



HAL
open science

Unité et pluralité du cycle européen

Guilhem Bentoglio, Jacky Fayolle, Matthieu Lemoine

► **To cite this version:**

Guilhem Bentoglio, Jacky Fayolle, Matthieu Lemoine. Unité et pluralité du cycle européen. Revue de l'OFCE, 2001, 78, pp.9 - 73. 10.3917/reof.078.0009 . hal-03458556

HAL Id: hal-03458556

<https://hal-sciencespo.archives-ouvertes.fr/hal-03458556>

Submitted on 30 Nov 2021

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

UNITÉ ET PLURALITÉ DU CYCLE EUROPÉEN

Guilhem Bentoglio

Élève à la London School of Economics and Political Science

Jacky Fayolle

Directeur-adjoint du Département des études de l'OFCE

Professeur associé à l'Université Pierre Mendès-France de Grenoble

Matthieu Lemoine

Stagiaire à l'OFCE

Cet article mobilise une classe particulière de modèles à composantes inobservables pour s'intéresser au partage de la trajectoire des PIB des pays de la zone euro et de cette zone elle-même entre tendances de long terme et cycles conjoncturels, à partir de données trimestrielles couvrant l'ensemble des quatre décennies 1960 à 1990. L'attention est portée prioritairement sur la caractérisation des mouvements cycliques. Trois approches sont confrontées. Elles identifient respectivement les cycles européens à partir du PIB agrégé de la zone euro (comparativement aux cycles américains dans le cadre d'un modèle bivarié avec les États-Unis) ; à partir de l'agrégation des cycles nationaux extraits des modèles univariés propres à chaque pays de la zone ; enfin, à partir d'un modèle multivarié, qui regroupe l'ensemble des pays de la zone euro (moins le Luxembourg et l'Irlande) et qui permet d'assimiler le cycle agrégé de celle-ci à un cycle **commun** aux différents pays membres, engendré par des chocs de nature symétrique. La convergence entre les résultats de ces trois approches est satisfaisante et débouche ainsi sur une vision assez robuste du mouvement cyclique global de la zone euro.

Le mouvement cyclique de cette zone apparaît cependant pluriel à un double titre : il mêle pour moitié environ des oscillations courtes, liées au comportement de stockage, et, pour l'autre moitié, des fluctuations plus lentes, qui recouvrent les rythmes fondamentaux de l'investissement ; les cycles nationaux des pays membres sont partiellement unifiés, mais pas encore réductibles à la composante commune qui transparaît dans le cycle agrégé du PIB européen. Cette composante commune et symétrique ne contribue que pour un tiers environ à l'ensemble des dynamiques cycliques nationales. Celles-ci restent marquées par l'impact de chocs asymétriques, qui sont à l'origine, d'une part, de la distinction entre un groupe « germanique » et un groupe « latin » et, d'autre part, d'une seconde distinction entre la France et le reste du groupe « latin ». Ces oppositions, souvent liées aux tensions de nature monétaire et financière entre pays européens, semblent progressivement s'atténuer, en dépit de résurgences prononcées, à la suite notamment de l'unification allemande. On peut cependant attendre de la réalisation de l'union monétaire la poursuite de cette atténuation. La définition d'un policy mix bien équilibré devrait néanmoins prendre en compte la pluralité persistante des cycles européens.

Juillet 2001

Revue de l'OFCE 78

L'analyse des tendances et des cycles de l'économie européenne n'est pas une simple question technique pour experts curieux, mais relève du besoin d'aide à une coopération instruite des institutions responsables de la politique économique. Elle participe à l'objectivation consensuelle de la situation et des tensions conjoncturelles, nécessaire à l'exercice averti de cette politique. Elle s'attache à un effort de caractérisation de la conjoncture européenne plus approfondi et synthétique que le seul examen d'une vaste gamme d'indicateurs, aussi pertinents soient-ils. Dans les modèles qui entendent représenter la détermination des règles de politique économique, le recours à la décomposition tendance/cycle de l'activité intervient à deux titres, au moins :

— Le PIB tendanciel (ou potentiel) figure dans les fonctions d'objectifs des autorités politiques et/ou monétaires, dont l'optimisation gouverne leurs règles respectives de comportement. Si les autorités sont sensibles aux écarts entre le PIB effectif et son niveau tendanciel, ces règles ne sont pas indépendantes de la mesure de ce PIB de référence.

— Même si l'écart au PIB tendanciel ou potentiel ne figure pas dans la fonction d'objectif, il constitue un indicateur des tensions inflationnistes. Il intervient à ce titre dans le modèle de représentation de l'économie qui contraint l'optimisation de la fonction d'objectif.

L'identification du mouvement cyclique de l'activité européenne — l'Europe étant ici comprise comme la zone euro — soulève deux types de problèmes. Le premier n'est pas propre à l'application européenne et concerne le choix de la méthode. Le second concerne spécifiquement cette application. Si la zone euro pouvait être considérée comme une zone monétaire optimale¹, son mouvement cyclique serait parfaitement commun aux différents pays qui la constituent, c'est-à-dire engendré par des chocs qui les affectent simultanément et identiquement. La nature de la démarche retenue sur ce double plan de la méthode et de l'application est d'abord introduite avant d'en exposer précisément le contenu et afin de justifier l'ordre adopté pour la présentation des résultats.

1. Une zone monétaire optimale correspond à un ensemble de pays dont les caractéristiques structurelles et institutionnelles sont suffisamment proches pour qu'ils soient peu sensibles à des chocs de nature asymétrique ou opposée. L'article fondateur est celui de Mundell (1961). De Grauwe (1999) propose une revue critique de littérature appliquée à l'expérience européenne.

La nature de la démarche

Le choix de la méthode

Plusieurs méthodes statistiques et économétriques sont en concurrence pour l'identification du cycle européen. L'article recourt aux modèles uni- et multivariés à composantes inobservables proposés par le statisticien britannique Andrew Harvey (voir Harvey, 1989 ; Koopman et Harvey, 1997).

Cette méthode reste d'ordre statistique. Mais elle a l'avantage sur des méthodes plus descriptives d'être soumise à estimation et à tests. Elle se prête à une lecture interprétative d'ordre économique, à condition que l'on accepte, dans la foulée d'une tradition bien établie, une distinction assez stricte entre la tendance de long terme et les cycles de croissance, qui s'enroulent autour de cette tendance. Cette distinction ne doit pas être comprise comme une indépendance absolue et définitive des manifestations tendancielle et cyclique de la dynamique économique ; elle signifie plus modestement que, sur la période considérée, cette dynamique se caractérise par une stabilité structurelle suffisante pour que les fluctuations conjoncturelles témoignent de la formation de déséquilibres et de tensions, qui éloignent l'activité d'une situation jugée normale (la « tendance »), mais aussi de forces de correction et de rappel, qui l'y ramènent : les fluctuations peuvent être *persistantes* — l'expansion ou la récession durent assez longtemps car l'inertie d'un mouvement conjoncturel, une fois engagé, est prononcée — mais restent *stationnaires* : il y aura, un jour ou l'autre, retour à la « normale ». C'est cette combinaison de persistance et de stationnarité qui, quoique délicate à mettre en évidence sur le plan économétrique, définit statistiquement le cycle.

Dans ce cadre, la tendance d'un côté, les cycles de l'autre, sont des composantes stochastiques impulsées par des chroniques de chocs indépendantes entre elles. La tendance peut être représentée selon une gamme assez diversifiée de formulations, en fonction des préjugés sur son degré de lissage et de leur corroboration par les tests pratiqués. La méthode est suffisamment souple pour permettre la prise en compte de ruptures plus ou moins progressives dans l'orientation fondamentale de la tendance. La tendance déterministe, simple fonction du temps, est un cas limite.

La formulation des cycles formalise le schéma impulsion-propagation proposé il y a bien longtemps 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), dotées d'une certaine variance, à un mécanisme de propagation cyclique, caractérisés par une périodicité et un facteur d'amortissement « virtuels ». En conséquence, cette composante cyclique, quoique fondamentalement scandée par la récurrence des phases d'expansion et de récession, peut avoir une allure bien plus complexe qu'un cycle théorique parfaitement régulier. Elle peut comporter des variations apparentes de la durée, de l'amplitude et du profil des cycles successifs : cette allure est fonction de la réalisation historique particulière enregistrée par la chronique des impulsions.

Lorsque le modèle estimé est multivarié (par exemple les PIB de plusieurs pays), il permet d'explorer l'existence de facteurs communs gouvernant les composantes stochastiques de chaque variable expliquée, qu'il s'agisse des tendances ou des cycles. Les tendances peuvent être cointégrées, c'est-à-dire relever de facteurs communs, en nombre plus réduit que le nombre initial de tendances : cela ne signifie pas que ces tendances sont identiques mais qu'elles sont reliées par des relations linéaires, pouvant traduire par exemple l'existence d'un rattrapage de longue période entre pays.

Dans le cas du cycle, il est crucial de distinguer, au sein d'un modèle multivarié, entre cycle similaire et cycle commun : plusieurs séries présentent un cycle similaire lorsque la composante cyclique qui anime le mouvement de chacune d'elles est fondée sur un même mécanisme de propagation (mêmes période et facteur d'amortissement « virtuels ») mais est engendrée par une chronique spécifique d'impulsions, si bien que les composantes cycliques peuvent être sensiblement différentes et, en particulier, franchement désynchronisées. Ce cycle similaire devient commun lorsque les chroniques d'impulsion qui lui sont appliquées sont parfaitement corrélées. Elles ne diffèrent plus que par leur variance, si bien que les composantes cycliques ainsi engendrées sont parfaitement synchronisées et ne se distinguent plus que par leur amplitude.

Lorsqu'on s'intéresse aux cycles comparés de plusieurs pays, passer d'un cycle similaire à un cycle commun, c'est passer de chocs asymétriques à des chocs symétriques (quoique d'intensité éventuellement différenciée, comme un choc pétrolier frappant en même temps plusieurs pays, tous mais inégalement dépendants en importations pétrolières)². La notion de convergence cyclique pourrait être comprise comme la réalisation d'un tel passage, au sein d'un ensemble d'économies structurellement suffisamment proches pour que les mécanismes de propagation cyclique qui les caractérisent puissent être qualifiés de similaires.

2. Parler de chocs symétriques sous-entend cependant que le cycle commun affecte avec le même signe les différents pays. Si les impulsions communes étaient parfaitement mais négativement corrélées entre deux pays, le cycle commun ne les affecterait pas avec le même signe : il faudrait alors parler de chocs opposés.

L'application à l'Union monétaire européenne

La richesse analytique de cette méthode, déjà appliquée dans un cadre univarié à l'ensemble des pays de l'OCDE (Fayolle et Mathis, 1993 et 1994) rend son application à l'étude des cycles européens particulièrement motivante : révèle-t-elle, ou non, la réalité ou l'émergence, entre pays de la zone euro, d'un espace conjoncturel véritablement unifié ? Mais cette application soulève des difficultés spécifiques. Le besoin de séries longues, pour appliquer la méthode retenue, oblige à 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. S'il n'y avait eu durant ces décennies passées, au sein de l'ensemble des pays européens, que des dynamiques conjoncturelles disparates voire contradictoires, affectées par des chocs systématiquement asymétriques, on pourrait douter de la possibilité de mettre en évidence certaines régularités cycliques de la croissance européenne. De fait, il apparaît moins aisé de résumer les caractéristiques des fluctuations européennes que celles des cycles affectant les États-Unis. L'hétérogénéité de l'espace européen complique la caractérisation de ses propriétés cycliques, comparativement aux États-Unis qui sont une zone monétaire unifiée depuis bien plus longtemps et dont le comportement cyclique a tôt fait l'objet de l'attention des analystes comme des responsables de la politique économique. L'article 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 !

Pour ces raisons, l'identification des cycles européens, sur la base de la méthodologie précédente, a fait l'objet de trois approches distinctes, avec l'espoir de tirer de la convergence éventuelle de leurs résultats une identification plus robuste des cycles européens :

— une première approche s'efforce de caractériser les cycles européens « *vus d'en haut* », c'est-à-dire au sein d'un modèle bivarié qui explique la dynamique conjointe du PIB américain et du PIB européen agrégé. Parce que la dynamique de ce dernier ne va pas sans une certaine instabilité, elle est plus aisée à caractériser dans le cadre d'un modèle qui utilise la régularité cyclique américaine comme « *étalon* » pour identifier le comportement européen.

— une deuxième approche consiste à agréger les cycles nationaux des pays de la zone euro, estimés dans le cadre de modèles univariés nationaux, pour retrouver les cycles agrégés de cette zone euro, « *vus d'en bas* » en quelque sorte. Cette approche procure des résultats remarquablement convergents avec la première, ce qui conforte l'idée d'une régularité suffisante du comportement cyclique européen pour que les traits stylisés puissent en être établis. Elle confirme également

une caractéristique marquante de ce comportement, déjà repérée par la première approche, mais qui ne l'est pas aussi nettement sur son homologue américain : le cycle global européen fait interférer une composante cyclique « courte », correspondant à une période de l'ordre de trois ans et associée aux variations de stocks, et une composante cyclique « longue », d'ordre décennal et associée au rythme des fluctuations de l'investissement. Cette dualité du cycle européen complique sa lisibilité pour les responsables de la politique économique, mais elle mérite d'autant plus d'être prise en compte.

— une troisième approche cherche à identifier dans quelle mesure les cycles européens peuvent être compris comme cycles *communs* aux différents pays européens, au sein d'un modèle multivarié comprenant l'ensemble des PIB nationaux de la zone euro. Si la zone euro était une zone monétaire optimale, on n'aurait, pour une fréquence cyclique donnée, qu'un seul cycle commun, ce qui témoignerait de la parfaite symétrie des chocs engendrant les fluctuations nationales et européenne. Le résultat obtenu n'est pas aussi radical et montre que, sur la période historique retenue, il est possible de réduire à un petit nombre de facteurs communs, mais pas à un seul, les chroniques nationales d'impulsion qui sont à la source des mouvements cycliques « longs » (c'est-à-dire d'ordre décennal) qui rythment fondamentalement la conjoncture européenne. L'interprétation prudente de ces facteurs communs suggère que persistent, jusqu'à la fin des années 1990, des césures géographiques au sein de la zone euro, qui expliquent une certaine pluralité du comportement cyclique. La nature de ces césures donne cependant à penser qu'elles pourraient s'atténuer avec la maturation de la zone euro, dont la régulation cyclique deviendrait alors plus homogène.

Tout autant que la qualité statistique, souvent imparfaite, de chaque modèle estimé, considéré isolément, c'est la convergence entre ces trois approches qui est recherchée comme preuve d'une certaine robustesse de l'identification des cycles européens et de leurs caractéristiques.

Les spécifications des modèles utilisés et leur méthode d'estimation sont d'abord présentés afin de permettre la compréhension des résultats. Puis les résultats des trois approches sont successivement commentés et rapprochés, avant de déboucher sur une tentative de synthèse concernant la mesure de la symétrie des impulsions gouvernant les cycles européens.

Les données utilisées proviennent de la base de données trimestrielles BSDB de l'OCDE (*Business Sector Data Base*, livraison de juin 2000), qui fournit des séries allant du premier trimestre 1960 au quatrième trimestre 1999, soit exactement quatre décennies complètes, période sur laquelle sera systématiquement effectué l'ensemble des estimations. Quelques séries affectées de données manquantes ont été complétées en recourant aux sources nationales ou à d'autres bases de l'OCDE. Certaines particularités des données utilisées ou de leur

traitement seront indiquées au cours du texte, lorsque nécessaire. Le logiciel STAMP (comme *Structural Time Series Analyser, Modeller and Predictor*), spécialement construit pour estimer les modèles à composantes inobservables mobilisés (Koopman, Harvey, Doornik et Shephard, 2000), a été utilisé pour réaliser les estimations.

La décomposition « Tendence plus Cycle » d'une série

De façon à faire apparaître les faits stylisés d'une série y_t , elle est décomposée, de manière additive³, en une tendance T_t , un cycle C_t et une composante irrégulière ε_t . Chacune de ces composantes est stochastique et elles sont mutuellement non corrélées entre elles. Les deux composantes cyclique et irrégulière respectent la propriété statistique de stationnarité⁴. La stationnarité traduit le jeu de forces de rappel : une variable stationnaire ne peut dériver indéfiniment en s'éloignant de son espérance mathématique, qui est invariante. La composante irrégulière ε_t est un bruit blanc⁵.

$$y_t = T_t + C_t + \varepsilon_t \quad t = 1, \dots, H \quad (1.1)$$

Modélisation de la tendance

La tendance est modélisée sous la forme :

$$T_t = T_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t \quad (1.2)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \zeta_t \quad (1.3)$$

où η_t et ζ_t sont deux bruits blancs indépendants et normaux, 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 « Tendence localement linéaire » (*Local Linear Trend*).

La tendance est dite intégrée d'ordre deux, car elle a besoin d'être différenciée deux fois pour être réduite à un processus stationnaire. C'est le cas général mais l'intérêt de cette représentation est de faire apparaître une série de cas particuliers intéressants :

3. Le modèle sera appliqué à des séries temporelles qui ont subi préalablement une transformation logarithmique, ce qui justifie cette écriture additive.

4. Une série aléatoire indicée par le temps (ou processus) X est stationnaire si son espérance mathématique $E(X_t)$ prend une valeur m indépendante du temps, si sa variance existe et est finie et si la covariance entre les valeurs prises par X à deux dates distinctes ne dépend que de l'intervalle entre ces deux dates mais non de ces dates elles-mêmes ($Cov[X_t, X_{t+h}] = \gamma[h]$). En particulier la dernière condition implique que la variance $V(X_t)$ est aussi indépendante du temps (pour $h = 0$).

5. Un bruit blanc est une variable aléatoire d'espérance mathématique nulle, de variance stable, et non corrélée dans le temps.

— dans le cas extrême où σ_η^2 et $\sigma_\zeta^2 = 0$, la tendance est déterministe et s'écrit $T_t = T_{t-1} + \beta$, ou encore $T_t = T_0 + \beta t$.

— si seulement $\sigma_\zeta^2 = 0$, l'équation (1.3) se réduit à $\beta_t = \beta_{t-1}$. La pente est constante dans le temps et la tendance devient alors une marche aléatoire avec dérive (dénommée « *Random walk with drift* » dans la littérature anglo-saxonne) : bien que la pente de la tendance soit constante, la répétition de chocs aléatoires sur son niveau peut considérablement éloigner cette tendance du simple cumul déterministe qui caractérise le cas précédent.

— si seule la variance $\sigma_\eta^2 = 0$, la tendance est intégrée d'ordre deux comme dans le cas général. Ce modèle de la tendance a été baptisé « *Slowly Moving Smooth Trend* » dans la littérature, ce qu'on résumera par « tendance douce ». Les tendances estimées, lorsqu'on retient ce modèle, apparaissent visuellement comme des courbes assez lisses, aux inflexions à la fois nettes et progressives, qui proviennent des innovations ζ_t affectant la pente β_t .

Ainsi la modélisation de la tendance proposée par Harvey permet d'engendrer plusieurs types de tendance, la forme déterministe étant un cas limite. La possibilité d'un choix concernant la localisation des aléas, sur le niveau ou la pente de la tendance, permet d'élargir les formulations disponibles de la tendance stochastique⁶.

Modélisation du cycle

La composante cyclique est un processus linéaire stationnaire susceptible de faire apparaître une alternance relativement régulière de pics et de creux, tout en admettant une certaine persistance des phases du cycle et d'éventuelles dissymétries entre elles. Le cycle C_t est modélisé sous la forme :

$$\begin{bmatrix} C_t \\ C_t^* \end{bmatrix} = \rho \begin{bmatrix} \cos\lambda & \sin\lambda \\ \cos\lambda & \sin\lambda \end{bmatrix} \begin{bmatrix} C_{t-1} \\ C_{t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \kappa_t \\ \kappa_t^* \end{bmatrix} \quad (1.4)$$

où les perturbations κ_t et κ_t^* sont deux bruits blancs indépendants entre eux et de même variance σ_κ^2 . Le paramètre ρ , compris entre 0 et 1, désigne le facteur d'amortissement du cycle au cours du temps, tandis que la fréquence de ce dernier est donnée par le paramètre λ , qui appartient à l'intervalle $[0, \pi]$. La période du cycle (exprimée par exemple en nombre de trimestres s'il s'agit d'une série trimestrielle) correspond à $2\pi/\lambda$: c'est la durée théorique du cycle, c'est-à-dire le

6. Diebold et Rudebusch (1999, p.20) souhaitent aussi cette liberté de choix. Ils recherchent un « juste milieu » entre tendances déterministe et stationnaire en différence, qui autorise une certaine flexibilité dans la représentation de la tendance (« *limited flexibility in trend through trend shifts and trend breaks* »).

temps nécessaire pour qu'une oscillation cyclique complète ait lieu à la suite d'une impulsion initiale⁷.

C_t^* est une variable « duale » du cycle C_t , qui est nécessaire à la formulation récursive de ce dernier. Si les perturbations κ_t et κ_t^* sont supprimées de l'écriture, l'équation (1.4) s'écrit : $C_t = \rho^t (C_0 \cos \lambda t + C_0^* \sin \lambda t)$. Le cycle apparaît alors comme une fonction déterministe de ses conditions initiales. Si $\rho = 1$, le cycle déterministe se reproduit à l'identique, si $\rho < 1$, il s'amortit. La formule est connue : bien des modèles économiques élémentaires du cycle conjoncturel se ramènent à une formule réduite de ce type, à partir des comportements qu'ils spécifient.

Le cycle C_t peut être compris comme une altération stochastique d'un cycle déterministe. Ce dernier traduit les caractéristiques structurelles du système économique qui gouvernent la propagation des fluctuations en son sein : une fois que les conditions initiales sont fixées, le cycle déterministe se déroule sans surprise, s'amortissant progressivement si $\rho < 1$. La spécification stochastique fait intervenir la répétition et le cumul des chocs aléatoires, ou innovations, qui affectent le système économique et perturbent le déroulement régulier du cycle, ce qui permet de simuler convenablement la réalité tourmentée des cycles effectivement observés. Du fait de la volatilité des innovations, l'impact de leur chronique historique peut être suffisamment complexe pour que le cumul des cycles élémentaires impulsés par ces innovations successives puisse avoir une allure capable de reproduire les irrégularités et déformations des cycles concrets de l'activité.

On peut utiliser l'image des « ronds dans l'eau (...ou dans l'huile) ». Un caillou jeté dans un liquide est une innovation. L'onde qui se propage a des caractéristiques qui dépendent des propriétés intrinsèques du liquide. Les jets de cailloux qui se succèdent sont autant d'innovations successives, qui se différencient par la masse du caillou et la force avec laquelle il est projeté. Le mouvement ondulatoire qui affecte la surface du liquide résulte de l'interférence des ondes élémentaires provoquées par les jets successifs.

Les extensions du modèle univarié

L'écriture complète des spécifications proposées produit ainsi une gamme nuancée de représentations au sein du modèle de base. Ce modèle peut connaître des extensions :

— Plusieurs cycles, de périodes et d'amplitudes distinctes, peuvent être incorporés dans le modèle si le phénomène décrit est assez riche

7. En physique, la fréquence d'un phénomène désigne le nombre de cycles qu'il exhibe par unité de temps et la période, ou durée, du cycle correspondant est donc inversement proportionnelle à cette fréquence.

pour manifester des mouvements oscillatoires associés à différentes fréquences. Le cycle global est la somme des différentes composantes cycliques et mêle donc plusieurs fréquences élémentaires.

— Il est possible d'ajouter comme variables explicatives des variables d'intervention, qui permettent de prendre en compte des observations exceptionnelles ou des ruptures structurelles. Trois sortes de telles variables muettes (ou *dummies*) sont envisageables. Elles concernent respectivement la composante irrégulière, le niveau de la tendance, et la pente de cette dernière : une *dummy* simple dite « *impulse intervention variable* », qui correspond à un point aberrant dans la chronique de la composante irrégulière ε ; une variable dite « *step intervention variable* », qui représente un changement soudain et permanent du niveau de la série ; une variable dite « *staircase intervention variable* », qui représente un changement permanent de la pente de la tendance. Si les interventions de type *step* et *staircase* sont représentées directement dans l'équation (1.1), la première vaut zéro avant la rupture et 1 après, la seconde, nulle jusqu'à la date de rupture, prend les valeurs 1,2,3,... à partir de cette date.

L'équation (1.1) a maintenant une forme plus générale :

$$y_t = T_t + \sum_{j=1}^m C_{jt} + \sum_{k=1}^p \delta_k w_{kt} + \varepsilon_t \quad t = 1, \dots, H \quad (1.5)$$

où m cycles C_j et p variables d'intervention w_k sont présents.

Le passage à la modélisation multivariée

Le modèle « Tendance plus cycle », examiné jusqu'à présent dans un cadre univarié, peut faire l'objet d'une généralisation multivariée, où les décompositions propres à plusieurs variables y_i sont estimées simultanément. L'intérêt de la dimension multivariée est notamment de déterminer si les composantes stochastiques propres à chacune des variables y_i dépendent de facteurs communs, c'est-à-dire si les innovations qui donnent naissance à ces composantes sont étroitement corrélées. On peut ainsi examiner si les tendances ou les cycles de différentes variables dépendent de tels facteurs communs. Dans le cas des tendances, cette approche est assimilable à la démarche économétrique de la cointégration, qui consiste à tester l'existence de relations stationnaires de long terme entre différentes séries.

Dans le cas des cycles, l'approche multivariée permet d'étudier la ressemblance et la synchronisation des cycles de différentes séries. Des cycles simplement *similaires* entre séries présentent les mêmes caractéristiques structurelles (coefficient d'amortissement et période) mais ne sont pas synchronisés car ils ne sont pas engendrés par la même

chronique d'innovations : les composantes cycliques qui en résultent peuvent présenter des décalages et des différences sensibles. Lorsqu'il s'agit de séries concernant une même variable pour différents pays (comme les PIB nationaux), la similarité des cycles nationaux peut traduire l'analogie des modes de propagation des fluctuations parmi un ensemble de pays présentant une forte proximité structurelle, sans que les chocs gouvernant ces fluctuations nationales soient cependant identiques. Les cycles *communs* sont non seulement similaires mais sont aussi engendrés par des innovations parfaitement corrélées : ils sont parfaitement synchronisés (si la corrélation unitaire est de signe positif) et ne diffèrent que par leur amplitude.

Lorsqu'on a affaire à un ensemble de séries représentant l'activité économique de différents pays, la pluralité des manifestations cycliques peut donc être à deux dimensions :

- pour un pays donné, plusieurs cycles, de caractéristiques distinctes, peuvent contribuer à son mouvement économique ;
- un cycle, identifié par ses caractéristiques structurelles (période et coefficient d'amortissement), peut être partagé par plusieurs pays, sans que les chroniques d'innovation qui l'impulsent soient obligatoirement identiques d'un pays à l'autre.

Évidemment, lorsqu'on s'intéresse aux trajectoires conjointes d'un ensemble de n pays, l'exigence de parcimonie et la limitation de l'information incitent à modérer la pluralité envisageable des manifestations cycliques. D'une part, lorsqu'on utilise des séries trimestrielles observées sur quatre décennies, il est en pratique difficile d'aller au-delà de deux composantes cycliques distinctes pour une série donnée. D'autre part, dans le cas d'un cycle similaire partagé par les n pays, il est possible de chercher à réduire, par rapport à n , le nombre k de chroniques d'innovations élémentaires et mutuellement indépendantes, ou facteurs communs, qui impulsent les fluctuations nationales associées à ce cycle similaire. Dans le cas limite où il est possible de se réduire à un unique facteur commun, qui influence avec le même signe les cycles nationaux, le cycle similaire devient un cycle commun parfaitement synchronisé entre les différents pays. Si ce nombre k est supérieur à 1 mais inférieur à n , chacune des n manifestations nationales du cycle similaire résulte d'une pondération spécifique des k sources d'impulsion indépendantes. La réduction de k facilite l'inférence statistique en abaissant le nombre de paramètres et peut se prêter à une interprétation économique utile.

Soit l'exemple d'un modèle trivarié (les PIB de trois pays) où chaque série nationale est animée par une seule composante cyclique, similaire entre pays. Dans le cas où une seule chronique d'innovations gouverne les trois cycles nationaux ($n = 3, k = 1$), chaque cycle national sera un multiple de l'unique cycle commun élémentaire C_t^{ω} , dont la trajectoire

est elle-même régie par une équation de type (1.4). Harvey propose de formuler le modèle de la manière suivante⁸ :

$$\begin{aligned} y_{1t} &= T_{1t} + C_t^\omega + \varepsilon_{1t} \\ y_{2t} &= T_{2t} + \theta_2 C_t^\omega + \varepsilon_{2t} \\ y_{3t} &= T_{3t} + \theta_3 C_t^\omega + \varepsilon_{3t} \end{aligned} \quad (1.6)$$

Les trois cycles nationaux sont parfaitement synchronisés. La seule différence réside dans leurs amplitudes respectives : chaque cycle national est proportionnel aux deux autres.

Dans le cas intermédiaire où deux sources d'impulsion indépendantes gouvernent les trois cycles nationaux ($n = 3, k = 2$), chacun d'eux sera une pondération spécifique des deux cycles communs élémentaires C_{1t}^ω et C_{2t}^ω . Ceux-ci sont bien sûr similaires mais sont engendrés, selon l'équation (1.4), par leur propre chronique d'innovations, indépendante de celle qui gouverne l'autre cycle commun :

$$\begin{aligned} y_{1t} &= T_{1t} + C_{1t}^\omega + \varepsilon_{1t} \\ y_{2t} &= T_{2t} + \theta_{21} C_{1t}^\omega + C_{2t}^\omega + \varepsilon_{2t} \\ y_{3t} &= T_{3t} + \theta_{31} C_{1t}^\omega + \theta_{32} C_{2t}^\omega + \varepsilon_{3t} \end{aligned} \quad (1.7)$$

La synchronisation entre les cycles nationaux sera partielle et dépendra des valeurs prises par les coefficients θ .

L'écriture du modèle à facteurs communs retenue par Harvey facilite sa compréhension et son estimation, mais elle est conventionnelle car elle dépend de l'ordre retenu pour l'ensemble des n séries : la composante cyclique de la première série est supposée identique au premier cycle commun élémentaire ; celle de la deuxième série combine additivement un multiple de ce premier cycle commun et le deuxième cycle commun ; la composante cyclique de la troisième série combine des multiples des deux premiers cycles communs et l'éventuel troisième cycle commun ; etc. Lorsque k facteurs communs gouvernent les évolutions nationales d'un cycle similaire partagé par n pays, cette écriture n'est pas la seule possible et n'est pas toujours la plus adaptée à l'interprétation économique. Tout comme, dans un espace vectoriel à k dimensions, on peut modifier la base permettant de repérer les coordonnées de n points appartenant à cet espace, une réécriture est possible pour mettre en évidence un ensemble plus aisément interprétable de k facteurs communs.

L'identification du nombre k de facteurs communs auxquels peuvent être réduites les n chroniques nationales d'innovation κ_{it} ($i = 1 \dots n$)

8. Une présentation formelle complète du modèle multivarié passe par l'écriture matricielle, plus systématique et générale, mais dont la lecture est moins immédiate. Voir Harvey (1989), Koopman et Harvey (1996) et, pour une exposition didactique, Fayolle, Micolet et Trequattrini (1999).

impulsant, selon l'équation (1.4), un cycle similaire partagé par ces pays, est évidemment une étape clef. Ce nombre correspond au rang de la matrice de variances-covariances Σ_k du vecteur aléatoire κ_t regroupant ces innovations nationales, qui témoigne de corrélations plus ou moins prononcées entre elles. Si cette matrice de dimension (n, n) est de plein rang, il n'est pas possible de ramener les n cycles nationaux similaires à un plus petit nombre de facteurs communs : même si ces cycles présentent des corrélations réciproques, les relations, notamment les décalages temporels, entre les cycles nationaux sont suffisamment complexes pour que leur représentation exige autant de facteurs d'impulsion que de pays. Si le rang k de la matrice est inférieur à n , ce qui traduit l'existence de corrélations contemporaines particulièrement prononcées entre cycles nationaux, k facteurs d'impulsion communs suffisent à engendrer ces n cycles nationaux.

Procédure d'estimation et diagnostics

L'estimation de ce modèle à composantes inobservables est effectuée selon la méthode du maximum de vraisemblance, en utilisant la représentation appelée espace-état, qui décompose le modèle en une équation d'observation et une équation d'état.

Dans le cas d'un modèle univarié, l'équation d'observation s'écrit :

$$y_t = [1 \ 0 \ 1 \ 0] x_t + \varepsilon_t \quad (1.8)$$

où le vecteur d'état x_t est défini par $x_t = (T_t \ \beta_t \ C_t \ C_t^*)'$.

L'équation d'état est :

$$x_t = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \rho \cos \lambda & \rho \sin \lambda \\ 0 & 0 & -\rho \sin \lambda & \rho \cos \lambda \end{pmatrix} x_{t-1} + \begin{pmatrix} \eta_t \\ \zeta_t \\ \kappa_t \\ \kappa_t^* \end{pmatrix} \quad (1.9)$$

Avec cette représentation espace-état, l'extraction des composantes inobservables, tendance et cycle, peut se faire à l'aide du filtre de Kalman. Ce dernier donne une estimation récursive du vecteur d'état à l'instant t conditionnellement à l'information disponible jusqu'en $t-1$. Ensuite un lissage permet d'obtenir l'espérance du vecteur d'état à l'instant t conditionnellement à toute l'information disponible sur l'ensemble de la période d'observation, de 1 à H . Ce lissage permet d'extraire, à chaque instant, les composantes inobservables de la série considérée, ainsi que leurs innovations respectives.

Différents diagnostics de qualité statistique peuvent être mobilisés pour juger de la qualité empirique du modèle. L'indicateur de base PEV

est la variance de l'erreur de prévision commise lorsqu'on utilise, sur l'ensemble de l'intervalle d'estimation, le modèle pour prévoir la variable y à horizon d'une période. La racine carrée de cet indicateur est considérée comme l'écart-type de l'erreur associée à l'équation estimée. Les résidus du modèle, utilisés pour construire d'autres diagnostics de qualité, sont les erreurs standardisées, c'est-à-dire les erreurs de prévision à horizon d'une période, divisées par l'écart-type précédent. Une série de diagnostics complémentaires est utile :

— Les statistiques de normalité permettent de détecter la présence de points irréguliers mal expliqués par le modèle. Ainsi les statistiques de Bowman-Shenton N_{BS} ou de Doornik-Hansen N_{DH} (cette dernière étant plus satisfaisante pour les petits échantillons), basées sur les troisième et quatrième moments des résidus, suivent une distribution de χ^2 à deux degrés de liberté si le modèle n'est pas perturbé par des observations particulières.

— La statistique de corrélation temporelle $Q(p, q)$ de Box-Ljung permet de tester la nullité de l'autocorrélation des p premiers résidus. Si cette nullité est vérifiée, cette statistique suit un χ^2 à q degrés de liberté, où q est égal à $p-n+1$, n étant le nombre d'hyperparamètres, c'est-à-dire de paramètres gouvernant les composantes stochastiques (variances et covariances des innovations, facteurs d'amortissement et périodes des cycles).

— Le diagnostic R_D^2 compare la variance de l'erreur de prévision obtenue en effectuant, sur l'intervalle d'estimation, une suite de prévisions à horizon d'une période, avec celle qui serait obtenue par un modèle « naïf » : $y_t = y_{t-1} + \beta + \eta_t$. A ce dernier modèle est en effet associée une fonction de prévision très simple : la meilleure prévision pour la période prochaine est la valeur de l'observation courante de y plus la variation moyenne Δy calculée sur l'intervalle considéré. Si le R_D^2 est positif, le modèle estimé fait preuve, sur la période historique, d'une meilleure performance prévisionnelle que le modèle naïf et le R_D^2 informe sur la réduction de la variance de l'erreur de prévision (si $R_D^2 = 0,2$, la réduction est de 20 %). Un R_D^2 négatif constitue en revanche un critère de rejet du modèle testé.

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. On n'a pas cherché à résorber à tout prix ces points aberrants, qui peuvent recouvrir des irrégularités statistiques ou des événements singuliers. Par ailleurs, les tests sont souvent moins satisfaisants pour les petits pays européens, soumis à des chocs particuliers difficiles à prendre en compte dans la spécification basique du modèle, tant qu'un rôle n'est pas attribué explicitement à de tels chocs idiosyncrasiques particulièrement prononcés — ce qui pourrait être fait dans une étape ultérieure. 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.

Le cycle européen, comme cycle agrégé, face à l'étalon américain

Simplicité du cycle américain, dualité du cycle européen

Le tableau I indique les résultats de la décomposition univariée du PIB américain trimestriel sur la période 1960-1999. Le modèle univarié adéquat est spontanément un modèle du type « tendance douce » (*slowly moving smooth trend*) accompagné d'un unique cycle stochastique, sans composante irrégulière. Le cas américain se prête bien à la simplicité de cette décomposition⁹. Pour apprécier l'ordre de grandeur des écarts-types des innovations affectant la tendance et le cycle, ainsi que celui de l'erreur de prévision, on peut considérer, la transformation logarithmique permettant l'écriture additive du modèle, qu'ils sont exprimés en proportion du niveau moyen de la série¹⁰.

La période estimée du cycle américain est raisonnable (huit ans) mais apparaît plus longue que la durée quinquennale qui lui est souvent attribuée. Ce n'est pas surprenant : quand l'estimation commence en 1960, les trois longues phases d'expansion des années 1960, 1980 et 1990 (la fin de cette dernière n'était pas encore enregistrée en 1999) prennent une forte importance relative, alors que les phases d'expansion étaient plus courtes durant les années cinquante. Rappelons cependant que dans ce type de modèles, la période du cycle correspond à une durée virtuelle, dont la réalisation est conditionnée par la chronique des innovations effectives impulsant le cycle.

Il est moins aisé de dégager une décomposition robuste et stable du PIB de la zone euro. Celui-ci est d'abord une reconstruction statistique fragile et conventionnelle. Il 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

9. Diebold et Rudebusch (1999, p.20) soulignent aussi cette simplicité : « *For U.S. real output, it appears that a trend representation that is very smooth, even if not exactly linear, is a viable candidate* ». Voir aussi Clark (1987).

10. Un écart-type de 1 correspond à un choc aléatoire dont la variabilité moyenne équivaut à 1 % de la série : c'est souvent plutôt moins dans les estimations ! En particulier, les ordres de grandeur de la volatilité des innovations affectant la pente de la tendance sont bien inférieurs, ce qui traduit la progressivité des inflexions de cette pente.

de cette année-là. L'Irlande et le Luxembourg ont été tenus à l'égard de cette agrégation, qui ne prend donc en compte que dix pays (dont la Grèce, membre de l'union monétaire depuis le début 2001), parmi les douze de la zone euro. 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. Elle se justifie par le souci de comparaison entre l'analyse cyclique de ce dernier et l'agrégation des cycles nationaux : or, les décompositions entre tendance et cycle obtenues pour l'Irlande et le Luxembourg apparaissent franchement à part des autres pays (*cf. infra*), si bien qu'il est difficile de les faire participer à l'agrégation des cycles nationaux, qui doit concerner des cycles élémentaires restant commensurables. C'est une confirmation, s'il en fallait, des particularités tangibles de ces deux pays.

Le PIB européen agrégé incorpore une rupture de son niveau au premier trimestre 1991, lorsque les *Länder* est-allemands rejoignent l'Allemagne fédérale et, du même coup, l'Union européenne. Plutôt que de tenter une reconstruction statistique délicate et arbitraire d'une « Allemagne unie » sur toute la période, la préférence a été donnée au maintien de cette rupture, qui respecte l'histoire, sachant qu'une telle rupture peut être aisément prise en compte par une variable muette adéquate dans le cadre des modèles utilisés. Ce n'est pas ce point qui complique l'estimation de la décomposition européenne, mais l'ensemble des irrégularités, d'ordre statistique ou effectif, qui perturbent 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 de la période d'estimation retenue et à la prise en compte, par une muette *ad hoc*, de tel ou tel choc singulier, qui affecte fortement un pays membre et qui est visible sur le PIB européen (comme les grèves du second trimestre 1968 en France ou celles de la fin 1969 en Italie).

Surtout, l'analyse du PIB européen révèle une dualité de son mouvement cyclique. Si un modèle du type « tendance douce » s'avère de nouveau bien adapté, le mouvement cyclique de la zone euro est décomposable en deux composantes cycliques distinctes, l'une de période courte, autour de trois ans, l'autre de période quasi décennale. L'hypothèse de l'unicité du cycle perturbe la décomposition tendance/cycle du PIB européen, en produisant par exemple une tendance exagérément volatile, qui incorpore une part de la cyclicité absente de la spécification. Il y a évidemment le risque que la décomposition entre « cycle court » et « cycle long »¹¹, qui n'est guère probante dans le cas américain, soit un *artefact* statistique permettant la prise en compte des errements de la conjoncture européenne. On

11. 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.

verra cependant sous peu que cette dualité correspond à des forces économiques distinctes et identifiables impulsant le cycle global de la zone euro, lequel est défini, dans un tel modèle bicyclique, comme la somme des deux composantes cycliques élémentaires.

Afin de consolider l'estimation de la décomposition tendance/cycle du PIB européen, elle a finalement 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 (tableau 1, graphiques 1 et 2) 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 européenne¹². Chacun des deux cycles désormais présent dans cette décomposition bivariée est similaire aux États-Unis et en Europe (mêmes période et coefficient d'amortissement dans les deux zones). Le cycle court ne joue qu'un rôle mineur aux États-Unis, comme le révèle un écart-type de ses innovations bien inférieur à l'écart-type des innovations portant sur le cycle long. Ces deux écarts-types sont en revanche de même ordre de grandeur dans le cas européen et les composantes cycliques correspondantes révèlent des amplitudes sinon équivalentes, du moins comparables : en Europe, le cycle court, sans atteindre l'amplitude du cycle long, est suffisamment ample et volatil pour infléchir le mouvement global du cycle (graphique 3).

Cette estimation bivariée des décompositions américaine et européenne livre une série d'enseignements sur les comportements comparés des deux économies.

— La communauté du modèle de « tendance douce » permet de comparer aisément les trajectoires tendanciennes des PIB américain et européen, puisque ces trajectoires ne sont gouvernées que par la valeur de la pente stochastique (voir graphique 1, où elle est exprimée en rythme annuel de croissance). Depuis vingt ans, la croissance tendancielle des États-Unis est redevenue supérieure à celle de l'Europe, malgré le sursaut européen transitoire de la fin des années 1980. En fin de période (rappelons que la période d'estimation se termine fin 1999), la croissance tendancielle des États-Unis apparaît supérieure à 3 % l'an alors qu'elle est inférieure d'environ un point dans le cas européen. La pente du trend européen est deux à trois fois plus volatile que son homologue américaine, mais la corrélation entre les innovations qui les affectent est très forte, peu inférieure à 1 : l'Europe apparaît plus sensible à des chocs structurels largement communs. La très forte corrélation des croissances tendanciennes américaine et européenne

12. 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 (cf. Koopman, Harvey, Doornik et Shephard, 2000).

n'exclut pas l'infériorité de la seconde, ce qui traduit la plus forte vulnérabilité historique de l'Europe à des chocs négatifs. La proximité à 1 de la corrélation librement estimée entre les innovations contemporaines sur les pentes américaine et européenne suggère d'imposer la contrainte d'une corrélation unitaire, c'est-à-dire l'hypothèse d'une cointégration entre les tendances des deux zones. Mais, ce faisant, l'estimation s'en trouve détériorée, notamment parce qu'elle force à l'excès la corrélation des pentes sur la fin de période. On a donc conservé l'estimation non contrainte, qui fait ressortir à la fois la grande parenté des évolutions tendancielle américaine et européenne et la plus grande sensibilité de l'Europe aux chocs affectant ces évolutions.

— 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. Clairement, ce cycle long est similaire mais non commun entre les deux zones. Le cycle court européen, qui révèle une volatilité suffisante pour que le mouvement cyclique global en porte la marque, est plus nettement corrélé à son homologue américain mais celui-ci est largement dominé par la composante longue des fluctuations américaines. Si l'on compare les cycles globaux des États-Unis et de l'Europe, qui agrègent les deux composantes cycliques élémentaires, ils n'obéissent à aucune synchronisation systématique (graphique 2). 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. Les fluctuations européennes sont aussi amorties par rapport à leurs homologues américaines.

— A la différence du modèle univarié américain, où elle n'était pas nécessaire, 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.

Le modèle estimé décompose « équitablement » l'infériorité des performances de croissance européennes aux performances américaines, sur les deux dernières décennies, entre la part qui revient à la tendance de long terme et celle qui revient au cycle. L'Europe perd sur les deux plans, et ce n'est pas là affaire récente, qui serait due à la seule « nouvelle économie » : c'est une situation qui émerge progressivement dans les décennies 1970 et 1980 et qui se reproduit de manière persistante. Elle n'exclut pas cependant la possibilité de récessions américaines plus violentes qu'en Europe, en raison d'une plus forte cyclicité de l'économie américaine, lorsque cette cyclicité est assimilée à la variabilité des impulsions qui gouvernent le cycle.

I. La décomposition tendance-cycle des PIB américain et européen (60T1-99T4)

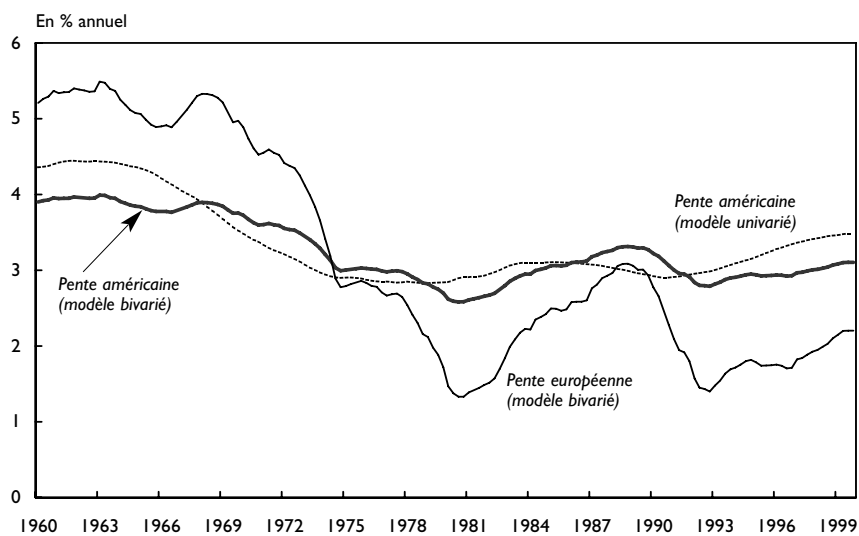
	Modèle univarié	Modèle bivarié	
	États-Unis	États-Unis	Europe
Diagnostics			
\sqrt{PEV} (Écart-type de l'erreur de prévision)	0,85	0,81	0,43
R^2_d (Coefficient relatif de détermination)	0,10	0,17	0,59
N_{DH} (Statistique de normalité)	5,20	5,99	15,27 **
$Q(p, q)$ (Statistique de corrélation de Box-Ljung)	14,0 (p=13, q=10)	8,4 (p=13, q=6)	11,7 (p=13, q=6)
Paramètres			
σ_ε (Écart-type de la composante irrégulière)	—	0,18	0,08
$Corr_\varepsilon$ (Coefficient de corrélation des composantes irrégulières contemporaines)	—	-1	
σ_η (Écart-type des innovations sur le niveau de la tendance)	—	—	—
σ_ζ (Écart-type des innovations sur la pente de la tendance)	0,04	0,03	0,08
$Corr_\zeta$ (Coefficient de corrélation des innovations contemporaines sur les pentes des tendances)			0,96
Cycle long			
σ_k (Écart-type des innovations du cycle)	0,75	0,60	0,19
$Corr_k$ (Coefficient de corrélation des innovations contemporaines sur le cycle long)			0,26
ρ (Facteur d'amortissement du cycle)	0,95	0,98	
Période du cycle en trimestres	32,0	38,6	
Cycle court			
σ_k (Ecart-type des innovations du cycle)		0,27	0,21
$Corr_k$ (Coefficient de corrélation des innovations contemporaines sur le cycle court)			0,62
ρ (Facteur d'amortissement du cycle)			0,94
Période du cycle en trimestres			13,1
Observations			
		<i>Une muette sur la composante irrégulière du PIB européen en 68T2</i> <i>Une muette sur le niveau de la tendance du PIB européen en 91T1</i>	

Légende :

Le trimestre k de l'année de millésime ij est noté ijTk. Les écarts-types ont été multipliés par 100 et expriment la volatilité moyenne de l'erreur de prévision ou d'une innovation en pourcentage de la série. Les tests insatisfaisants de l'hypothèse nulle sont signalés par * au seuil de 5 % (moins de 5 % de chances que l'hypothèse nulle soit rejetée par erreur) et par ** au seuil de 1 %.

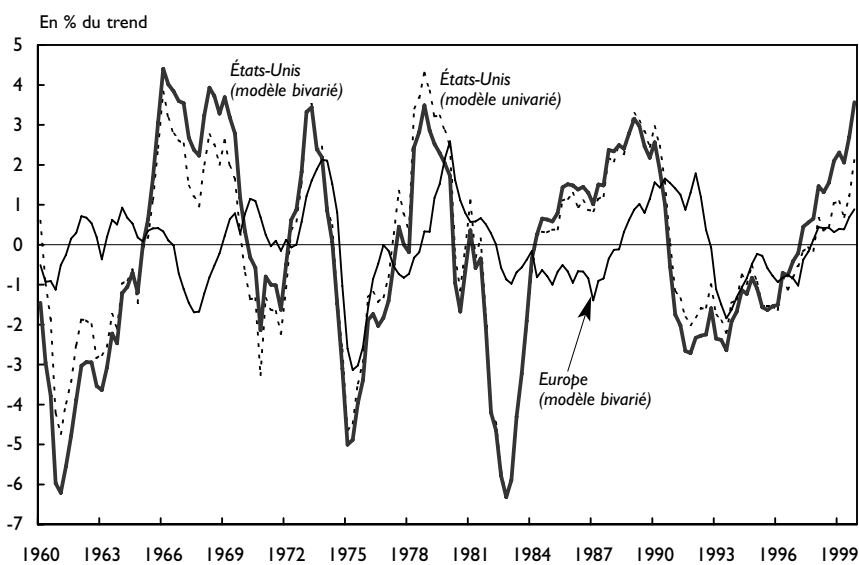
Sources : Base BSDB de l'OCDE, calculs des auteurs.

I. Pentés tendancielles des PIB américain et européen



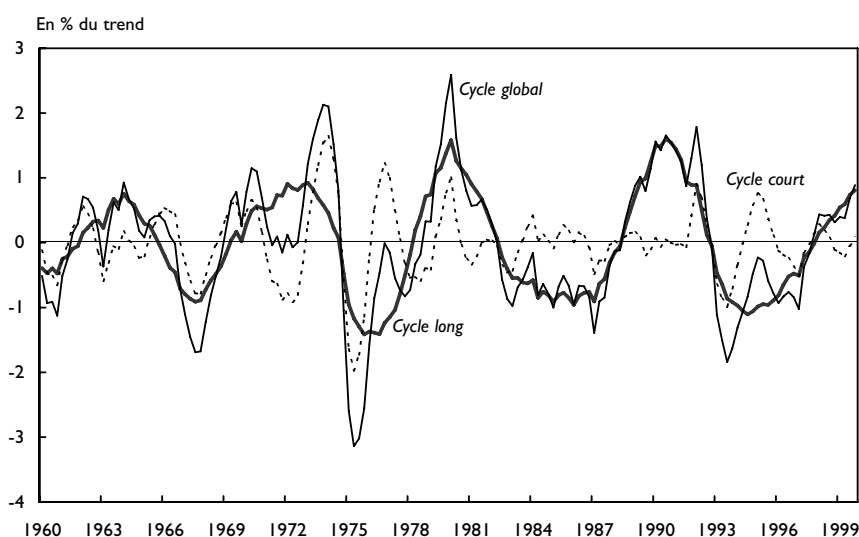
Sources : Base BSDB de l'OCDE, calculs des auteurs.

2. Cycles globaux américain et européen



Sources : Base BSDB de l'OCDE, calculs des auteurs.

3. Cycle européen et composantes « courte » et « longue »



Sources : Base BSDB de l'OCDE, calculs des auteurs.

Derrière la dualité du cycle européen : investissements et stocks

La littérature cyclique inclut 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.

Les deux couples de graphiques 4 et 5 comparent les cycles court et long de la zone euro avec les contributions respectives des investissements (formation brute de capital fixe des entreprises ou de l'ensemble des agents) et des variations de stocks (tous agents inclus) au cycle global de la zone euro. Ces contributions sont mesurées très simplement comme le rapport de l'agrégat considéré au trend du PIB. Si le PIB est décomposable en agrégats élémentaires, son cycle C , mesuré en proportion de la tendance T , l'est en autant de contributions correspondantes.

$$C = \frac{PIB}{T} = \frac{\sum_{i=1}^n A_i}{T} = \sum_{i=1}^n \frac{A_i}{T} = \sum_{i=1}^n CONT_i \quad (2.1)$$

où A_i représente le sous-agrégat i du PIB et $CONT_i$ la contribution cyclique de cet agrégat.

Sur les graphiques 4 et 5, les contributions cycliques de l'investissement et des variations de stocks sont mesurées à partir de deux sources distinctes, sur des périodes également distinctes, sachant qu'une vision parfaitement unifiée est difficile en l'état actuel de l'information statistique européenne. On a préféré utiliser pleinement les informations disponibles, imparfaitement cohérentes entre elles :

— Sur une période longue, mais incomplète (graphiques 4 et 5), les contributions de l'investissement des entreprises et des variations de stocks au cycle européen ont été mesurées à partir des agrégats européens « investissement des entreprises » et « variations de stocks », construits pour la zone euro à dix comme le PIB agrégé l'a été à partir des séries nationales issues de la base BSDB 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. Elle ne peut être appliquée sur l'ensemble de la période, en raison de données manquantes pour certains pays.

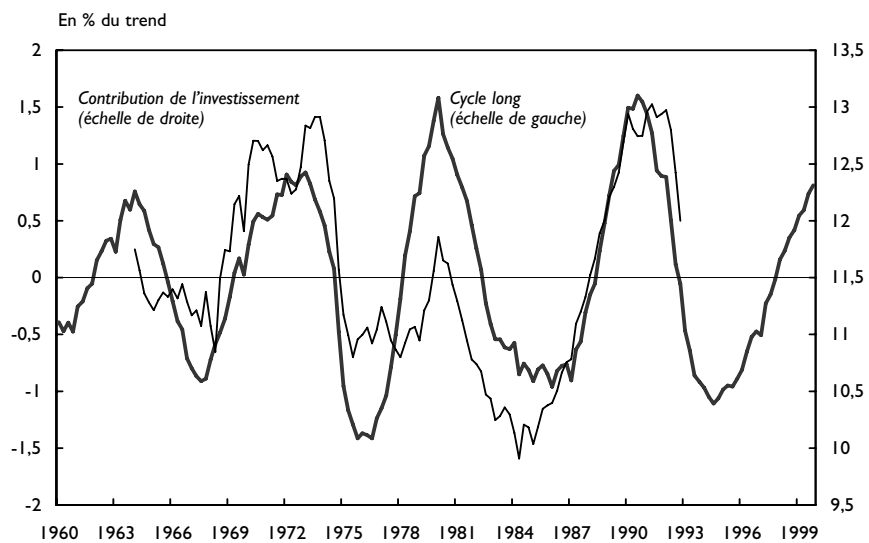
— Sur la période plus courte mais complète de la décennie 1990, les comptes trimestriels de la zone euro directement fournis par Eurostat en euros constants de 1995 permettent d'effectuer le même calcul de contributions, après conversion du trend du PIB européen dans cette unité (graphiques 4 bis et 5 bis ¹³).

Ce jeu de graphiques délivre clairement, à partir de sources distinctes, une information commune, même si elle reste de nature suggestive. Il corrobore les rôles dominants de l'investissement et des variations de stocks respectivement dans le cycle long et le cycle court du PIB. Il faut remarquer que 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, spécialement celui des entreprises, 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.

13. Le graphique 4 bis représente la contribution de l'investissement total, tous agents inclus, au cycle européen, alors que sur longue période, c'est celle de l'investissement des seules entreprises qui apparaît préférentiellement corrélée au cycle long européen.

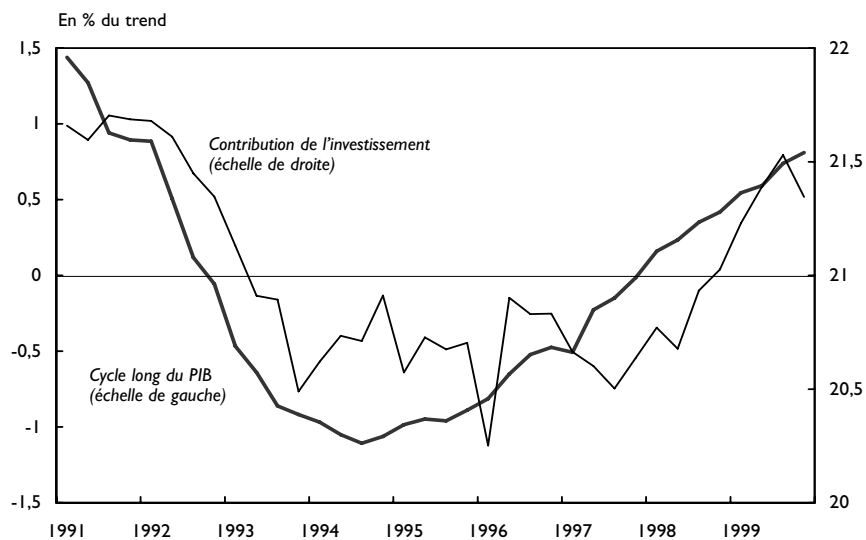
Ces graphiques, de pair avec le graphique 3, montrent aussi que les deux composantes cycliques européennes peuvent, selon les circonstances, s'amplifier réciproquement (au moment du premier choc pétrolier, ou lors de la récession de 1993, par exemple) ou au contraire se compenser, jusqu'à se neutraliser (en 1994-95, 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 langueur 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. Les autorités exerçant la politique macroéconomique européenne, si elles souhaitent stabiliser la conjoncture, ne devraient pas être indifférentes à la possibilité d'une telle distorsion.

4. Cycle long et contribution de l'investissement des entreprises au cycle du PIB européen (séries OCDE)



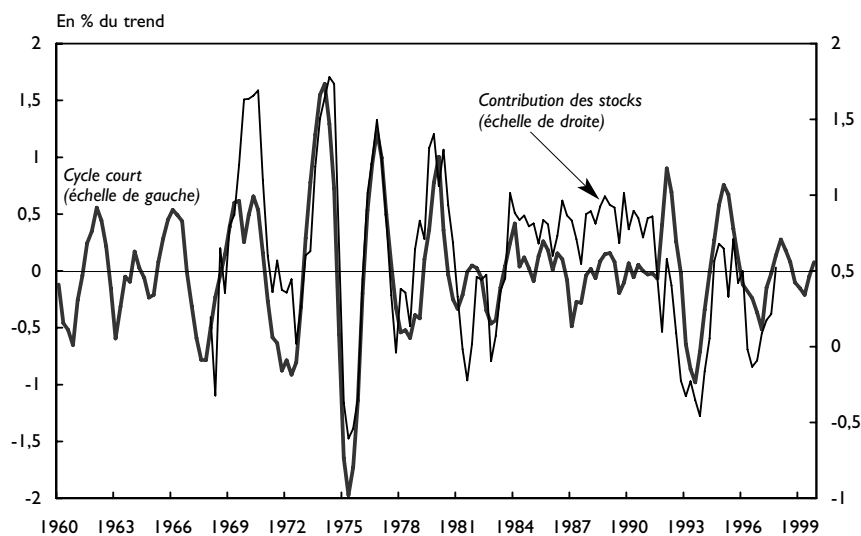
Sources : Base BSDB de l'OCDE, calculs des auteurs.

4bis. Cycle long et contribution de l'investissement des entreprises au cycle de la zone euro (séries Eurostat)



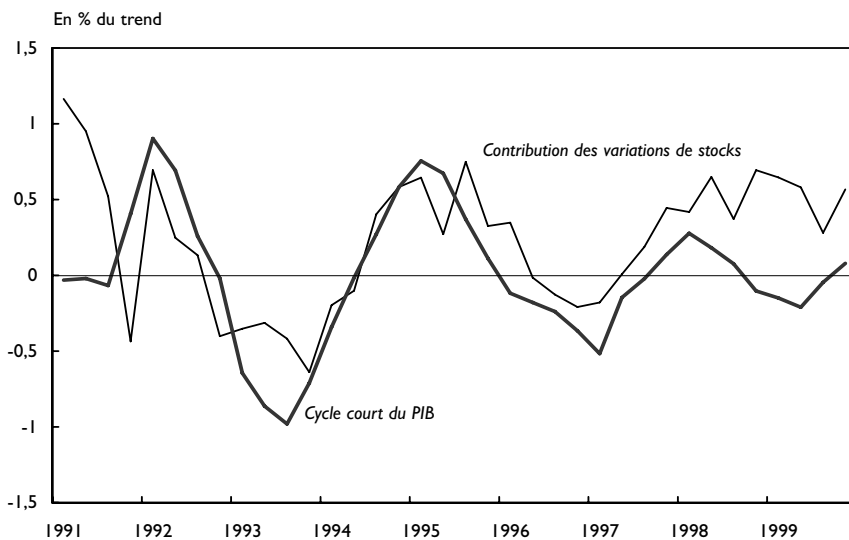
Sources : Base BSDB de l'OCDE, Eurostat, calculs des auteurs.

5. Cycle court et contribution des variations de stocks au cycle du PIB européen (séries OCDE)



Sources : Base BSDB de l'OCDE, calculs des auteurs.

5bis. Cycle court et contribution des variations de stocks au cycle du PIB de la zone euro (séries Eurostat)



Sources : Base BSDB de l'OCDE, Eurostat, calculs des auteurs.

Similarités et différences apparentes des cycles nationaux

Que des mouvements de nature cyclique se manifestent clairement sur l'activité économique européenne ne garantit pas que ces mouvements soient uniformément partagés par les pays membres de l'union monétaire européenne. L'examen comparé des cycles nationaux permet d'indiquer dans quelle mesure il est possible de parler d'un cycle européen, en tant que mouvement partagé par l'ensemble des pays de la zone. Mais les fortes similarités qui caractérisent les économies nationales de la zone euro ne signifient pas que l'ensemble des pays membres puisse être réduit à un espace conjoncturel à une seule dimension, qui ne serait animé que par des mouvements cycliques parfaitement communs à tous ces pays.

Ressemblance des modèles univariés

La décomposition de chaque PIB national a d'abord été pratiquée dans un cadre univarié. L'objectif n'est pas d'avoir, pour chaque pays, une décomposition excellente d'un point de vue statistique mais de voir dans quelle mesure l'estimation de ces modèles univariés nationaux, non contraints à relever d'une spécification strictement uniforme, révèle spontanément des ressemblances fortes entre eux. Les diagnostics de qualité restent de fait assez souvent médiocres (tableau 2). Ils témoignent de particularités nationales, notamment pour les petits pays, mal prises en compte par la forme générale du modèle utilisé, en dépit de l'introduction de variables d'intervention qui se rattachent à des événements bien identifiés. Il ne s'agit pas ici de chercher à améliorer à tout prix la spécification de chaque équation nationale, ce qui nécessiterait l'introduction de facteurs explicatifs spécifiques, mais de relever les similarités entre des décompositions nationales peu contraintes, qui soient à la fois raisonnables et commensurables.

La comparaison des estimations univariées nationales livre une série d'informations :

— l'Irlande et le Luxembourg sont clairement des cas à part. Ce sont des pays de petite taille, aux traits spécifiques : la vigueur du rattrapage irlandais « distend » le cycle, dont la période apparaît d'une longueur excessive pour être assimilable à une oscillation conjoncturelle et pour être solidement estimée à partir de séries couvrant quarante ans. Les particularités de la structure économique luxembourgeoise débouchent sur la caractéristique inverse. Les mauvaises statistiques d'autocorrélation, surtout dans le cas du Luxembourg,

témoignent de la difficulté de la spécification générale à rendre compte de la dynamique particulière de ces deux économies. Le Luxembourg et l'Irlande seront donc écartés du reste de l'étude, qui se restreindra aux dix autres pays de la zone euro. Les résultats pour le Royaume-Uni sont indiqués, car ce pays, dont la conjoncture est historiquement assez corrélée à celle des États-Unis, peut servir utilement de référence externe, bien que l'estimation de la décomposition britannique soit, classiquement, plus difficile qu'aux États-Unis (cf. Blackburn et Ravn, 1992) ;

— l'examen de la forme prise par les modèles univariés nationaux montre que le modèle de « tendance douce » est majoritaire au sein de la zone euro à dix. Il prévaut pour l'Allemagne, la Finlande, la France, l'Italie, les Pays-Bas et le Portugal. L'Autriche et la Belgique présentent la forme dégénérée plus brutale d'une tendance de pente déterministe, avec une rupture de cette pente au moment du premier choc pétrolier. Le modèle des tendances grecque et britannique est spécifique : il s'agit d'une marche aléatoire avec dérive, c'est-à-dire d'une tendance qui témoigne d'une pente constante mais qui est affectée par des chocs sensibles sur son niveau. Le cas espagnol est à part : il s'est avéré impossible d'estimer convenablement un modèle à composantes inobservables pour ce pays, si bien que la tendance, lisse au demeurant, a été extraite par le filtre de Hodrick-Prescott, lequel peut être compris comme un cas particulier et contraint d'un tel modèle¹⁴. Cette difficulté est peut-être liée aux faiblesses de la rétropolation du PIB trimestriel espagnol sur longue période. Le graphique 6 présente la trajectoire des pentes des tendances nationales, exprimées en rythme annuel : la convergence à la baisse, au cours des années 1980 puis 1990, autour d'un rythme de l'ordre de 2 % à 2,5 % l'an, est apparente. L'intervalle complet paraît cependant plus ouvert en fin de période qu'il ne l'était au milieu des années 1980. Il va environ d'un rythme de 1,5 % l'an (Allemagne, Italie) à un rythme de 3,5 % l'an (Espagne, Pays-Bas, Portugal) ;

— hormis le Royaume-Uni, le Luxembourg, l'Irlande et, pour raison de méthode, l'Espagne, les neuf pays restants manifestent la dualité cyclique identifiée sur le cycle européen agrégé. Le rapprochement, pays par pays, du cycle long et du cycle court avec les contributions cycliques respectives de l'investissement et des variations de stocks, sur les données issues de la base BSDB de l'OCDE, confirment, comme pour l'Europe agrégée, le bien-fondé de cette décomposition du mouvement cyclique. La période estimée du cycle long est généralement d'ordre décennal. Elle admet cependant une dispersion non négligeable autour

14. Harvey et Jaeger (1993) indiquent que le cycle issu du filtre de Hodrick-Prescott correspond à l'estimation optimale de la composante irrégulière ε_t dans un modèle du type suivant :

$$y_t = T_t + \varepsilon_t; T_t = T_{t-1} + \beta_{t-1}; \beta_t = \beta_{t-1} + \zeta_t$$

Il s'agit d'un modèle du type « tendance douce », sans cycle stochastique explicite. Le ratio des variances de la composante irrégulière et des innovations affectant la pente, soit $\sigma_\varepsilon^2 / \sigma_\zeta^2$, correspond au paramètre de lissage de la méthode de Hodrick-Prescott, dont la valeur est imposée a priori dans l'estimation et classiquement fixée à 1600 pour une série trimestrielle.

de la décennie. Elle est sensiblement plus courte dans le cas des Pays-Bas et celui, extrême, du Luxembourg, plus longue en Autriche et celui, également extrême, de l'Irlande. La variance des impulsions est assez dispersée d'un pays à l'autre. La période du cycle court, d'ordre clairement triennal, paraît assez homogène, sauf en Finlande où elle est sensiblement plus longue. La variabilité des chocs qui l'impulsent est particulièrement élevée en Italie et aux Pays-Bas, où elle concurrence celle des chocs impulsant le cycle long. Le double rythme des mouvements cycliques relevé à l'échelle de la zone euro et sa signification économique se retrouvent largement sur la population des pays membres. Sur l'ensemble de la zone, le cycle décennal et le cycle triennal sont suffisamment généralisés, et leurs caractéristiques nationales suffisamment proches, pour qu'on puisse y voir la manifestation de cycles similaires, sinon communs, à l'échelle européenne.

L'agrégation des cycles nationaux retrouve le cycle de l'agrégat

Les cycles nationaux estimés par les modélisations univariées peuvent être agrégés, en les pondérant par le poids de chaque pays, mesuré selon la parité des pouvoirs d'achat, dans le PIB européen¹⁵. Le cycle ainsi agrégé peut alors être comparé au cycle de l'agrégat que constitue le PIB européen, issu du modèle bivarié comprenant aussi le PIB américain.

Cette agrégation et cette comparaison ont été effectuées à la fois pour le cycle long (en agréant les dix pays de la zone euro, hors Irlande et Luxembourg) et le cycle court (en agréant ces mêmes pays, hors l'Espagne, dont on a considéré que l'écart entre le PIB et sa tendance extraite par la méthode de Hodrick-Prescott n'était constitutive que d'un seul cycle, assimilé au cycle long). Dans les deux cas, ainsi que pour le cycle global qui somme les deux composantes cycliques courte et longue, la concordance est remarquable entre les résultats des deux méthodes de mesure du cycle agrégé (graphiques 7, 8 et 9). L'amplitude du cycle long de l'agrégat est quelque peu amortie par rapport au cycle résultant de l'agrégation des cycles nationaux. Cette concordance constitue une présomption de robustesse en faveur de l'identification du cycle européen par le type de modélisation retenu : ce cycle n'est pas un artefact qui ne serait dû qu'aux imperfections de la mesure du PIB européen agrégé, ou, à l'inverse, à des particularités statistiques propres à certains pays. Le cycle, dual, de l'agrégat européen

15. Par souci de cohérence, ces poids sont les mêmes que ceux utilisés dans la construction de la série du PIB européen. Ils correspondent aux PIB mesurés selon la parité des pouvoirs d'achat en 1995 et sont fixes sur l'ensemble de la période considérée.

recouvre un ensemble de mouvements cycliques similaires et répandus au sein d'une large majorité de pays de la zone euro. Il traduit bien la diffusion de ces mouvements sur l'ensemble de l'espace européen.

Un jeu de graphiques nationaux, en annexe, permet de comparer, pays par pays, le cycle global national avec le cycle européen résultant de l'agrégation de ces dix cycles nationaux, ou « cycle moyen ». Certains pays apparaissent, plus que d'autres, représentatifs du cycle européen agrégé. Le cycle belge est ainsi remarquablement corrélé au cycle européen moyen et pourrait en être considéré comme un indicateur coïncident. En revanche, les mouvements cycliques d'autres petits pays peuvent présenter des particularités prononcées, éventuellement associées à des chocs spécifiques : par exemple, la Finlande enregistre une récession particulièrement violente à la suite de l'effondrement de l'URSS, au tout début des années 1990, avant de connaître une reprise marquée.

La notion de conformité d'un cycle national avec le cycle européen moyen peut être précisée et quantifiée. La volatilité du cycle européen moyen, mesurée par sa variance empirique sur l'ensemble de la période, peut se décomposer en contributions de chaque cycle national à cette variance. Chacune de ces contributions, exprimée en proportion de la variance globale, est le produit du poids α_i du pays dans le PIB européen et d'un indice de conformité du cycle national avec le cycle européen. Cet indice est lui-même le produit du coefficient de corrélation ρ entre le cycle national et le cycle européen et de la volatilité relative du premier, évaluée par le rapport de son écart-type σ à celui du cycle européen (encadré). Si le cycle national est parfaitement conforme au cycle européen, l'indice de conformité est égal à 1, mais la réciproque n'est pas vraie : un pays peut avoir un cycle médiocrement corrélé avec le cycle agrégé mais plus variable, si bien que l'indice sera proche de 1. C'est ce qui se passe pour la Finlande mais l'analyse complète de l'information empêche de s'y laisser prendre...

Calcul des contributions des cycles nationaux au cycle européen agrégé

$$C = \text{cycle européen} = \sum_i \alpha_i C_i = \sum_i \alpha_i \text{ Cycle nationaux}$$

$$\text{Volatilité du cycle européen} = \sigma_c^2 = \text{cov}(C, \sum_i \alpha_i C_i) = \sum_i \alpha_i \rho_{c, c_i} \sigma_c \sigma_{c_i}$$

$$\text{Contribution du pays } i \text{ à la volatilité du cycle européen} = \alpha_i \rho_{c, c_i} \sigma_c \sigma_{c_i} / \sigma_c^2 = \alpha_i \rho_{c, c_i} (\sigma_{c_i} / \sigma_c)$$

$$\text{Contribution corrigée du poids du pays (ou conformité)} =$$

$$\text{Contribution} / \alpha_i = \rho_{c, c_i} (\sigma_{c_i} / \sigma_c)$$

$$= \text{Corrélation du cycle national avec le cycle européen} \times \text{volatilité comparée}$$

2. Décomposition tendance-cycle univariée des PIB nationaux européens (60T1-99T4)

	Allemagne	Autriche	Belgique	Espagne	Finlande	France	Grèce	Hollande	Irlande	Italie	Lux.	Portugal	RU
Diagnostics													
\sqrt{PEV}	0,71	1,09	0,34	—	1,10	0,60	0,56	0,86	0,67	0,79	0,89	1,13	1,02
R^2_d	0,56	0,19	0,68	—	0,17	0,79	0,67	0,07	0,29	0,37	0,22	0,18	0,04
N_{DH}	0,98	39,9**	11,8**	—	5,44	13,2**	5,76	58,1**	0,07	10,4**	8,13*	2,08	41,8**
$Q(p, q)$	8,6 (p=12, q=6)	8,9 (p=13, q=6)	139,6** (p=11, q=6)	—	14,9* (p=13, q=6)	5,3 (p=13, q=6)	133,2** (p=12, q=6)	31,9** (p=13, q=6)	158,79** (p=8, q=6)	6,22 (p=13, q=6)	198,6** (p=9, q=6)	15,5* (p=13, q=6)	12,9* (p=11, q=6)
Paramètres													
σ_ε	—	0,58	—	—	0,36	0,25	—	0,35	—	0,05	—	0,46	0,30
σ_η	—	—	—	—	—	—	0,28	—	—	—	0,75	—	0,56
σ_ζ	0,07	0,0	—	—	0,05	0,07	—	0,10	—	0,05	—	0,08	0,0
Cycle long													
σ_K	0,61	0,79	0,18	—	0,88	0,35	0,25	0,25	0,65	0,44	0,35	0,71	0,69
ρ	0,94	0,94	0,99	—	0,98	0,97	0,99	0,97	0,998	0,96	0,98	0,96	0,95
Période (trim.)	34,5	84,8	41,9	—	46,2	44,0	36,4	23,8	92,5	33,8	18,5	33,2	44,3
Cycle court													
σ_K	0,04	0,0	0,20	—	0,0	0,11	0,26	0,37	—	0,41	—	0,13	—
ρ	0,998	1	0,96	—	1	0,96	0,97	0,85	—	0,91	—	0,99	—
Période (trim.)	14,7	12,1	11,7	—	19,4	11,4	11,6	10,6	—	11,6	—	11,9	—
Observation	Muette sur le niveau de la tendance en 9/11	Tendance déterministe avec rupture de pente en 7/11	Tendance déterministe avec rupture de pente en 7/11	Tendance estimée par méthode de Hodrick-Prescott	—	Muettes sur l'irrégulier en 63T1 et 68T2	Pente déterministe avec rupture en 73T3	—	Tendance déterministe	Muette sur l'irrégulier en 69T4	—	—	—

Légende : voir tableau 1.
Sources : Base BSDB de l'OCDE; calculs des auteurs.

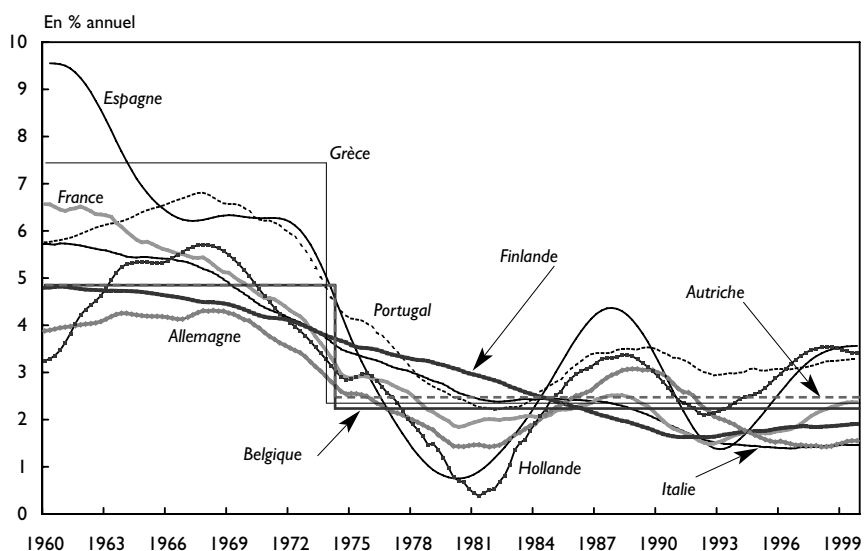
3. Contribution des cycles nationaux au cycle européen moyen (60T1-99T4)

	Allemagne	Autriche	Belgique	Espagne	Finlande	France	Grèce	Hollande	Italie	Portugal	Zone Euro à 10
Écart-type du cycle (en % de la tendance)	1,68	1,96	1,56	1,24	4,06	1,12	2,04	1,06	1,79	2,54	1,18
Volatilité relative par rapport au cycle européen = A	1,43	1,67	1,33	1,05	3,45	0,95	1,73	0,90	1,52	2,15	1
Coefficient de corrélation avec le cycle européen = B	0,86	0,62	0,83	0,62	0,33	0,85	0,53	0,50	0,74	0,70	1
Conformité avec le cycle européen C = A x B	1,21	1,03	1,10	0,66	1,15	0,81	0,91	0,45	1,12	1,52	1
Poids dans le PIB européen en % = D	30,3	3,0	3,9	10,4	1,8	20,9	1,6	5,7	20,1	2,3	100
Contribution au cycle européen en % = C x D	36,7	3,1	4,2	6,8	2,1	17,0	1,4	2,6	22,6	3,5	100

Sources : Base BSDB de l'OCDE, calculs des auteurs.

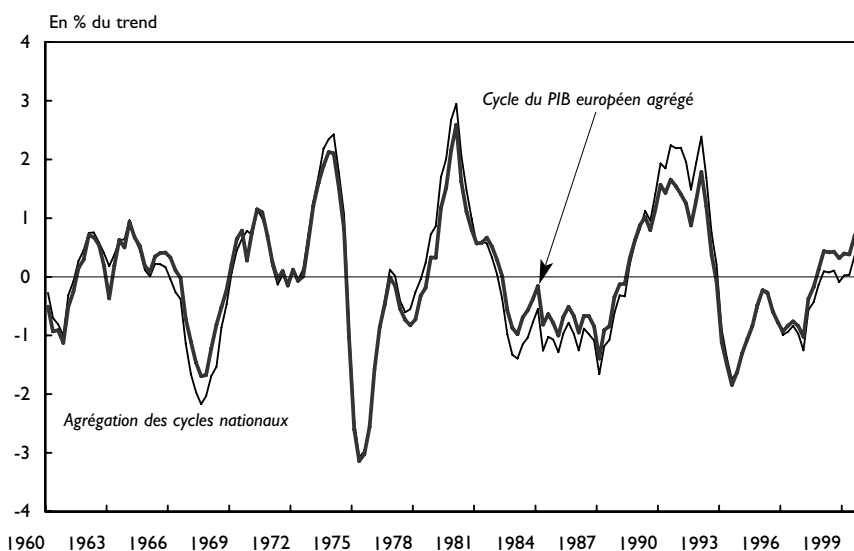
Le tableau 3 indique les résultats de ce calcul, qui concerne le cycle global (composantes courte et longue agrégées). Il confirme la représentativité européenne du cycle belge, dont la conformité équilibre une forte corrélation avec le cycle européen moyen et une volatilité comparable. La contribution complète d'un pays au cycle européen tient compte évidemment de sa taille. Si le cycle allemand pèse lourdement dans le cycle européen, la contribution italienne vient en deuxième place et devance la contribution française, en dépit d'une corrélation moindre avec le cycle européen. C'est parce que l'Italie amplifie sensiblement les fluctuations européennes alors que la France aurait plutôt tendance à les amortir quelque peu (cf. graphiques en annexe). Surveiller le cycle européen, c'est donc aussi surveiller spécialement les pays dont la volatilité cyclique est plus affirmée.

6. Pentes tendancielles des PIB nationaux européens



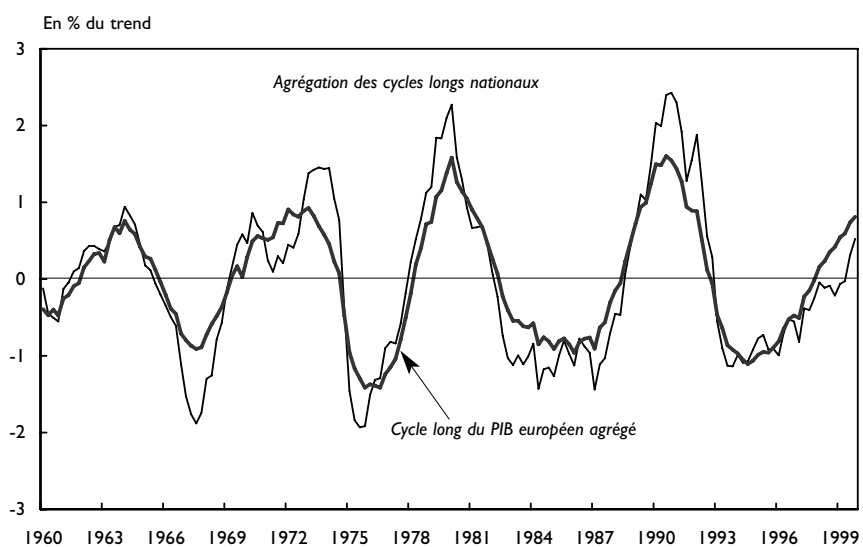
Sources : Base BSDB de l'OCDE, calculs des auteurs.

7. Cycle européen global



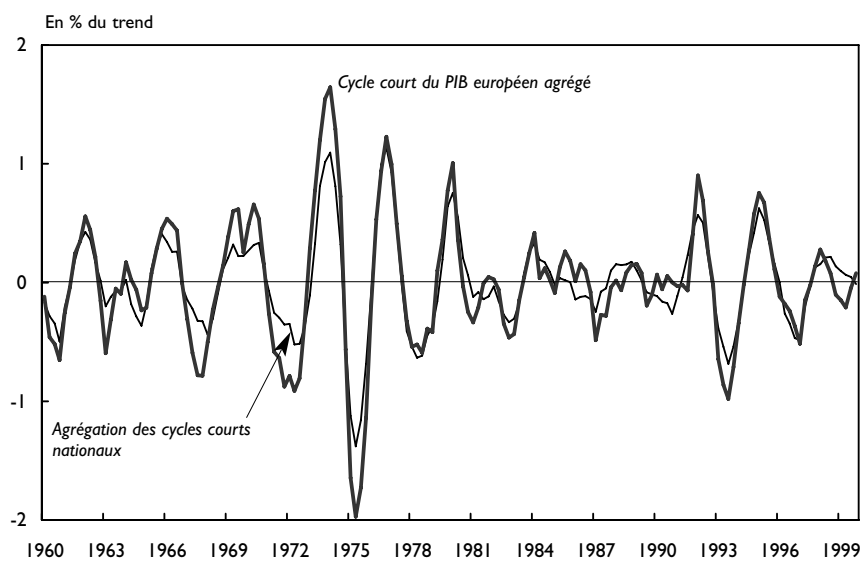
Sources : Base BSDB de l'OCDE, calculs des auteurs.

8. Cycle « long » du PIB européen



Sources : Base BSDB de l'OCDE, calculs des auteurs.

9. Cycle « court » du PIB européen



Sources : Base BSDB de l'OCDE, calculs des auteurs.

L'approche multivariée : les cycles nationaux similaires sont engendrés par un petit nombre d'impulsions communes

Une zone monétaire « imparfaitement optimale »

Que la zone euro ne soit pas d'emblée, au vu de l'histoire, une zone monétaire parfaitement optimale se constate assez aisément, en considérant dans un premier temps le trio formé des trois principaux pays, Allemagne, France et Italie. L'estimation du modèle trivarié, que reproduit le tableau 4, permet de localiser plus précisément les lieux de cette imperfection. Ce modèle, de forme désormais classique, avec « tendance douce », et d'assez bonne qualité statistique, est estimé sans imposer aucune contrainte sur les matrices de variances-covariances à trois dimensions des innovations. Il fait du coup ressortir un contraste marqué entre la force des corrélations entre les innovations nationales de certaines composantes et leur faiblesse pour d'autres :

— les innovations affectant les pentes tendancielle des trois pays sont très positivement corrélées, sans l'être parfaitement. La force de cette corrélation traduit la communauté de l'histoire longue européenne, déjà tangible au travers des modèles univariés. Imposer une corrélation unitaire simplifierait cependant à l'excès cette communauté, notamment sur la fin de période, où la France paraît plus réactive à un regain tendanciel de croissance que ses deux autres partenaires (ce que traduit aussi la plus forte volatilité des innovations affectant sa croissance tendancielle). Fin 1999, la croissance tendancielle estimée pour la France apparaît un peu supérieure à 3 % l'an mais plus proche de 2 % l'an pour les deux autres pays ;

— à l'autre extrême du spectre des fréquences, les chocs impulsant le cycle court de l'ordre de trois ans sont assez fortement corrélés entre les trois économies. Ce cycle similaire est largement synchronisé entre les trois économies, même s'il serait excessif d'imposer une communauté parfaite (cette restriction pourrait être introduite pour le couple franco-italien). Ce cycle court recouvre l'impact des fluctuations du stockage, lesquelles se propagent rapidement d'un pays à l'autre au travers des flux commerciaux ;

— en revanche, si le cycle long, d'une durée estimée de sept à huit ans, est de nature similaire dans les trois pays, il ne leur est clairement pas commun : les chocs qui l'impulsent sont faiblement corrélés entre les trois économies. La corrélation n'est significativement positive, quoique médiocre, que pour le couple franco-allemand. Ce constat

porte la marque de distorsions entre les conjonctures des trois pays au cours des décennies écoulées.

Évidemment, les fluctuations globales des trois économies, qui agrègent les deux fréquences cycliques et les inflexions de leurs tendances, sont sensiblement plus corrélées que les chocs impulsant le seul cycle long, puisque les diverses corrélations précédentes interfèrent dans ce mouvement d'ensemble. Mais il importe de remarquer que c'est le rythme conjoncturel fondamental, associé au cycle long et aux fluctuations de l'investissement, qui manifeste le plus de différences entre les trois économies. La gestion de ce rythme par les autorités responsables de la politique économique européenne s'en trouverait compliquée, si cette pluralité devait subsister comme par le passé.

Néanmoins, ce constat mérite aussi d'être tempéré. Lorsqu'on passe des trois principaux pays aux dix pays retenus de la zone euro, la « dimension » du cycle européen ne passe pas de trois à dix. Les autres pays de taille plus modeste se rattachent préférentiellement à l'un de ces trois principaux pays.

4. Décomposition tendance-cycle des PIB allemand, français et italien
(modèle trivarié, 60T1-99T4)

	Allemagne	France	Italie
Diagnostics			
\sqrt{PEV} (Écart-type de l'erreur de prévision)	0,71	0,59	0,76
R_d^2 (Coefficient relatif de détermination)	0,56	0,79	0,41
N_{DH} (Statistique de normalité)	0,25	6,71*	10,59**
$Q(p, q)$ (Statistique de corrélation de Box-Ljung)	9,61 (p=13, q=6)	4,76 (p=13, q=6)	9,85 (p=13, q=6)
Paramètres			
σ_ε (Écart-type de la composante irrégulière)	0,18	0,30	0,12
$Corr_\varepsilon$ (Coefficient de corrélation des composantes irrégulières contemporaines)	All./France : 0,22	France/Italie : - 0,38	Italie/All. : - 0,99
σ_η (Écart-type des innovations sur le niveau de la tendance)	—	—	—
σ_ζ (Écart-type des innovations sur la pente de la tendance)	0,10	0,11	0,08
$Corr_\zeta$ (Coefficient de corrélation des innovations contemporaines sur les pentes des tendances)	All./France : 0,90	France/Italie : 0,98	Italie/All. : 0,85
Cycle long			
σ_k (Écart-type des innovations du cycle)	0,46	0,19	0,45
$Corr_k$ (Coefficient de corrélation des innovations contemporaines sur le cycle long)	All./France : 0,36	France/Italie : - 0,04	Italie/All. : - 0,11
ρ (Facteur d'amortissement du cycle)	0,94		
Période du cycle en trimestres	30,4		
Cycle court			
σ_k (Écart-type des innovations du cycle)	0,24	0,19	0,39
$Corr_k$ (Coefficient de corrélation des innovations contemporaines sur le cycle court)	All./France : 0,41	France/Italie : 0,91	Italie/All. : 0,74
ρ (Facteur d'amortissement du cycle)	0,93		
Période du cycle en trimestres	13,2		
Observations			
	<i>Une muette sur le niveau de la tendance du PIB en 91T1</i>	<i>Muettes sur la composante irrégulière du PIB en 63T1 et 68T2</i>	<i>Une muette sur la composante irrégulière du PIB en 69T4</i>

Légende : voir tableau I.

Sources : Base BSDB de l'OCDE, calculs des auteurs.

Sous les cycles longs nationaux : une composante commune symétrique et, au moins, deux sources d'asymétrie

Le modèle de décomposition canonique tendance-cycle utilisé jusqu'à présent est maintenant estimé dans une dimension multivariée sur les séries de PIB des dix pays de la zone euro (hors Irlande et Luxembourg), qui manifestent une forte similarité cyclique. Les analyses précédentes ont montré que cette similarité n'était pas exclusive d'une certaine diversité. L'approche multivariée à dix pays permet de caractériser plus complètement cette combinaison d'unité et de pluralité en testant le caractère commun, ou non, des impulsions qui donnent naissance aux cycles nationaux similaires.

La recherche des cycles communs

Dans cette modélisation multivariée, chaque composante stochastique – pente de la tendance, cycle court, cycle long – qui concourt à animer les séries nationales de PIB peut *a priori* faire l'objet d'un effort de réduction à un petit nombre de facteurs communs aux différents pays. En pratique, il est difficile de mener cette recherche simultanément pour les différentes composantes en raison du nombre élevé de contraintes que cela revient à imposer. Le choix a été fait de privilégier la recherche d'éventuels facteurs communs aux cycles longs nationaux, car cette composante cyclique constitue l'élément fondamental du mouvement conjoncturel des pays européens, entre lesquels elle peut manifester des différences sensibles, comme l'a montré l'estimation du modèle trivarié Allemagne-France-Italie. Aucune contrainte n'a été en revanche explicitement imposée sur les tendances et les cycles courts nationaux qui continuent à dépendre de facteurs d'impulsion idiosyncrasiques, même s'ils manifestent spontanément de fortes parentés. L'idée est bien d'évaluer le degré de communauté des impulsions pour la composante, le cycle long, qui affiche les plus grandes différences apparentes entre pays.

On a donc recherché, pas à pas, jusqu'à quel point les dix cycles longs nationaux similaires pouvaient être engendrés par un nombre plus faible de facteurs d'impulsion communs, c'est-à-dire les innovations élémentaires et indépendantes qui les affectent à chaque période. Chacune de ces impulsions communes donne naissance à un cycle commun et les cycles nationaux ne sont qu'une combinaison spécifique de ces cycles communs — c'est cette combinaison qui caractérise chaque pays et non plus la chronique des impulsions, qui leur est commune. Réduire le nombre d'impulsions communes indépendantes,

en deçà des dix chroniques d'impulsion initiales, revient à introduire des contraintes sur la matrice de covariance du vecteur à dix dimensions des innovations du cycle long. Lorsque le rang de cette matrice est réduit d'une unité, le nombre de facteurs communs l'est également. Le rang minimal qui est obtenu correspond au nombre minimal de facteurs communs qui peut être atteint. On a ainsi réduit ce rang jusqu'au point où l'introduction d'une contrainte supplémentaire aurait semblé inadmissible au vu des diagnostics statistiques et surtout de critères appropriés à l'exercice mené : il s'agit en effet de conserver pour chaque pays une estimation de la tendance restant compatible avec celle qui découle du modèle univarié, afin d'éviter que la recherche des cycles communs n'aboutisse à styliser exagérément le profil des cycles nationaux.

Cette démarche permet d'admettre jusqu'à trois la réduction du nombre de facteurs d'impulsion communs qui engendrent les dix cycles longs nationaux similaires. Une réduction supplémentaire, à deux ou un facteurs communs, est clairement inadmissible et bute sur l'irréductibilité déjà relevée du trio formé des trois principaux pays :

— l'évolution des diagnostics statistiques de normalité et d'auto-corrélation, au fur et à mesure de la réduction, n'est pas l'argument le plus concluant. D'une part, dans cette séquence de modèles multivariés, qui n'ont pas pour objet d'affiner les modélisations nationales mais de s'interroger sur l'existence de facteurs d'impulsion communs, les diagnostics nationaux restent globalement médiocres et il n'existe pas de diagnostic général pour le modèle global ; d'autre part, si on s'en tient à un critère qualitatif — nombre de pays pour lesquels les hypothèses de normalité des résidus et de nullité de leur autocorrélation ne sont pas rejetées au seuil de 5 % ou de 1 % —, la variation de ce nombre n'est jamais supérieure à l'unité quand on introduit une restriction supplémentaire. La qualité de la modélisation d'un pays donné varie en fait assez peu avec le nombre de contraintes. En revanche, l'évolution du coefficient de détermination relatif R_d^2 apporte plus d'information : l'importante et générale diminution de ce coefficient, quand on passe de trois à deux facteurs communs, indique que la qualité descriptive du modèle ne résiste pas à une réduction à moins de trois cycles communs ;

— l'évolution, au fur et à mesure de la réduction du nombre de facteurs communs, de l'estimation d'un paramètre-clef du modèle, confirme ce constat. Il s'agit de l'écart-type des innovations du cycle long. Lorsque cet écart-type diminue pour un pays, comparativement aux écarts-types des autres innovations (de la tendance, du cycle court et de la composante irrégulière), cela signifie que le cycle long, bien que présent dans la décomposition de la série, joue un rôle amoindri dans sa dynamique. L'écart type estimé des innovations du cycle long diminue de fait, pour un pays donné, lorsque le nombre de facteurs communs se réduit. En prenant la somme des dix écarts-types, on

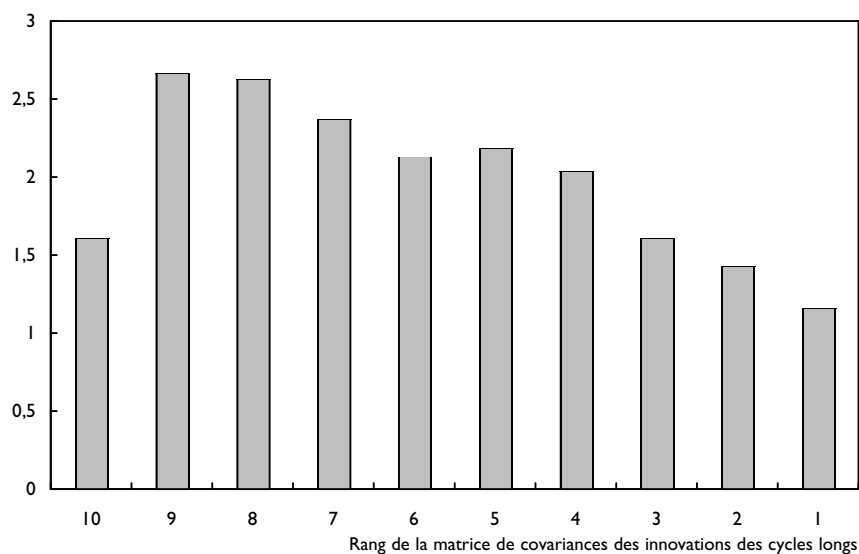
dispose d'un indicateur global, dont le profil, en fonction du nombre de facteurs communs retenus, amène de nouveau à penser que ce nombre ne peut être réduit en deçà de trois et que cette réduction est déjà audacieuse (graphique 10). En deçà, le trop petit nombre de facteurs communs ne suffit clairement plus à engendrer la dynamique cyclique de chaque économie nationale ;

— une dernière mesure, simple et intuitive, confirme encore ce résultat. On peut calculer le coefficient de corrélation entre deux estimations du cycle long d'un pays, celle issue du modèle univarié présenté plus haut et celle issue du modèle multivarié, pour un degré de restriction donné. Une corrélation convenable permet d'assurer la cohérence souhaitée entre les différentes approches pratiquées. Là encore, le cycle long d'un pays est d'autant moins corrélé à son étalon univarié que le nombre de facteurs communs diminue, ce qui est logique, puisque les degrés de liberté pour estimer ce cycle se réduisent. Selon ce critère très empirique, on retrouve des décrochages analogues, confirmant que le nombre de facteurs communs ne peut être réduit en-deçà de trois (graphique 11).

Si la zone euro était une zone monétaire optimale, on n'aurait qu'un seul cycle long commun engendrant les cycles longs nationaux, qui n'en seraient que des multiples, ce qui témoignerait de la parfaite symétrie, à l'intensité près, des chocs engendrant le mouvement conjoncturel fondamental. Ce n'est pas tout à fait une zone monétaire optimale : la zone euro apparaît être au moins de dimension trois !

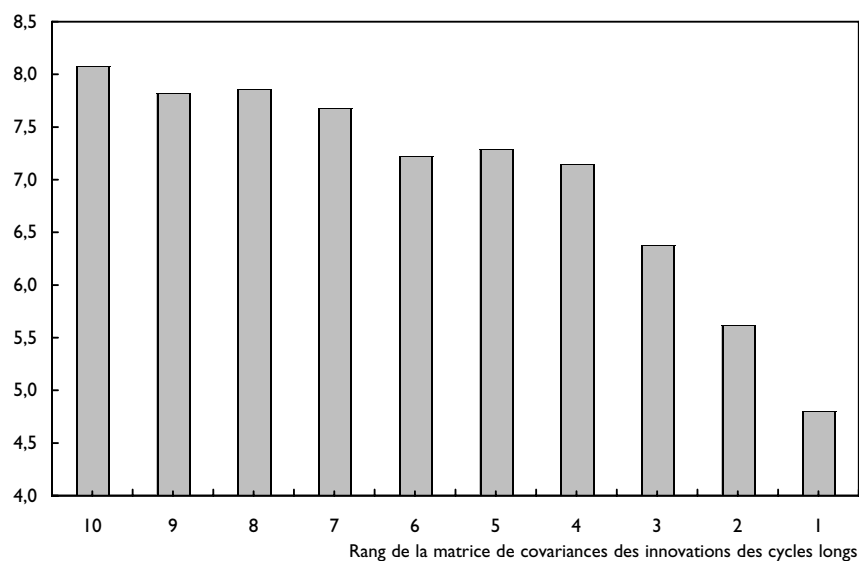
La réduction à un modèle multivarié qui engendre les dix cycles longs nationaux par un jeu de trois facteurs communs d'impulsion, différemment pondérés d'un pays à l'autre, a l'avantage de pouvoir faire l'objet d'une interprétation assez claire — bien que ce modèle ne dispose pas d'un avantage statistique décisif par rapport à un modèle à quatre facteurs communs. Le tableau 5 donne les résultats de cette estimation multivariée où le rang de la matrice de covariances des innovations gouvernant le cycle long est réduit à trois. Les diagnostics statistiques sont globalement médiocres — ce qui alerte sur la dureté des contraintes imposées aux décompositions nationales dans cette estimation multivariée. Elle est plus intéressante par les résultats communs aux différents pays que par les seuls résultats nationaux. Les particularités de nombreux petits pays sont rétives aux contraintes imposées par la formulation multivariée et il faudrait introduire des variables nationales *ad hoc* pour les prendre en compte. Mais, de nouveau, les deux composantes cycliques, courte et longue, apparaissent clairement présentes dans tous les pays européens.

10. Évolution de la somme des écarts-type des innovations des dix cycles longs nationaux en fonction du nombre de facteurs communs gouvernant ces cycles (modélisation multivariée)



Sources : Base BSDB de l'OCDE, calculs des auteurs.

11. Évolution de la somme des dix coefficients de corrélation entre cycles longs nationaux respectivement issus des modèles univariés et multivariés en fonction du nombre de facteurs communs retenus dans la modélisation multivariée



Sources : Base BSDB de l'OCDE, calculs des auteurs.

5. Décomposition tendance-cycle des PIB nationaux issue du modèle multivarié avec restriction à trois facteurs communs pour le cycle long (60T1-99T4)

	Allemagne	Autriche	Belgique	Espagne	Finlande	France	Grèce	Hollande	Italie	Portugal
Diagnostics										
\sqrt{PEV}	0,90	1,11	0,58	0,61	1,25	0,92	0,88	0,83	0,90	1,10
R_d^2	0,30	0,17	0,07	0,41	-0,05	0,50	0,19	0,13	0,19	0,22
N_{BS}	1,03	110,30 ***	21,07 ***	39,36 ***	6,13 *	57,59 ***	179,40 ***	61,25 ***	6,37 *	11,72 **
$Q(1,3,6)$	43,1 ***	14,3 *	188,6 ***	111,7 ***	61,8 ***	11,2	168,0 ***	36,7 **	49,8 ***	63,7 ***
Paramètres										
σ_ε	0,38	0,61	0,28	0,29	0,64	0,48	0,41	0,45	0,47	0,61
σ_ζ	0,10	0,14	0,08	0,15	0,16	0,11	0,12	0,10	0,11	0,15
Cycle long										
σ_k	0,26	0,14	0,10	0,08	0,09	0,30	0,09	0,12	0,29	0,12
ρ						0,90				
Période (trim.)						39,3				
Cycle court										
σ_k	0,45	0,42	0,26	0,22	0,54	0,32	0,43	0,33	0,31	0,41
ρ						0,90				
Période (trim.)						12,7				
Observation										
	Muette sur le niveau de la tendance en 91T1					Muette sur l'irrégulier en 68T2			Muette sur l'irrégulier en 69T4	

Légende : voir tableau I.
Sources : Base BSDB de l'OCDE, calculs des auteurs.

L'interprétation des cycles communs

Les impulsions qui gouvernent les cycles longs nationaux, d'ordre décennal, ne sont pas indépendantes entre pays. L'estimation du modèle permet d'obtenir la combinaison des trois cycles communs élémentaires qui caractérise chaque cycle long national. L'interprétation de cette combinaison n'est cependant pas immédiate, car elle est affectée par l'écriture particulière du modèle multivarié retenue pour représenter l'influence des trois facteurs communs sur les dix cycles nationaux (cf. équation (1.7)). A cause de cette écriture, l'ordre d'énonciation des pays intervient dans la détermination des facteurs communs. On peut, grâce à une analyse en composantes principales (ACP) effectuée sur les trois cycles communs élémentaires, modifier cette écriture — comme on peut changer de base dans un espace vectoriel à trois dimensions — de manière à parvenir à une représentation plus interprétable des trois cycles communs indépendants. Alors que la « base » fournie par STAMP est arbitraire, celle qui est issue de l'ACP est unique et interprétable. Les trois cycles issus de l'ACP correspondent aux trois axes produits par cette dernière et l'ordre de ces trois cycles correspond à la part qu'ils prennent dans la variance des données soumises à l'analyse. L'ACP permet d'identifier une base tridimensionnelle des cycles longs nationaux, qui se prête plus aisément à l'interprétation. En effet, lorsque les cycles longs nationaux sont utilisés comme variables supplémentaires dans l'ACP, les coordonnées de chaque pays sur chacun des trois axes autorise cette interprétation : chacune de ces coordonnées est égale au coefficient de corrélation entre le cycle national et le cycle commun considérés (tableau 6). L'expression « cycles communs » ou « composantes communes » renvoie donc désormais aux trois cycles issus de l'ACP. Leur interprétation est liée à une lecture attentive des coordonnées nationales dans l'espace formé par ces trois composantes. Qu'une composante soit commune ne signifie pas que son impact soit de même signe, ou symétrique, sur chaque cycle national :

— le deuxième composante commune (qui n'est donc pas celle expliquant la part maximale de la variance du nuage formé par les cycles communs originels, mais seulement 31 %) constitue la composante européenne symétrique, qui intervient positivement dans la détermination de tous les cycles longs nationaux. Elle présente une forte corrélation générale avec chacun d'eux (plus de 0,75, sauf pour l'Italie). Les chocs qui l'engendrent sont de nature symétrique. Cette composante a une allure proche du cycle long européen identifié à partir du PIB européen agrégé, au sein du modèle bivarié rassemblant États-Unis et Europe¹⁶ (graphique 12). Leur coefficient de corrélation vaut 0,83. La composante commune symétrique qui contribue à animer les cycles

16. L'amplitude des cycles communs issus de l'ACP, qui s'applique à des données normalisées, est cependant arbitraire. Pour des raisons de comparabilité, l'écart-type du deuxième cycle commun a été ramené à celui du cycle du PIB européen agrégé.

longs nationaux participe ainsi fondamentalement au mouvement agrégé du PIB européen (bien que celui-ci puisse porter la marque d'évolutions nationales spécifiques suffisamment importantes pour que l'impact n'en soit pas dilué dans l'agrégation européenne) ;

— la première composante commune (47 % de la variance totale) influence très inégalement les cycles nationaux. Elle permet de retracer l'intensité des oppositions de phase entre deux groupes de pays : un groupe « germanique » (Allemagne, Autriche, Pays-Bas, mais aussi Grèce), auquel elle est positivement associée, et un groupe « latin » (Espagne, France, Italie, Portugal, plus la Finlande), auquel elle l'est négativement. La Belgique est située à égale distance de ces deux groupes. Cette composante commune est porteuse d'une opposition binaire puisqu'elle influence simultanément mais selon des signes différents ces deux groupes. Les chocs dont elle retrace l'impact, opposés plutôt qu'asymétriques¹⁷, peuvent contrer la diffusion des influences portées par la composante symétrique précédente (graphique 13). Il en est ainsi de la récession germanique de 1966-67 ou de l'unification allemande de 1990 dont l'impact initialement expansif tempère le ralentissement européen général. De 1983 à 1987 également, l'Allemagne et les Pays-Bas connaissent une situation plus favorable que la France et l'Italie, franchement enlisées dans la dépression. Cet écart s'explique alors par une meilleure compétitivité du groupe « germanique », face à un groupe « latin » encore à forte inflation. Les politiques de désinflation qui s'engagent dans ce dernier ne produiront que progressivement leur effet et ont un coût initial important en termes de baisse d'activité ;

— la troisième composante commune (22 % de la variance totale) divise le groupe latin. Elle oppose la France, auquel elle est positivement associée, aux autres pays du groupe « latin », surtout l'Italie, auxquels elle l'est négativement. Cette troisième composante concerne peu le groupe germanique. Elle porte ainsi la marque positive de la relance française transitoire de 1981-82, avant que la France ne doive supporter les sacrifices de la période de rigueur. Elle est en revanche négativement influencée par la dépression française des années 1990, lorsque la France, devenue un pays à monnaie forte, « déserte » le camp latin, qui a basculé du côté de la dépréciation monétaire au cours de la crise du Système monétaire européen (SME). En revanche, la politique de soutien conjoncturel engagé par le gouvernement Jospin depuis 1997 s'inscrit clairement et positivement dans l'évolution récente de cette troisième composante commune, alors que l'Italie reste à la traîne de la conjoncture européenne.

17. Pour être rigoureux, on pourrait parler de chocs asymétriques lorsque des chocs indépendants, donc a priori désynchronisés, affectent les cycles similaires de différents pays ; de chocs opposés lorsque ces chocs, simultanés et parfaitement corrélés mais de signes opposés, transitent par une même composante commune pour influencer les cycles nationaux.

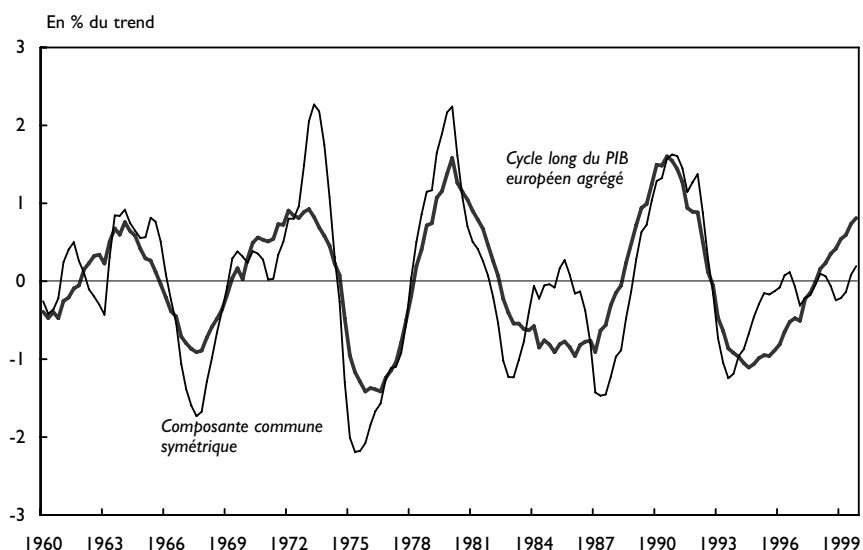
6. Les coordonnées des cycles longs nationaux issus du modèle multivarié sur les trois axes principaux (ou composantes communes)

	Allemagne	Autriche	Belgique	Espagne	Finlande	France	Grèce	Hollande	Italie	Portugal
Première composante commune	0,45	0,43	0,00	- 0,40	- 0,32	-0,33	0,63	0,31	- 0,74	- 0,27
Deuxième composante commune	0,89	0,89	0,97	0,84	0,89	0,82	0,77	0,95	0,48	0,92
Troisième composante commune	- 0,01	- 0,15	-0,23	- 0,36	- 0,33	0,47	0,07	- 0,03	- 0,47	- 0,29

Sources : Base BSDB de l'OCDE, calculs des auteurs.

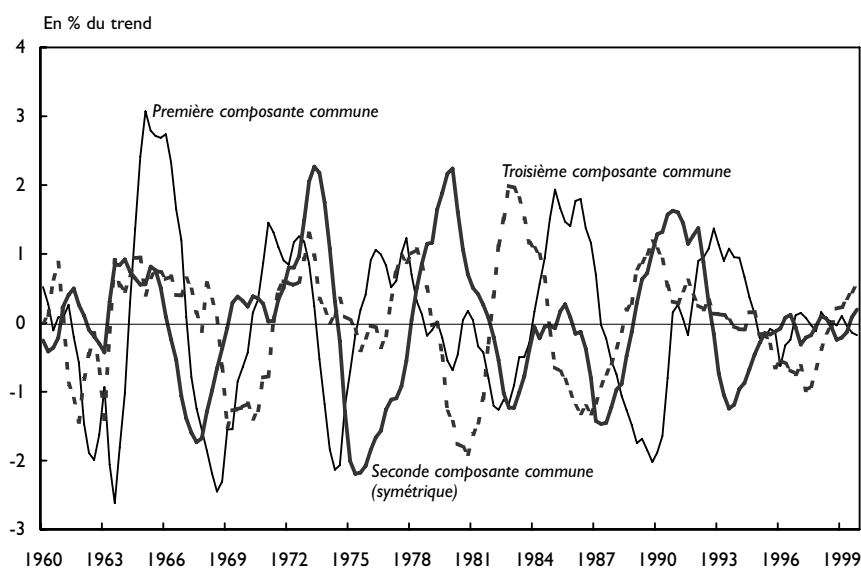
Ces deux dernières composantes communes, qui retracent l'impact des chocs intra-européens asymétriques, voire franchement opposés, ont profondément partie liée avec l'histoire européenne antérieure à l'entrée en vigueur de l'euro. Elles portent clairement la trace des conflits monétaires qui ont traversé l'Europe, y compris au cours de la vie du SME, dont la naissance en 1979, au milieu de la période considérée, n'a pas empêché la récurrence de mouvements asymétriques prononcés. Mais, compte tenu de leur nature, il n'est pas exclu que la réalisation même de l'union monétaire contribue à l'amortissement de ces mouvements opposés ou asymétriques. La disparition des fluctuations de change réciproques et l'établissement d'une « culture » commune de faible inflation sont des facteurs de réduction des asymétries, qui constituent une différence essentielle entre l'union monétaire et le ci-devant SME. Au demeurant, la première composante commune, celle qui correspond à l'opposition binaire entre groupes « germanique » et « latin », est d'amplitude très faible depuis 1995, c'est-à-dire depuis la fin de la crise du SME.

12. Cycle long du PIB européen agrégé et composante commune « européenne » des cycles longs nationaux



Sources : Base BSDB de l'OCDE, calculs des auteurs.

13. Les trois composantes communes des cycles longs nationaux



Sources : Base BSDB de l'OCDE, calculs des auteurs.

Afin de préciser le rôle respectif des trois composantes communes élémentaires dans la constitution du cycle long européen, ce dernier, calculé comme l'agrégation des cycles longs nationaux issus du modèle multivarié, peut être exprimé directement en fonction de ces trois composantes communes. Les coefficients de cette décomposition additive sont issus de l'estimation du modèle multivarié et de l'analyse en composantes principales :

$$\begin{aligned} \text{Cycle long européen} &= \sum_{i=1}^{10} \alpha_i \text{ Cycle long national}_i \\ \text{Cycle national}_i &= \sum_{j=1}^3 \beta_{ij} \text{ Composante commune}_j \\ \text{Cycle long européen} &= \sum_{j=1}^3 \left(\sum_{i=1}^{10} \alpha_i \beta_{ij} \right) \text{ Composante commune}_j \end{aligned} \quad (3.1)$$

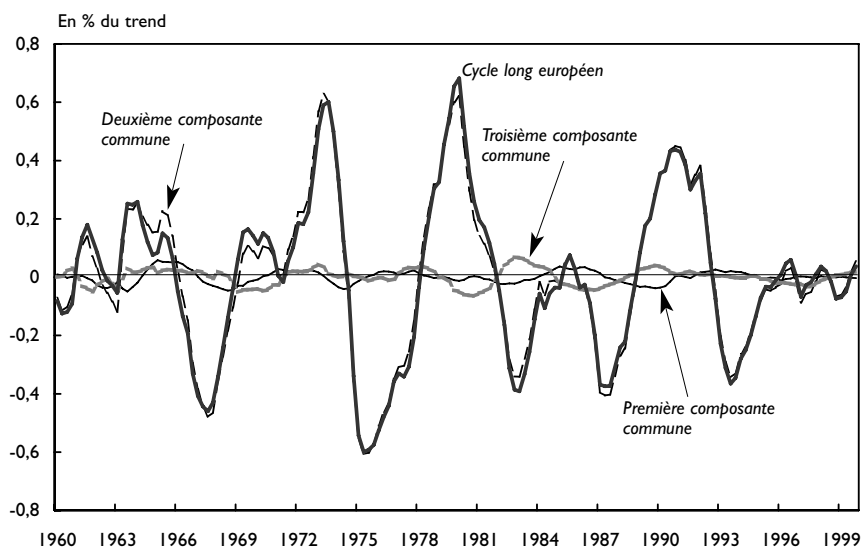
Le cycle long européen ainsi obtenu présente un profil proche de celui qui dériverait de l'agrégation des cycles longs nationaux issus des modèles univariés¹⁸. Les « cycles européens moyens » obtenus par ces

18. L'amplitude du cycle long européen ainsi calculé apparaît cependant bien moindre que celle obtenue jusqu'à présent pour les cycles européens. Dans la modélisation multivariée, l'importance des restrictions introduites suscite une perte d'amplitude des cycles nationaux et, en contrepartie, une plus grande nervosité des tendances nationales. Ceci se retrouve dans la faiblesse des écarts-types des cycles longs dans le tableau 5. Le calcul ici mené informe sur les rôles comparés des trois composantes communes mises en évidence dans l'animation du cycle européen agrégé, mais non pas sur l'amplitude de ce dernier.

deux méthodes sont très ressemblants puisque leur coefficient de corrélation vaut 0,90. La décomposition précédente procure une information supplémentaire, en explicitant la contribution de chaque composante commune au cycle long européen. On peut alors visualiser le cycle européen comme la somme des trois contributions correspondant à chaque composante commune, pondérée par un coefficient complexe qui prend en compte le poids de chaque pays et le rôle de la composante dans le cycle de ce pays (graphique 14). Ce coefficient peut avoir a priori une valeur positive, nulle ou négative. L'impact global d'une composante commune sur l'Europe peut en effet recouvrir des compensations entre un impact positif sur certains pays et négatif sur d'autres.

La contribution de la composante commune symétrique se confond presque avec le cycle long européen lui-même, bien que cette composante n'explique que moins d'un tiers de la variance totale des cycles communs originels identifiés par l'estimation multivariée (graphique 14). Cette observation confirme le poids déterminant de cette composante symétrique pour le mouvement agrégé du PIB européen, bien qu'elle soit loin d'épuiser l'ensemble des conjonctures nationales : les cycles longs nationaux confèrent, pris un à un, un rôle bien plus important, mais différencié, aux deux autres composantes communes, qui traduisent le jeu évolutif des oppositions « germano-latine » ou « franco-latine ».

14. Contributions des trois composantes communes au cycle long agrégé du PIB européen



Sources : Base BSDB de l'OCDE, calculs des auteurs.

Le cycle européen agrégé recouvre la propagation de chocs simultanés et symétriques, mais ce cycle à la fois moyen et commun, au sein de la zone euro, n'explique que pour un petit tiers la variance globale des conjonctures nationales¹⁹. Celles-ci sont affectées par des chocs de signe contraire, qui tendent à se compenser à l'échelle européenne, mais aussi, semble-t-il, à s'atténuer sur les années les plus récentes.

Un lent dépérissement des chocs asymétriques et opposés ?

L'approche multivariée a permis de comprendre la conjoncture européenne comme le produit de trois composantes communes, l'une symétrique et les deux autres retraçant l'impact de chocs asymétriques, ou plutôt opposés. Cette question de la symétrie des chocs impulsant la conjoncture européenne peut être plus précisément étudiée par l'examen de la chronique des innovations affectant les cycles. En effet lorsqu'un modèle de décomposition tendance-cycle est estimé, la chronique des innovations relative à chaque composante stochastique du modèle peut être extraite à partir du résultat de cette estimation²⁰. Cette chronique est une réalisation particulière de la loi probabiliste gouvernant ces innovations (un « bruit blanc ») et cette réalisation devrait refléter la séquence historique des chocs de nature diverse qui ont eu un impact sur la composante stochastique considérée. On peut en particulier s'intéresser à la chronique des innovations qui impulsent les composantes cycliques d'ordre décennal et dont la propagation obéit aux paramètres structurels gouvernant ces dernières (durée et coefficient d'amortissement).

La pluralité des approches mobilisées jusqu'à présent permet cependant d'extraire les innovations qui sont à la source des fluctuations européennes à partir de modèles distincts. L'harmonie n'est pas acquise mais cette pluralité autorise un questionnement ouvert :

— derrière l'excellente conformité entre les cycles du PIB européen agrégé et l'agrégation des cycles nationaux, peut-on discerner une symétrie forte et croissante des chocs impulsant les cycles longs nationaux, tels qu'ils sont issus des modèles univariés ?

19. Cet ordre de grandeur, quoique inférieur, n'est pas sans rappeler celui qu'obtiennent, à partir d'une méthode et de données différentes, qui prennent en compte la dimension régionale, Forni et Reichlin lorsqu'ils décomposent la variance globale des cycles régionaux en Europe : la composante européenne correspondant à des fluctuations de durée inférieure à dix ans contribue pour 43 % à cette variance (Forni et Reichlin, 2001, table 3, p.123).

20. Le calcul des innovations associées à un cycle est précisé dans l'article de Fayolle et Mathis (1993).

— l'existence d'au moins trois composantes communes engendrant l'ensemble des cycles longs nationaux, d'après la modélisation multivariée, n'est-elle pas au contraire le signe d'une asymétrie persistante des chocs ?

Pour tenter de répondre à ces questions, deux indicateurs synthétiques de diffusion ont d'abord été construits à partir des chroniques d'innovations impulsant les cycles longs nationaux, en provenance des modèles univariés, de manière à voir si ces modèles indépendamment estimés révèlent, ou non, une progression de la symétrie. A chaque date, on peut distinguer, au sein des chocs affectant les pays de la zone, les chocs significativement positifs (en nombre noté *Pos*), les chocs significativement négatifs (*Neg*) et les chocs non significatifs²¹. Deux indicateurs sont calculés à partir de ces grandeurs, en moyenne mobile sur des périodes glissantes de douze trimestres, de manière à évaluer l'intensité et la nature moyennes des chocs au voisinage d'un trimestre donné. Les pays ne sont pas pondérés par leur taille : parce qu'on cherche à mesurer la diffusion des chocs parmi l'ensemble des pays, chacun d'eux compte pour un. La durée empiriquement retenue pour ce lissage est suffisamment courte pour rester bien inférieure à la durée normale des cycles longs, suffisamment longue pour indiquer les traits dominants des chocs au voisinage de chaque trimestre, sachant que ces chocs, pris un à un, sont plus ou moins erratiques. Ce lissage permet aussi de prendre en compte la diffusion de chocs largement conjoints mais qui ne frappent pas exactement au même moment les différents pays. Évidemment, ils ne rendent pas compte, par eux-mêmes, des délais de diffusion des influences entre pays. Ces indicateurs sont définis comme suit :

— l'indicateur de chocs simultanés (*Sim*) relève la proportion de pays touchés par un choc significatif, aussi bien expansif que récessif, en moyenne mobile sur les trois ans encadrant le trimestre courant :

$$Sim_t = \frac{100}{12} \times \sum_{i=-5}^6 \frac{Pos_{t+i} + Neg_{t+i}}{10} \quad (3.2)$$

— l'indicateur de chocs opposés (*Opp*) est construit à partir du solde absolu $|Pos-Neg|$ des nombres respectifs de chocs expansifs et récessifs, rapporté au nombre de pays significativement touchés dans la zone, ces grandeurs étant de nouveau mesurées en moyenne mobile sur douze trimestres :

$$Opp_t = 100 \times \left(1 - \frac{\sum_{i=-5}^6 |Pos_{t+i} - Neg_{t+i}|}{\sum_{i=-5}^6 (Pos_{t+i} + Neg_{t+i})} \right) \quad (3.3)$$

21. Dans un pays donné, un choc significatif est un choc dont la valeur absolue est supérieure à deux fois l'écart-type de la chronique complète des chocs.

Ce second indicateur évalue, lorsque des chocs significatifs interviennent, dans quelle mesure ces chocs sont de signe opposé pour les différents pays concernés. Il vaut 100 lorsque les chocs, sur la période mobile de trois ans, sont de nature complètement opposée au sein de la zone ($Pos = Neg$), et zéro s'ils sont tous purement symétriques ($Pos = 0$, ou $Neg = 0$).

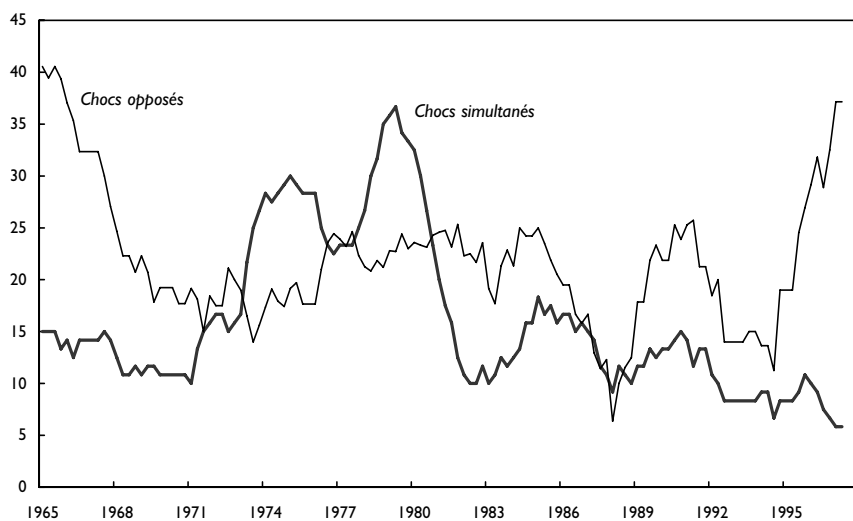
Les chocs significatifs d'une période donnée seront considérés comme parfaitement symétriques lorsqu'ils sont à la fois simultanés ($Sim = 100$) et de même signe pour tous les pays ($Opp = 0$). Le graphique 15 retrace l'évolution des deux indicateurs. La mise en moyenne mobile explique les pertes d'observations aux extrémités de périodes.

Parmi les chocs à dominante fondamentalement symétrique, on retrouve les deux chocs pétroliers, de nature récessive. Au cours des années 1980 et 1990, la diffusion de chocs simultanés et significatifs a plutôt tendance à s'amoindrir. Mais, lorsque de tels chocs interviennent, ils manifestent un degré d'opposition encore non négligeable, en particulier durant les années 1982 à 1985, qui voient des conjonctures et des politiques nationales disparates, puis dans les années 1990 à 1992, qui vont de l'unification allemande à l'éclatement du SME. Si la symétrie a progressé par rapport aux années 1960, elle est encore loin d'être parfaite.

En fin de période, la remontée de l'indicateur de chocs opposés doit être interprétée avec prudence. En effet, depuis la sortie de crise du SME, en 1995, l'importance et la diffusion des chocs paraissent bien plus faibles : l'indicateur de chocs simultanés devient inférieur à 10 %. Mais, au sein de ce faible ensemble de chocs, une certaine opposition se manifeste. On sait ainsi que le « trou d'air » consécutif à la crise asiatique de 1997-98 (dont l'éventuel impact est incorporé dès 1997 dans les indicateurs, en raison du lissage pratiqué) a été plus fortement ressenti par l'Allemagne que par la France. L'Europe de la monnaie unique paraît moins vulnérable à des chocs d'origines diverses, sans que cette moindre vulnérabilité collective efface d'emblée toutes les différences de sensibilité en son sein.

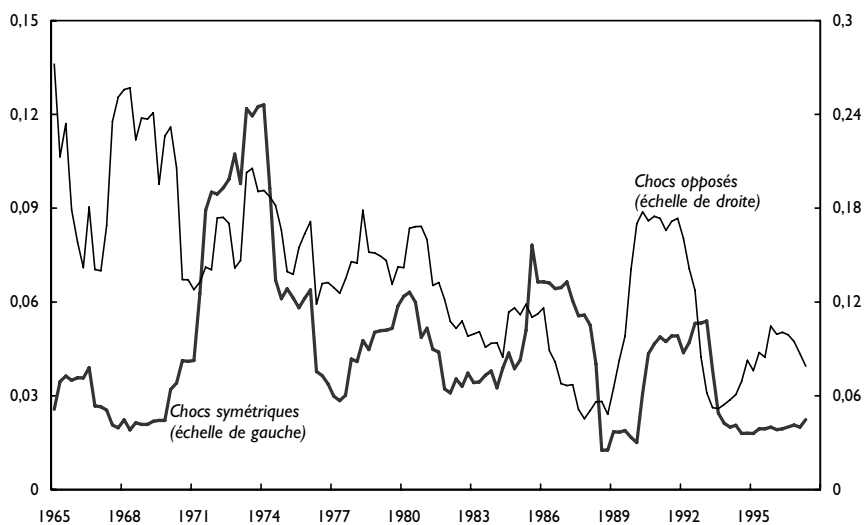
Cette vision est-elle compatible avec les apports de la modélisation multivariée ? En extrayant les innovations des trois composantes communes issues de cette dernière, on devrait obtenir, d'une part, une chronique de chocs symétriques, et, d'autre part, deux chroniques de chocs retraçant les oppositions « germano-latine » et « intra-latine ». A partir de ces chroniques, on peut ainsi bâtir deux nouveaux indicateurs, représentant cette fois-ci l'intensité plutôt que la diffusion des chocs, en assimilant cette intensité à la volatilité des innovations, c'est-à-dire leur variance empirique mesurée sur une période glissante de trois ans :

15. Indicateurs de diffusion des chocs simultanés et opposés
(en provenance des modèles univariés)



Sources : Base BSDB de l'OCDE, calculs des auteurs.

16. Indicateurs de volatilité des chocs symétriques et opposés
(en provenance des modèles multivariés)



Sources : Base BSDB de l'OCDE, calculs des auteurs.

— la volatilité des innovations de la composante commune symétrique indique l'importance des chocs symétriques, au voisinage d'un trimestre donné ;

— la somme des volatilités des innovations des deux autres composantes communes indique l'importance des chocs de nature opposée.

Ces deux indicateurs (graphique 16) présentent une parenté notable avec les deux indicateurs de diffusion issus des modèles univariés, bien que les méthodes empiriques *ad hoc* utilisées dans chaque cas incitent à une comparaison prudente. Cependant, l'indicateur de volatilité des chocs opposés affiche une tendance plus marquée à la baisse de leur intensité, depuis les années 1960. Cette tendance est interrompue au cours des années qui suivent immédiatement l'unification allemande, jusqu'à la crise du SME. Il faut remarquer que l'indicateur de volatilité des chocs symétriques connaît aussi, avec un certain décalage, une remontée de 1991 à 1993. A cette époque, les conflits d'intérêt entre pays européens suscités par les tensions monétaires et financières consécutives à l'unification allemande vont de pair avec l'impact commun d'influences récessives (depuis le mini-choc pétrolier associé à la guerre du Golfe jusqu'aux politiques conjointement procycliques impulsées par le traité de Maastricht). L'interférence des chocs communs et opposés n'a pas facilité la lisibilité de la conjoncture européenne au cours de la première moitié des années 1990. En fin de période, après 1995, on note de nouveau, quoique de manière amoindrie par rapport aux indicateurs de diffusion, un certain contraste entre l'affaiblissement des chocs affectant collectivement les pays européens et une remontée limitée de la volatilité des chocs opposés.

Ces remarques incitent à rattacher la chronique des chocs aux indicateurs de politique économique. On peut en particulier vérifier l'interaction significative des chocs symétriques avec la politique monétaire allemande. On considère comme indicateurs de cette politique monétaire, qui a joué un rôle directeur en Europe, la variation trimestrielle du taux d'intérêt à court terme et celle de l'écart entre taux long et taux court en Allemagne. Si l'on calcule les corrélations croisées de ces variations avec la chronique des chocs symétriques issue du modèle multivarié, on trouve, pour les variations des taux d'intérêt courts, deux corrélations significatives (tableau 7) : la première instantanée, de 0,2, témoignant de la réaction de la Bundesbank à un choc symétrique positif en Europe ; une corrélation significative et décalée, de - 0,2, correspondant à un impact négatif, retardé de quatre à cinq trimestres, d'une montée des taux d'intérêt allemands sur le PIB européen. Le résultat est analogue avec la variation de l'écart de taux. La variation des taux d'intérêt allemands agit également sur la chronique des chocs de nature opposée entre groupe « germanique » et groupe « latin ». Par la multiplicité des canaux de transmission de la politique monétaire, les décisions de la Bundesbank ont eu de l'influence à la fois

sur la trajectoire commune des pays européens et sur les oppositions entre pays. C'est dire la sensibilité, sur le passé, de la conjoncture européenne aux tensions sur les taux d'intérêt, même s'il n'a pas été possible de faire apparaître empiriquement un rôle analogue des variations de change.

7. Corrélation entre chocs symétriques et indicateurs de la politique monétaire allemande

Chronique retardée des innovations de la composante commune symétrique

	Innov	Innov (+1)	Innov (+2)	Innov (+3)	Innov (+4)	Innov (+5)	Innov (+6)
Variations trimestrielles du taux d'intérêt à court terme	0,20*	0,07	- 0,04	- 0,10	- 0,20*	- 0,19*	- 0,07
Variations trimestrielles de l'écart de taux	- 0,14	- 0,04	0,05	0,08	0,20*	0,20*	0,10

Légende : Les coefficients de corrélation sont calculés entre 1960T1 et 1999T4 et sont annotés par * lorsqu'ils sont significativement non nuls (le seuil vaut 0.16 sur la période considérée).

Si, jusqu'à la création de l'union monétaire, les chocs susceptibles de déstabiliser la conjoncture européenne, ou seulement certains pays, étaient notamment liés à la définition asymétrique de la politique monétaire en Europe et aux tensions conséquentes sur les taux de change, l'union monétaire devrait en écarter plus radicalement l'occurrence. La conjoncture européenne deviendrait à la fois plus paisible et plus homogène, sous réserve d'une politique monétaire adaptée. Si les résultats et les indicateurs précédents n'autorisent pas à certifier une telle conclusion, leur interprétation prudente laisse augurer de la possibilité d'une telle évolution.

Conclusion

Qu'apprend-on de l'application de modèles structurels à composantes inobservables aux PIB des pays de la zone euro et de cette zone elle-même, en utilisant les séries des comptes trimestriels sur quatre décennies complètes, de 1960 à 1999 ?

I. Lorsque la zone euro est traitée comme un agrégat, dans le cadre d'un modèle bivarié qui incorpore aussi le PIB américain, des mouvements cycliques sont aisément mis en évidence. La décomposition obtenue suscite deux remarques :

a) A s'en tenir à la décomposition rétrospective, la croissance tendancielle européenne apparaît à la fin des années 1990 sensiblement inférieure à la croissance tendancielle américaine : les États-Unis sont

redevenus le leader de la croissance au sein de l'OCDE. La Banque Centrale Européenne (BCE) peut s'appuyer sur ce type de résultats pour conforter le caractère conservateur de sa norme monétaire mais c'est alors admettre que ce *leadership* américain est durable et que la « nouvelle économie » leur donne un avantage persistant, en dépit de leur plus grande propension à des cycles prononcés.

b) Le mouvement cyclique de la zone euro présente une certaine dualité. Il est décomposable en deux composantes cycliques distinctes. La première correspond à un cycle dont la période moyenne est de l'ordre de trois ans et paraît associée aux fluctuations assez erratiques des variations de stocks ; la seconde recouvre un cycle dont la période est de l'ordre de dix ans et est étroitement corrélée aux fluctuations de l'investissement. Ces deux composantes cycliques peuvent, selon les circonstances, s'amplifier réciproquement (au moment du premier choc pétrolier, ou lors de la récession de 1993, par exemple) ou au contraire se compenser, jusqu'à se neutraliser (en 1994-95, la reprise du stockage est largement neutralisée par l'inertie de l'investissement). Ce n'est évidemment pas indifférent pour la politique monétaire : si elle réagit trop vite à de vives « reprises techniques », alors que le redémarrage de l'investissement est fragile, elle prend le risque d'inhiber le dynamisme de l'investissement et de peser ainsi négativement sur les perspectives de croissance potentielle (et ceci d'autant plus que l'on sait, depuis la récession de 1993, qu'en situation d'inflation faible, les entreprises peuvent violemment contracter leurs stocks en cas de tensions sur les taux d'intérêt). De fait, le retard européen sur la croissance américaine apparaît largement conditionné par le déficit d'investissement relatif de l'Europe. Si, en 2000, l'expansion de l'investissement paraît bien engagée en Europe, la BCE devrait être attentive à cette exigence de discernement et ne pas s'en tenir à une appréciation trop globale et grossière du cycle européen apparent. En 2001, la continuité de l'effort d'investissement européen apparaît déjà hésitante...

2. Le mouvement cyclique européen n'est pas simplement un phénomène agrégé mais relève de facteurs d'impulsion cycliques au moins partiellement partagés par les pays de la zone euro. On pourrait imaginer qu'un pays donné, dont le PIB national est évidemment inclus dans le PIB européen agrégé, ne manifeste pas une cyclicité clairement associée à celle de l'ensemble dont il fait partie. C'est de fait le cas pour le Luxembourg et l'Irlande, petits pays aux spécificités marquées. Mais si on s'en tient aux dix autres pays de la zone euro, le double mouvement cyclique du PIB européen est largement répandu dans l'ensemble des pays membres.

a) Les modèles univariés nationaux montrent une double cyclicité (un cycle court autour de trois ans, un cycle long autour de la décennie) qui recoupe celle qui a été identifiée sur le PIB européen agrégé. Les caractéristiques des cycles nationaux, en particulier leur durée,

paraissent assez largement similaires, bien qu'ils puissent manifester de sensibles différences d'amplitude ainsi que des décalages chronologiques. Cette similarité prévaut aussi pour les inflexions passées des croissances tendanciennes, dont l'intervalle manifeste néanmoins un certain élargissement en fin de période, entre 1,5 % et 3,5 % l'an. La coïncidence est remarquable entre les cycles européens directement extraits de l'analyse du PIB européen agrégé et ceux qui sont calculés comme l'agrégation des cycles nationaux, compte tenu du poids de chaque pays. Cette coïncidence est vérifiée, que l'on s'intéresse au cycle court, au cycle long ou au mouvement cyclique global qui combine ces deux cycles élémentaires. Le mouvement cyclique du PIB européen global apparaît bien comme un cycle européen « moyen », dans lequel s'effacent les asymétries nationales.

b) Le passage à un modèle multivarié sur dix pays montre que les cycles nationaux ne sont pas simplement similaires mais qu'ils peuvent être réduits à un assez petit nombre de facteurs d'impulsion communs. Les cycles courts sont fondamentalement synchronisés entre pays, ce qui traduit l'interdépendance des comportements de stockage au travers des flux commerciaux. Si l'on s'en tient au cycle long, dont la période apparaît toujours de l'ordre de dix ans mais pour lequel des décalages sensibles existent entre pays, les dix cycles similaires nationaux peuvent être réduits jusqu'à trois cycles communs, dont ils sont une combinaison, variable d'un pays à l'autre. Ces cycles communs sont dotés des mêmes caractéristiques structurelles de durée et d'amortissement, mais chacun d'entre eux est impulsé par sa propre chronique d'innovations (ou de chocs), indépendante des deux autres. Si la zone euro (réduite à dix pays) était une zone monétaire optimale, on n'aurait qu'un seul cycle commun, ce qui témoignerait de la parfaite symétrie des chocs. Ce n'est pas tout à fait une zone monétaire optimale : elle est au moins de dimension trois ! Les trois cycles communs peuvent être écrits sous une forme qui les rend interprétables. L'un de ces trois cycles communs retrace la propagation de chocs fondamentalement symétriques et contribue de manière essentielle au cycle long agrégé du PIB européen, mais il n'explique qu'un tiers de la variance globale des cycles longs nationaux : ceux-ci portent la marque, à des degrés divers, des deux autres composantes communes qui retracent respectivement la propagation de chocs de signes opposés, d'une part, entre un groupe « germanique » et un groupe « latin », d'autre part entre la France et le reste du groupe « latin ». Les asymétries, voire les franches oppositions, demeurent fortes en Europe sur la période historique considérée, bien qu'elles s'atténuent après 1995.

3. Les innovations, ou chocs, qui impulsent les mouvements cycliques peuvent être extraites des estimations pratiquées. Ces chroniques de chocs peuvent être utilisées pour construire des indicateurs de simultanéité, de symétrie et d'opposition des chocs affectant la zone euro. Lorsque de tels indicateurs sont construits à partir des modèles

univariés nationaux, ce sont des indicateurs de diffusion, qui indiquent dans quelle mesure des chocs symétriques ou opposés se diffusent dans l'ensemble de la zone ; lorsqu'ils sont construits à partir des trois cycles communs issus de la modélisation multivariée, ce sont des indicateurs de volatilité des chocs, qui indiquent l'intensité des chocs symétriques ou opposés frappant la zone. Dans les deux cas, ces indicateurs semblent indiquer, sur les quarante dernières années, à la fois la progression de l'ensemble des pays formant aujourd'hui la zone euro vers une moindre vulnérabilité collective à des chocs d'origine diverse et la convergence des réactions nationales à ces chocs. Cette double tendance apparaît cependant irrégulière et réversible : l'unification allemande et la crise du SME et, à un degré moindre, la crise asiatique de 1997-98, ont été l'occasion de la résurgence de différenciations nationales. La nature, monétaire ou financière, de chocs majeurs qui ont dans le passé déstabilisé la conjoncture européenne, ou préférentiellement certains pays, donne cependant à penser que les facteurs de vulnérabilité européenne, collective ou nationale, peuvent significativement s'amoinrir avec le passage à la monnaie unique. La conjoncture européenne serait alors plus paisible et homogène.

Il s'agit là cependant d'une évolution envisageable, qui n'est pas encore vérifiée par l'analyse des faits observables. Le mouvement cyclique de l'Europe apparaît pluriel à un double titre : il mêle des oscillations courtes, liées au comportement de stockage, et des fluctuations plus lentes, qui recouvrent les rythmes fondamentaux de l'accumulation du capital ; les cycles des pays membres de la zone euro sont partiellement unifiés, mais pas encore réductibles à un seul cycle commun. Un *policy mix* bien équilibré ne peut être indifférent à cette pluralité et le système d'indicateurs qui nourrit sa définition devrait être calibré de manière à favoriser le discernement des autorités face à une dynamique conjoncturelle assez complexe. La BCE devrait s'efforcer de distinguer, au sein du mouvement conjoncturel global de la zone euro, les oscillations de court terme et les fluctuations plus fondamentales, afin de ne pas entraver une expansion durable par angoisse des risques inflationnistes suscités par une accélération transitoire de la croissance. Cette pluralité plaide aussi en faveur d'une autonomie budgétaire suffisante des gouvernements, mais à condition que ceux-ci sachent également se coordonner, car il n'y a pas douze conjonctures nationales indépendantes.

Références bibliographiques

- BLACKBURN K., et M.O. RAVN, 1992 : « Business Cycles in the United Kingdom : Facts and Fictions », *Economica*, vol. 59, n° 236, Novembre.
- CLARK P.K., 1987 : « The Cyclical Component of U.S. Economic Activity », *The Quarterly Journal of Economics*, novembre.
- DE GRAUWE P., 1999 : *Économie de l'intégration monétaire européenne*, De Boeck Université.
- DIEBOLD F. X., et G.D. RUDEBUSCH, 1999 : *Business Cycles, Durations, Dynamics and Forecasting*, Princeton University Press.
- FAYOLLE J., et A. MATHIS, 1993 : « Tendances et cycles stylisés dans les pays du G7 : une approche stochastique », *Revue de l'OFCE*, n° 47, octobre.
- FAYOLLE J., et A. MATHIS, 1994 : « Business Cycles and Interest Rate Spread in the U.S., Europe and Japan : A Stochastic Approach », *Document de travail de l'OFCE*, n° 94-04, septembre.
- FAYOLLE J., P.E. MICOLET, et L. TREQUATTRINI, 1994 : « Long and Short Growth Trend and Cycles : an Application of Multivariate Structural Time Series Models to Five Countries », *Document de travail de l'OFCE*, n° 99-04, octobre.
- FORNI M., et L. REICHLIN, 2001 : « Federal policies and local economies : Europe and the US », *European Economic Review*, n° 45, janvier.
- FRISCH R., 1933 : « Propagation and Impulse Problems in Dynamic Theory », in *Essays in Honor of Gustav Cassel*, George Allen and Unwin, London.
- KOOPMAN S.J., et A.C. HARVEY, 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., A.C. HARVEY, J.A. DOORNIK, et N. SHEPHARD, 2000 : *State Space Structural Time Series Analysis, Modeller and Predictor*, Timberlake Consultants, London.
- HARVEY A.C., 1989 : *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*, Cambridge University Press.
- HARVEY A.C., 2000 : « Testing in Unobserved Component Models », à paraître dans *Journal of Forecasting*.
- HARVEY, A.C. et A. JAEGER, 1993 : « Detrending, Stylised Facts and the Business Cycle », *Journal of Applied Econometrics*, vol. 8.

MUNDELL R., 1961 : « A Theory of Optimal Currency Areas », *American Economic Review*, 51.

NYBLOM J., et A.C. HARVEY, 1999 : « Testing against Smooth Stochastic Trends », *miméo*, University of Cambridge, mai.

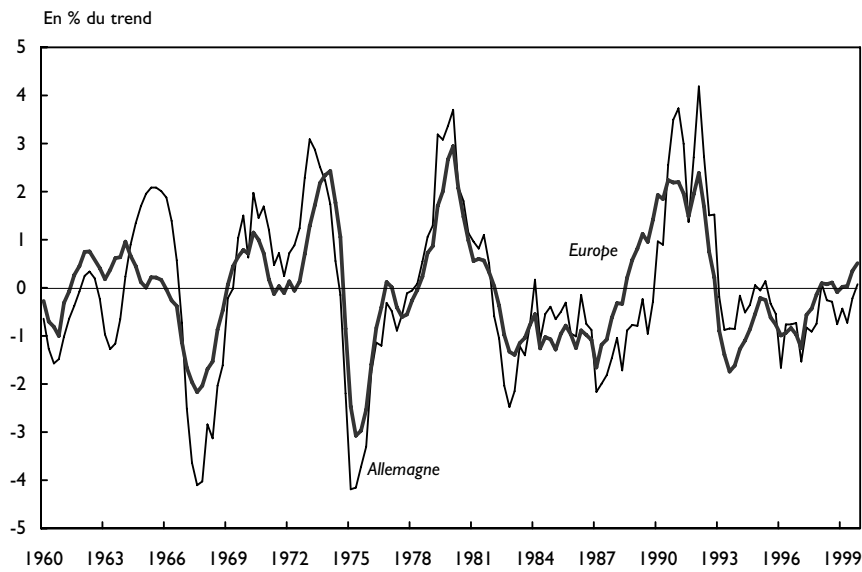
NYBLOM J., et A.C. HARVEY, 2000 : « Test of Common Stochastic Trends », *Econometric Theory*, 16, décembre.

ANNEXE

Les cycles globaux de la zone euro et des pays membres

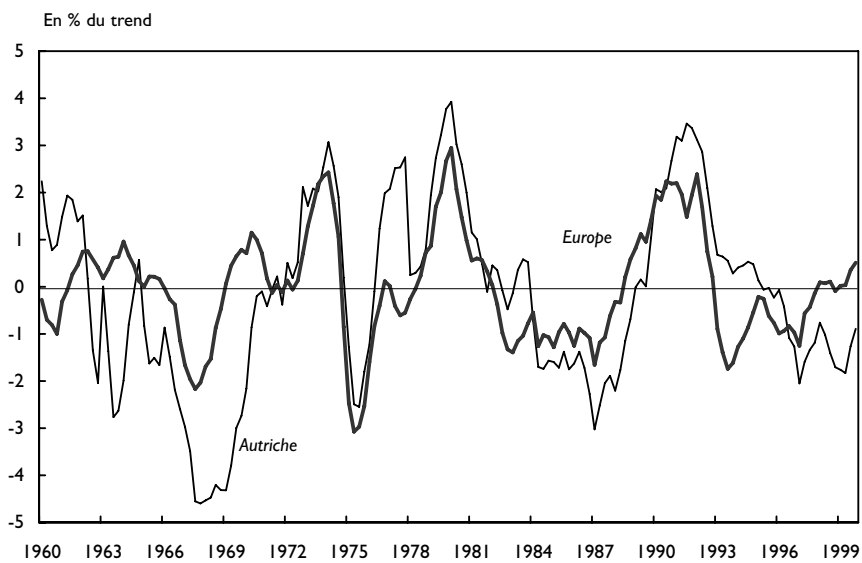
Légende : Le cycle global de chaque pays est la somme du cycle long et du cycle court lorsqu'ils sont tous deux identifiés. Dans le cas de l'Espagne, c'est l'écart entre le PIB et son trend extrait par la méthode de Hodrick-Prescott. Le cycle global de la zone euro est le cycle moyen obtenu à partir des dix cycles nationaux, pondérés par les PIB de 1995 en parité de pouvoir d'achat.

A1. Cycles globaux allemand et européen



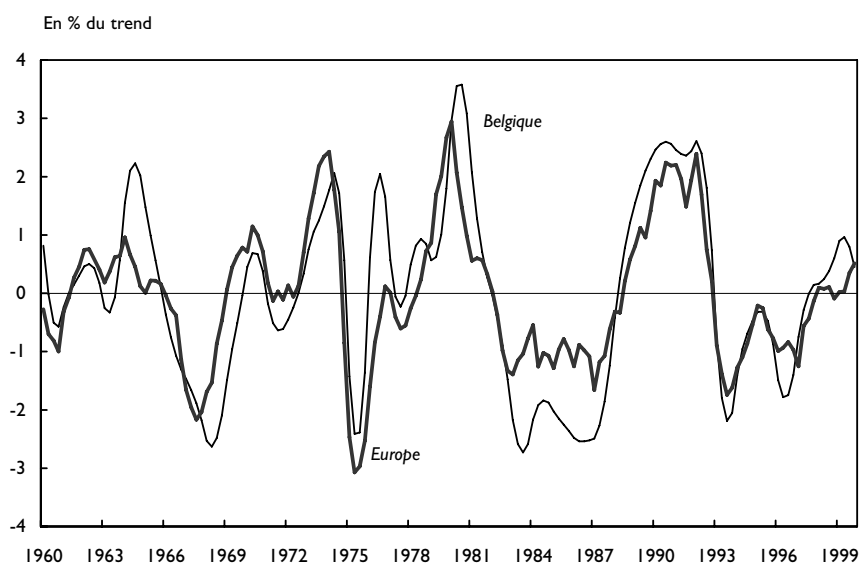
Sources : Base BSDB de l'OCDE, calculs des auteurs.

A2. Cycles globaux autrichien et européen



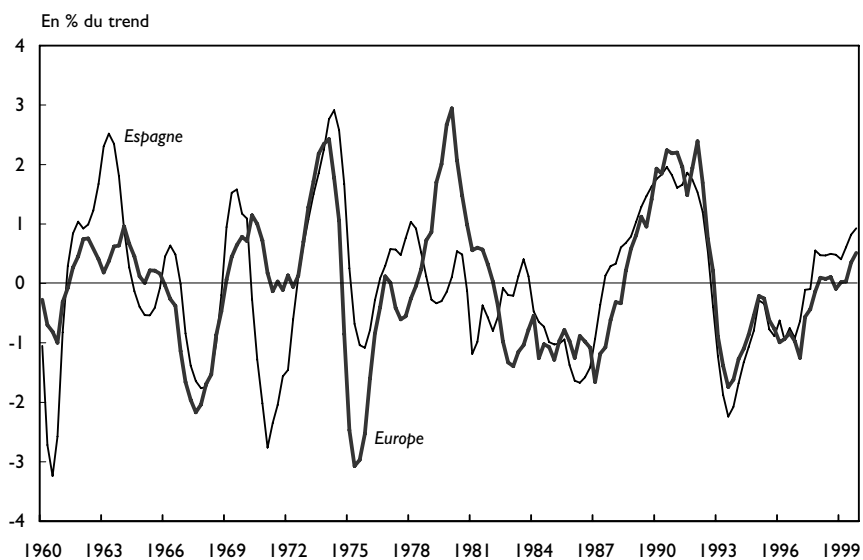
Sources : Base BSDB de l'OCDE, calculs des auteurs.

A3. Cycles globaux belge et européen



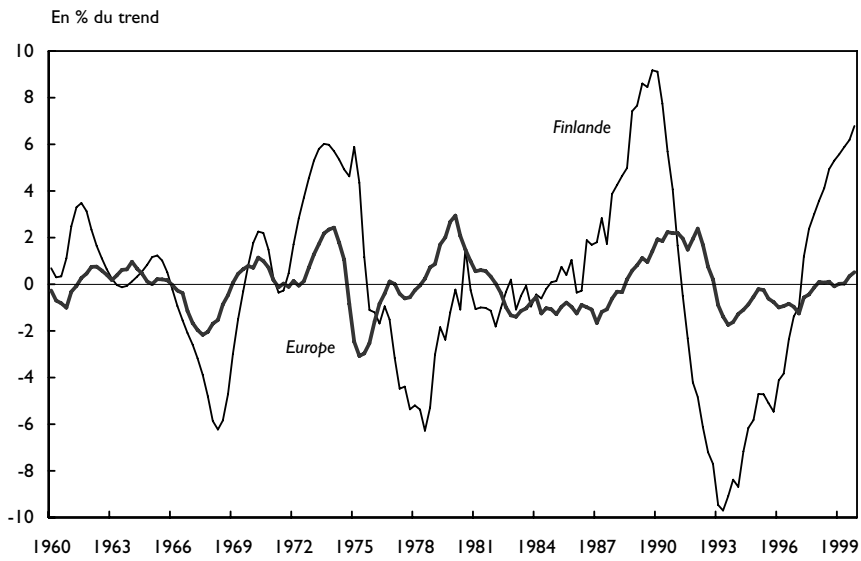
Sources : Base BSDB de l'OCDE, calculs des auteurs.

A4. Cycles globaux espagnol et européen



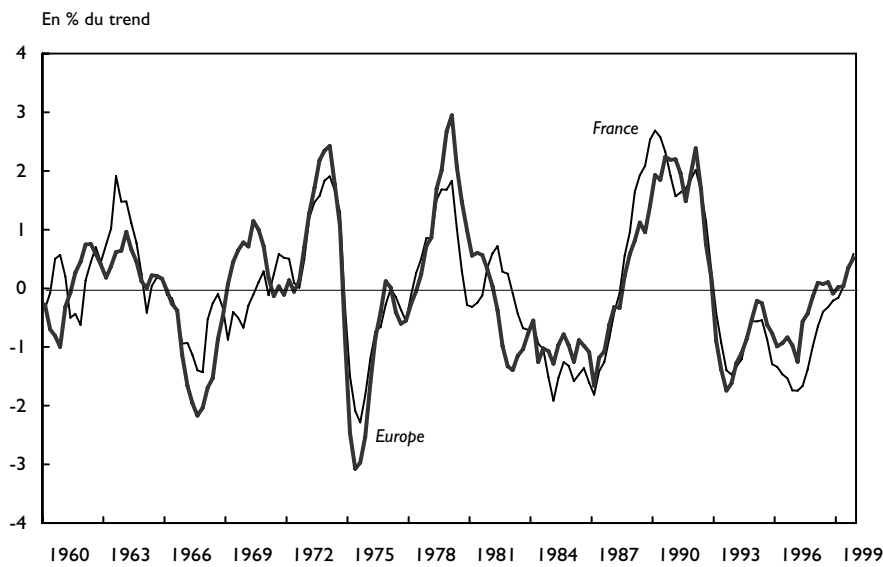
Sources : Base BSDB de l'OCDE, calculs des auteurs.

A5. Cycles globaux finlandais et européen



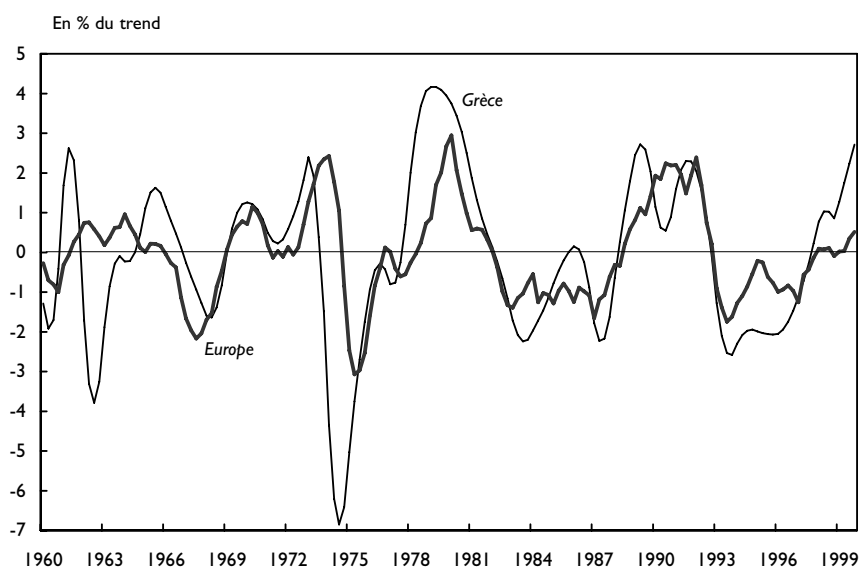
Sources : Base BSDB de l'OCDE, calculs des auteurs.

A6. Cycles globaux français et européen

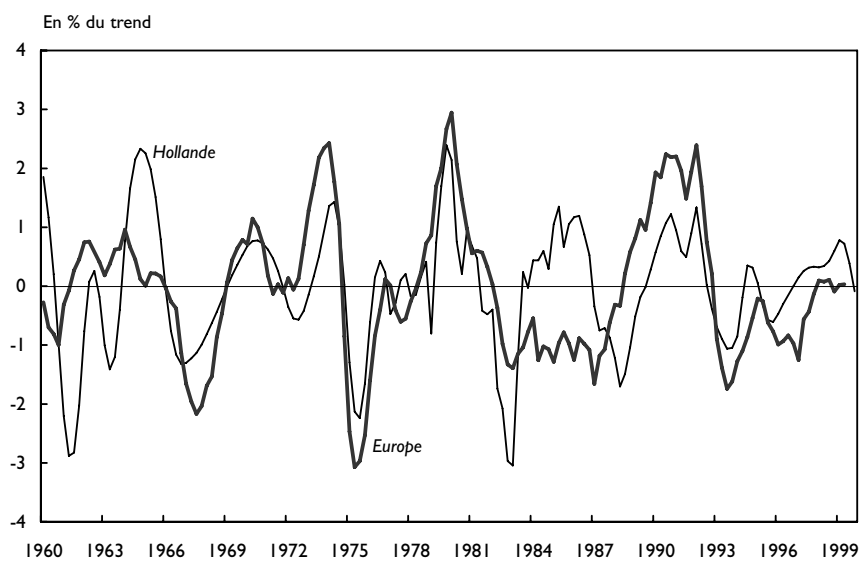


Sources : Base BSDB de l'OCDE, calculs des auteurs.

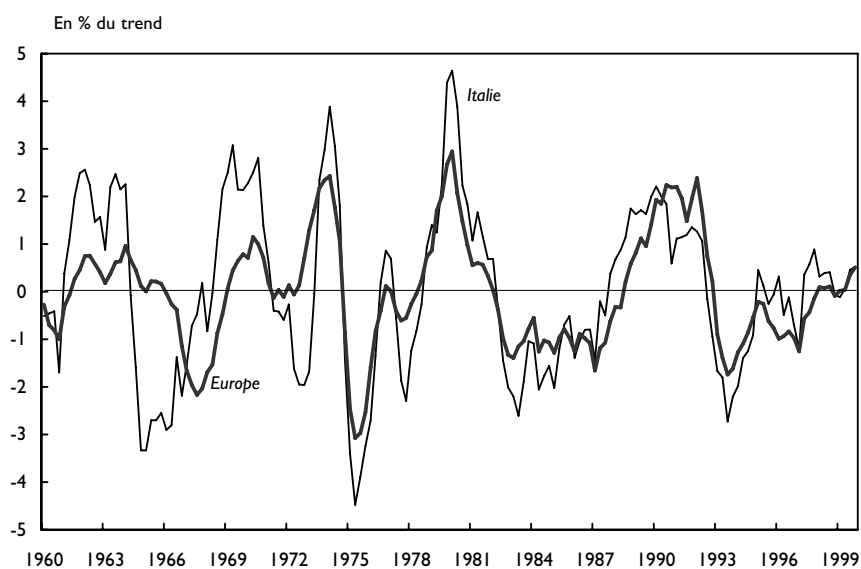
A7. Cycles globaux grec et européen



A8. Cycles globaux hollandais et européen

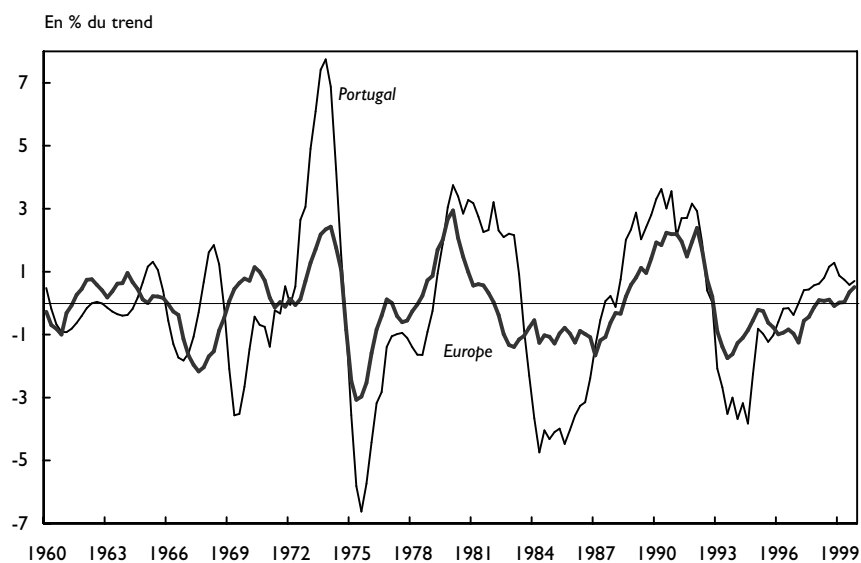


A9. Cycles globaux italien et européen



Sources : Base BSDB de l'OCDE, calculs des auteurs.

A10. Cycles globaux portugais et européen



Sources : Base BSDB de l'OCDE, calculs des auteurs.

