	- 0,21
Pays-Bas	0,12**	0,35	0,48	0,46	0,28	0,01**	- 0,26
Belgique	- 0,08**	0,31	0,62	0,76	0,65	0,37	0,03**
Autriche	0,14**	0,35	0,47	0,46	0,33	0,11**	- 0,14**
Grèce	- 0,50	- 0,33	- 0,07**	0,22	0,43	0,53	0,52
Portugal	0,14**	0,37	0,51	0,52	0,39	0,15*	- 0,13**

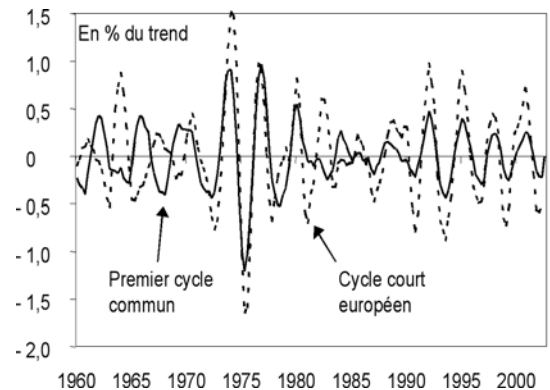
Lecture : * coefficient non significatif au seuil 1 % ; ** coefficient non significatif au seuil 5 %.
Sources : bases Euro-Indicators de Eurostat et BSDB de l'OCDE, calculs des auteurs.

Graphique VII Cycle court du PIB européen

A – Comparaison avec la moyenne des cycles courts nationaux



B – Comparaison avec le premier cycle commun



Sources : bases Euro-Indicators de Eurostat et BSDB de l'OCDE, calculs des auteurs.

(13) signalent qu'il est possible de réduire à trois ces « cycles communs » sans trop affecter la qualité de la modélisation et sans trop dénaturer chacun des cycles courts nationaux (14).

Comment interpréter ces trois cycles communs (cf. graphique VIII) ? Le tableau 5 donne pour chaque pays les coordonnées de son cycle court dans la base constituée par les trois cycles communs. Ces coordonnées sont aussi les coefficients de corrélation entre cycles nationaux et cycles communs :

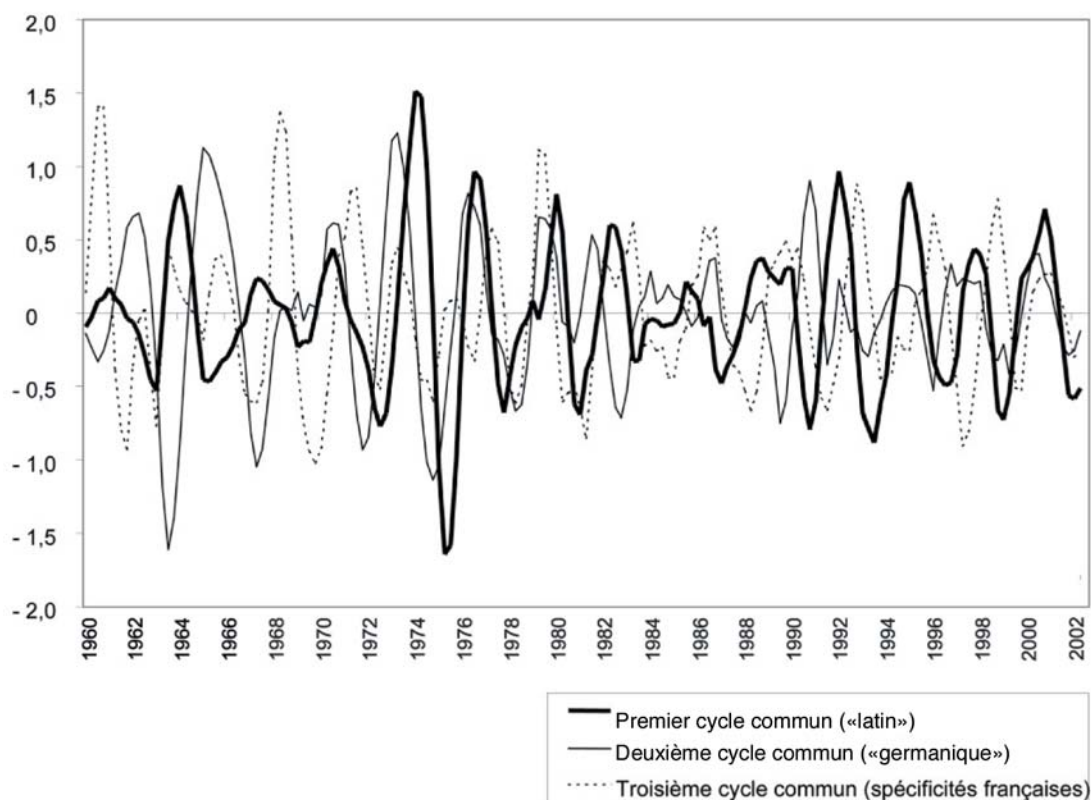
- Le premier cycle commun, qui explique 49 % de la variance totale des cycles, constitue une composante commune européenne symétrique. Elle est positivement corrélée à tous les cycles nationaux, souvent fortement. Son allure est proche du cycle court européen identifié à partir du PIB européen agrégé (cf. graphique VII-B). Leur coefficient de corrélation vaut 0,71. C'est une autre confirmation que l'on peut parler d'un cycle court européen sous-jacent aux évolutions conjoncturelles de court terme de tous les pays ou presque de la zone euro. Cependant, ce cycle commun concerne plus particulièrement un

groupe de pays (France, Italie, Espagne, Belgique, Finlande, Portugal) que l'on dénommera « latins » par commodité. Le fait que l'Italie se caractérise par un cycle court d'une amplitude particulièrement élevée (c'est le seul pays dont le cycle court est plus important que le cycle long) contribue à expliquer que le cycle européen surpondère les pays « latins ».

13. Des tests statistiques permettant de déterminer jusqu'à quel point il est possible de réduire le nombre de cycles communs sont à l'étude. Ne les ayant pas encore validés, on utilise des indicateurs ad hoc (voir Bentoglio, Fayolle et Lemoine (2001) pour une présentation plus détaillée dans le cas des cycles longs) : l'évolution de la somme des écarts-types des innovations des dix cycles courts nationaux en fonction du nombre de facteurs communs gouvernant ces cycles ; l'évolution de la somme des huit coefficients de corrélation entre cycles courts nationaux respectivement issus des modèles univariés et multivariés en fonction du nombre de facteurs communs retenus dans la modélisation multivariée. Ces deux indicateurs montrent un palier significatif quand on passe de trois à deux cycles communs.

14. Dans cette modélisation multivariée, seuls les cycles courts ont été contraints pour obtenir des cycles communs. Aucune restriction n'a été imposée sur les cycles longs ou les tendances. Cependant, il est possible de contraindre à la fois les cycles courts et les cycles longs à trois cycles communs chacun sans dégrader les indicateurs de qualité retenus (cela les améliore plutôt), et en ne modifiant que très marginalement les cycles obtenus ici. Cette constatation ouvre des possibilités pour des recherches ultérieures.

Graphique VIII
Cycles courts communs du modèle multivarié européen



Sources : bases Euro-Indicators de Eurostat et BSDB de l'OCDE, calculs des auteurs.

- Le deuxième cycle commun (32 % de la variance totale) concerne en revanche essentiellement les autres pays de la zone (Allemagne, Pays-Bas, Autriche, Grèce). On aboutit donc à un partage de la zone en deux groupes qui correspondent presque exactement aux pays « latins » et « germaniques » mis en évidence pour les cycles longs dans Bentoglio, Fayolle et Lemoine (2001). Les affinités géographiques qui lient les pays de la zone euro pour les mouvements de moyen terme se retrouvent ici dans les mouvements de court terme.

- Le troisième cycle commun oppose la France au reste du groupe de pays « latins ». On retrouve à nouveau la spécificité française qui était apparue pour les cycles longs. Malgré tout, le cycle français est plus corrélé au premier cycle commun, de nature européenne, qu'au troisième, indicateur de certaines spécificités propres à la France.

Les cycles courts des pays européens semblent donc s'articuler en groupes autour de trois pays : l'Allemagne, l'Italie et la France.

Vers une synchronisation ?

L'allure générale des cycles communs (cf. graphique VIII) montre que les cycles courts ont connu une forte amplitude dans les années 1970 avant de s'affaiblir dans les années 1980 pour enfin retrouver une amplitude conséquente dans les années 1990. Une certaine tendance à la synchronisation des trois cycles courts apparaît depuis 1999, c'est-à-dire depuis l'unification monétaire de la zone, laissant pen-

ser que les cycles en zone euro pourraient se distinguer plus par leur amplitude que par leur datation (on observe un phénomène analogue pour les cycles longs depuis 1997).

Les cycles courts « latin » et « germanique », assez bien synchronisés depuis 1992, montrent une opposition de phase très marquée en 1982 et en 1990-1991, date de la réunification allemande. Les chocs générant ces deux cycles sont restés relativement opposés durant toute la décennie 1980. En outre, le cycle court « germanique » a connu une avance sensible (environ trois trimestres) sur le cycle « latin » lors du premier choc pétrolier, atteignant un pic dès le deuxième trimestre 1973 (contre le premier trimestre 1974) et un creux au quatrième trimestre 1974 (contre le deuxième trimestre 1975).

Le troisième cycle court est plus difficile à interpréter en soi, car il ne correspond vraiment à la conjoncture économique d'aucun pays en particulier. Il vaut par son existence, montrant que la dynamique conjoncturelle courte française, en particulier, n'est pas réductible à la dynamique allemande ni à l'italienne. Il est donc porteur de spécificités nationales, dont la cohérence temporelle n'est pas acquise. Cependant, il informe, par son amplitude et son caractère synchrone ou non avec les deux autres cycles, sur les périodes de renforcement ou d'affaiblissement des spécificités nationales.

*

* *

Tableau 5
Coordonnées des cycles courts nationaux issus du modèle multivarié sur les trois axes principaux (ou cycles communs)

	Premier cycle commun	Deuxième cycle commun	Troisième cycle commun
Allemagne	0,36	0,93	0,04**
France	0,85	- 0,06**	0,52
Italie	0,95	0,00**	- 0,33
Espagne	0,92	- 0,20	- 0,35
Pays-Bas	0,43	0,89	0,14**
Belgique	0,87	0,34	- 0,35
Autriche	0,46	0,87	- 0,16*
Finlande	0,84	0,50	- 0,19
Grèce	0,50	0,86	0,00**
Portugal	0,87	0,48	- 0,10**

Lecture : * coefficient non significatif au seuil 1 % ; ** coefficient non significatif au seuil 5 %.
Sources : bases Euro-Indicators de Eurostat et BSDB de l'OCDE, calculs des auteurs.

En conclusion, la mise en évidence d'un cycle économique court, de l'ordre de trois ans, (de type manufacturier, lié aux variations de stocks) en plus du cycle plus long, d'ordre décennal, généralement étudié par les économistes, montre qu'un certain nombre de précautions doivent être prises tant dans les domaines de l'analyse conjoncturelle que des politiques économiques. En effet, le retournement du cycle court, s'il est détecté et pris à tort pour un retournement du cycle global, pourrait aboutir à des décisions inadaptées si l'on tient compte des délais habituels de l'impact des politiques économiques sur la situation économique. Cela plaide pour l'utilisation d'un scénario de cadrage de moyen terme lors de l'interprétation des indicateurs habituels de l'analyse conjoncturelle. De même, la caractérisation de mouvements conjoncturels différenciés au sein de l'espace économique de la zone euro, malgré une composante européenne commune indéniable, tant à court qu'à moyen-long terme, laisse entendre qu'une juste répartition des rôles est à trouver entre les outils de politique économique commune à la zone (politique monétaire particulièrement) et les outils permettant une différenciation nationale. La bonne coordination des instances concernées passe certainement par un suivi de l'évolution de la compo-

sante commune européenne d'une part et des composantes plus spécifiques d'autre part.

Cependant, les outils utilisés dans cet article ne permettent pas d'évaluer précisément la convergence des conjonctures des pays européens au cours du temps. Même si certains signes tendent à montrer que les fluctuations sont de plus en plus communes et synchrones au sein de la zone euro, des recherches plus approfondies sur l'évolution temporelle du nombre de facteurs communs sous-jacents aux dynamiques nationales restent à mener. Par ailleurs, la méthodologie utilisée ici (modèles à composantes inobservables) devrait permettre de mettre en place des tests statistiques plus poussés concernant entre autres la robustesse du cycle court ou le nombre de cycles communs pertinent pour décrire la communauté des cycles européens sans trop mettre à mal les spécificités nationales.

Enfin, du point de vue opératoire, la confirmation de la robustesse de ces résultats permettrait de s'affranchir de la mise en œuvre assez lourde que supposent les modèles à composantes inobservables, puisque des méthodes plus simples et plus communément utilisées fournissent, comme on l'a vu, des résultats très ressemblants. □

Les auteurs remercient B. Bellone sans qui cet article n'aurait pas vu le jour, F. Lengart pour ses précieux commentaires et, plus généralement, les participants du séminaire Fourgeaud pour leurs questions constructives.

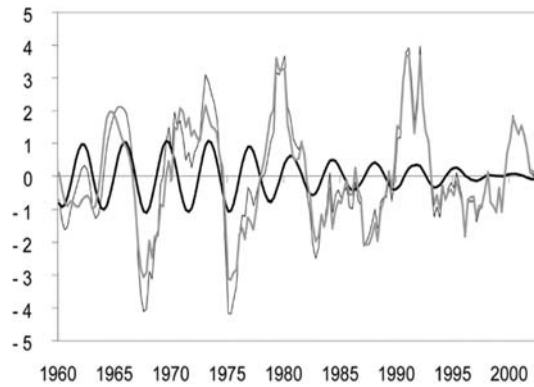
BIBLIOGRAPHIE

- Baxter M. et King R.G. (1999)**, « Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series », *Review of Economics and Statistics*, vol. 8, n° 4, pp. 575-593.
- Bentoglio G., Fayolle J. et Lemoine M. (2001)**, « Unité et pluralité du cycle européen », *Revue de l'OFCE*, n° 78, pp. 9-73.
- Chagny O. et Lemoine M. (2002)**, « The Impact of the Macroeconomic Hypothesis on the Estimation of the Output Gap using a Multivariate Hodrick-Prescott Filter », document de travail, OFCE.
- Frisch R. (1933)**, « Propagation and Impulse Problems in Dynamic Theory », in *Essays in Honor of Gustav Cassel*, George Allen and Unwin, Londres.
- Hamilton J.D. (1986)**, « A Standard Error for the Estimated State Vector of a State-Space Model », *Journal of econometrics*, vol. 33, pp. 387-397.
- Harvey A.C. (1989)**, *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*, Cambridge University Press.
- Harvey A.C. et Jaeger A. (1993)**, « Detrending, Stylised Facts and the Business Cycle », *Journal of Applied Econometrics*, vol. 8.
- Harvey A.C. et Nyblom J. (1999)**, « Testing against Smooth Stochastic Trends », *mimeo*, University of Cambridge, Mai.
- Hodrick R.J. et Prescott E.C. (1997)**, « Postwar US Business Cycles: An Empirical Investigation », *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 29-1, pp. 1-16.
- Iacobucci, A. et Noullez A. (2002)**, « Frequency Filters for Short-Length Time Series », *working paper IDEFI-IDEE*, n° 1.
- Koopman S.J. et Harvey A.C. (1997)**, « Trends and Cycles in Multivariate Time Series », in *System Dynamics in Economic and Financial Models*, C. Heij, H. Schumacher, B. Hanzon and C. Praagman (eds), John Wiley and Sons.
- Koopman S.J., Harvey A.C., Doornik J.A. et Shephard N. (2000)**, *State Space Modelling and Prediction*, Timberlake Consultants, Londres.
- Orphanides A. et Van Norden S. (1999)**, « The Reliability of Output Gap Estimates in Real Time », Board of Governors of the Federal Reserve System, *Finance and Economics Discussion Series*, n° 1999-38.
-

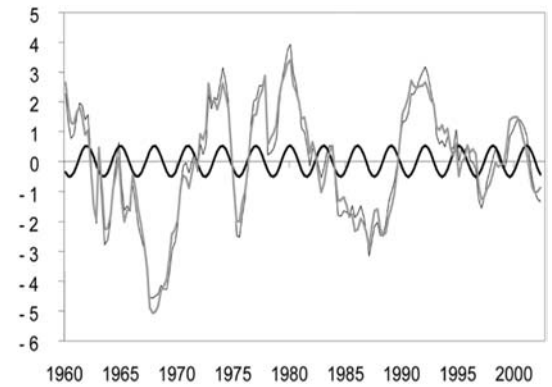
LES CYCLES COURTS ET LONGS DES PAYS DE LA ZONE EURO

(En % du trend)

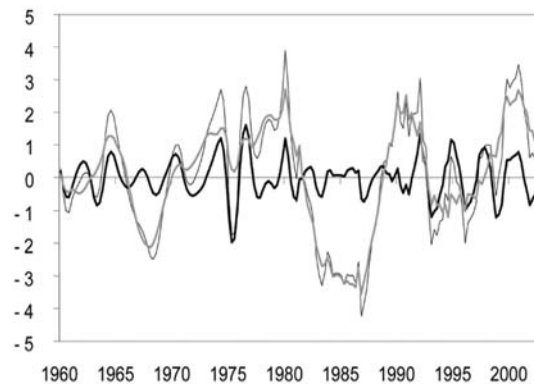
A - Allemagne



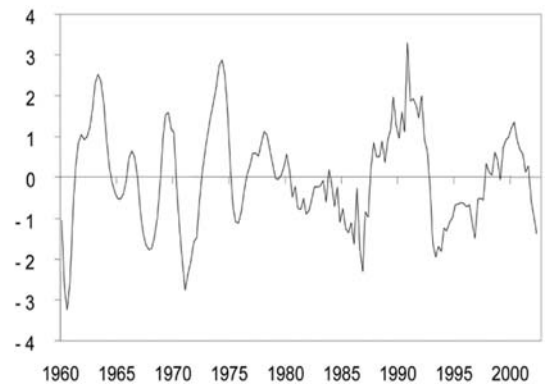
B - Autriche



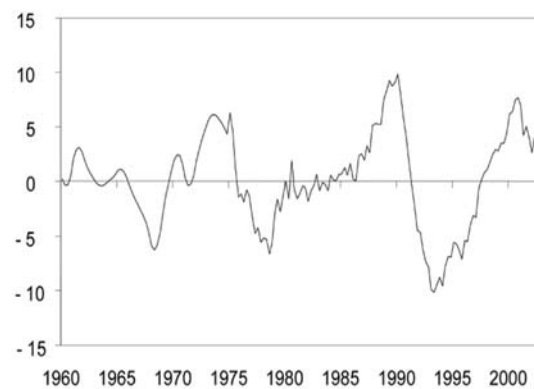
C - Belgique



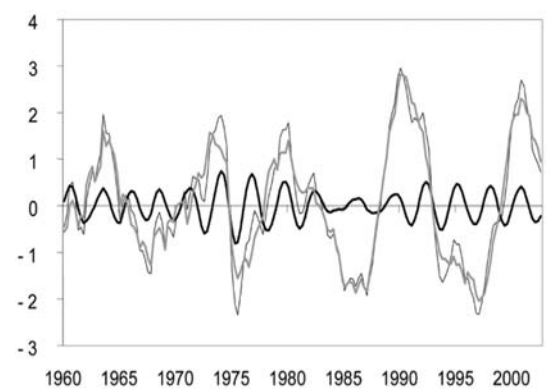
D - Espagne



E - Finlande

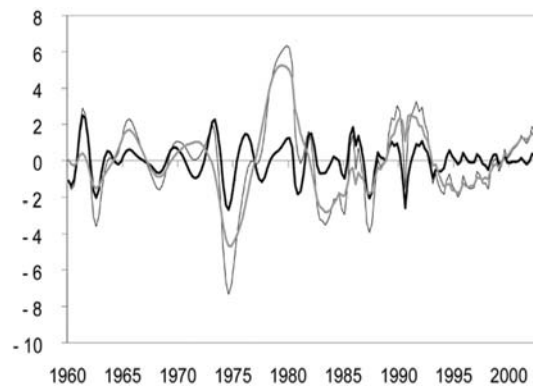


F - France

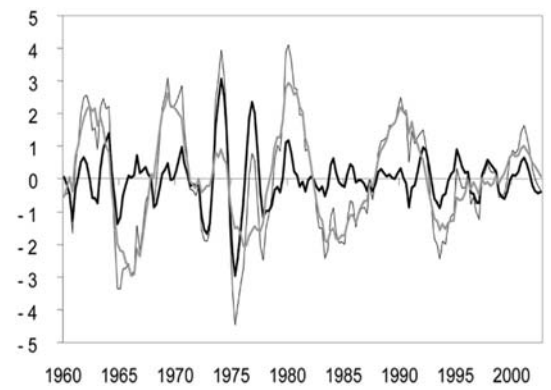


— Cycle court — Cycle global — Cycle long

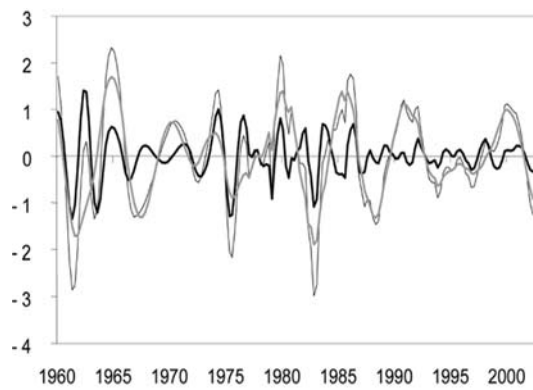
G - Grèce



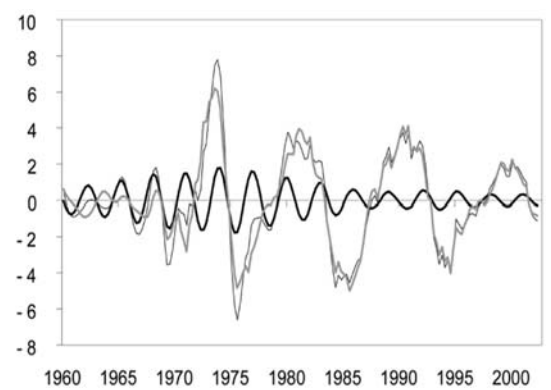
H - Italie



I - Pays-Bas



J - Portugal



— Cycle court — Cycle global — Cycle long

Sources : bases Euro-Indicators de Eurostat et BSDB de l'OCDE, calculs des auteurs.