

Tendances et cycles stylisés dans les pays du G7

Une approche stochastique

Jacky Fayolle,

Département des diagnostics

Alexandre Mathis,

Département des études

Pour styliser les mouvements cycliques des économies du G7, on recourt aux modèles à composantes inobservables proposés par Harvey (1985, 1989). La gamme des spécifications de ces modèles recouvre diverses représentations possibles de la combinaison entre tendance, cycle et irrégularité. Il ne s'agit pas de simples outils descriptifs. En particulier, leur écriture ne préjuge pas de la valeur des caractéristiques de base du cycle, comme sa période, qui sont l'objet de l'estimation. On met ainsi en évidence les propriétés statistiques de chacune des composantes, dont l'extraction recourt à la technique du filtre de Kalman, une fois le modèle écrit sous forme espace-état.

La caractérisation du cycle qui découle de certains des modèles examinés s'accorde bien avec les intentions et les résultats des conjoncturistes recourant aux outils de statistique descriptive. Le modèle dit tendance plus cycle propose une représentation du cycle qui respecte la propriété statistique de stationnarité et s'avère capable de reproduire la complexité des mouvements cycliques apparents, dont on sait qu'ils manifestent fréquemment dissymétries et angulosités. Les innovations de cette composante cyclique donnent les impulsions conjoncturelles du cycle, et leur chronique est interprétable au regard de l'histoire économique. La formulation de la tendance stochastique, quant à elle, permet d'obtenir une composante tendancielle qui soit à la fois lisse et apte à intégrer les courbures du sentier de croissance.

Cet article recourt, pour styliser les mouvements cycliques des économies du G7, aux modèles à composantes inobservables proposés par Harvey (1985, 1989). Ces modèles, qualifiés de structurels par Harvey lui-même, sont d'emblée assez familiers aux praticiens de l'analyse conjoncturelle. Pour reproduire la dynamique temporelle d'une variable économique, la gamme des spécifications proposées recouvre

diverses représentations possibles de la combinaison entre tendance, cycle et irrégularité. Cependant, il ne s'agit pas de simples outils descriptifs. L'estimation permet de valider ou de rejeter ces spécifications face aux observations. En particulier, leur écriture ne préjuge pas de la valeur des caractéristiques de base du cycle, comme sa période, qui sont l'objet de l'estimation. On met ainsi en évidence les propriétés statistiques de chacune des composantes, dont l'extraction recourt à la technique du filtre de Kalman, une fois le modèle écrit sous forme espace-état.

La caractérisation du cycle qui découle de certains des modèles examinés, s'accorde bien avec les intentions et les résultats des conjoncturistes recourant aux outils de statistique descriptive (cf. OFCE, 1993) ; ils feront donc l'objet d'une attention privilégiée. Le modèle dit tendance plus cycle (noté T + C) en constitue la spécification générique. Il propose une représentation du cycle qui respecte la propriété statistique de stationnarité et s'avère capable de reproduire la complexité des mouvements cycliques apparents, dont on sait qu'ils manifestent fréquemment dissymétries et angulosités. La formulation de la tendance stochastique, quant à elle, permet d'obtenir une composante tendancielle qui soit à la fois lisse et apte à intégrer les courbures du sentier de croissance.

La représentation des mouvements tendanciels et cycliques qui est ici privilégiée n'est pas neutre à l'égard des débats théoriques récents autour des « cycles réels ». On sait au demeurant que, dans ces débats, le recours à telle ou telle méthode statistique est souvent au service de la prise de position théorique. La représentation explorée par l'article considère comme admissible la séparabilité entre la tendance et le cycle, dès lors que les conditions de sa stabilité structurelle semblent assurées sur un intervalle de temps donné. Ce cycle, bien que stochastique et stationnaire, a une nature périodique qui heurte la conception des théoriciens des « cycles réels ». Plosser (1989, p. 54) remarque d'ailleurs que, si on adhère à cette dernière conception, il vaut mieux parler de fluctuations économiques que de cycle pour désigner des composantes transitoires de l'activité économique qui n'ont aucun caractère périodique affirmé.

Les modèles de « cycles réels » conçoivent les fluctuations comme le résultat de l'adaptation optimale d'un système concurrentiel doté d'agents rationnels à des chocs non anticipés. C'est la rationalité intertemporelle des agents qui transforme, au travers d'effets de substitution et de revenu, une suite de chocs indépendants et imprévisibles (ou innovations) en fluctuations présentant des symptômes d'autocorrélation (soit des cycles apparents mais le mot, on l'a vu, ne convient guère). Ces innovations, qui suscitent les fluctuations transitoires, ont un impact permanent qui s'inscrit dans la trajectoire de long terme ou tendance. Ainsi, croissance et cycles ne sont pas séparables puisque c'est fondamentalement une même chronique d'innovations qui les engendre.

Mankiw (1989) remarque, lors d'une discussion polémique avec Plosser, que cette représentation n'est compatible avec les faits stylisés

empiriques qu'à la condition d'exhiber des innovations de nature et d'intensité telles qu'elles puissent infléchir significativement les comportements attendus d'un système concurrentiel. Par exemple, dans une récession qui déprime l'emploi et augmente ainsi la productivité marginale du travail, le salaire réel devrait augmenter sur un marché du travail concurrentiel. Si cela ne se passe pas ainsi, c'est que la récession est corrélée à un choc technologique négatif qui affecte la fonction de production et réduit la productivité marginale des facteurs. Le salaire réel retrouve alors une évolution procyclique mieux en accord avec les faits stylisés. Les chocs technologiques, lorsqu'on les mesure par les variations de la productivité des facteurs de production à la manière du résidu de Solow, sont certes d'un ordre de grandeur macroéconomique suffisant pour fournir naturellement la chronique d'innovations dont a besoin la théorisation des cycles pour cette raison dénommés réels. Mankiw remarque cependant qu'il est douteux d'interpréter comme une suite d'innovations exogènes et indépendantes la chronique des chocs technologiques ainsi mesurés. D'une part, ils apparaissent en fait dépendants de la trajectoire de l'activité elle-même, à travers les phénomènes bien connus des délais d'ajustement des facteurs de production, notamment de l'emploi. D'autre part, lorsqu'ils ont une intensité inhabituelle, celle-ci peut manifester l'impact d'événements singuliers, comme les chocs pétroliers, qui ne sont pas réductibles à des innovations routinières. La chronique apparente des innovations technologiques a une large part de sa variance qui s'explique en fait soit par un cycle de productivité endogène à celui de l'activité, soit par des événements singuliers. Et si, éliminant ces deux composantes, on parvenait à isoler les vraies innovations technologiques, auraient-elles encore une intensité suffisante pour mettre en accord le modèle avec les faits ?

La réceptivité à ce type de critiques réhabilite l'intérêt de modèles qui restent basés sur l'idée d'un cycle conjoncturel doté d'un caractère systématique, se manifestant au travers de mouvements récurrents et interdépendants d'un ensemble de variables macroéconomiques (la production, l'emploi, les revenus, etc.). Le terme « systématique » ne veut pas dire « déterministe » mais désigne l'idée que le caractère stochastique du cycle est compatible avec l'existence de régularités prononcées et mesurables de ce dernier (période, amplitude, ...). Ce sont ces régularités qui fondent la séparabilité entre la tendance et le cycle. Les innovations qui affectent l'une et l'autre composantes ne sont pas nécessairement corrélées et il n'est guère possible de leur attribuer a priori un contenu spécifié, technologique ou autre.

La séparabilité évoquée est cependant relative. Elle peut être remise en cause par des chocs singuliers, de nature et d'intensité inhabituelles, qui ne sont pas de simples innovations et qui altèrent la combinaison jusque là prévalante entre tendance et cycle, ainsi que les caractéristiques de ces deux composantes. De tels chocs, au travers des réactions qu'ils suscitent, peuvent être à l'origine d'une instabilité structurelle du modèle.

Le recours aux modèles à composantes inobservables proposés par Harvey présente enfin un avantage méthodologique. La dynamique d'un « cycle réel » peut s'écrire, mathématiquement, en termes d'écart au

sentier d'équilibre de croissance régulière associé au modèle néoclassique retenu. Encore faut-il, si on veut confronter le cycle réel de la théorie à des faits stylisés convenablement décrits, pouvoir identifier ce sentier par une méthode adéquate d'extraction de la tendance. Chacun préfère la sienne et il est pour le moins difficile de prouver que telle méthode d'ajustement plutôt qu'une autre a la vertu de révéler le sentier d'équilibre ⁽¹⁾. Le type de modèles à composantes inobservables qui est ici exploré ne se livre pas à cette opération préalable, censée révéler correctement l'équilibre de référence, mais susceptible d'être en fait entachée d'arbitraire. Il propose une identification et une estimation conjointes de la tendance et du cycle. Sans doute, le message théorique dont il est éventuellement porteur mériterait-il d'être plus clairement explicité que ce n'est le cas dans ce travail. Mais la procédure statistique paraît dotée d'une cohérence plus rigoureuse que le choix préalable d'une méthode d'extraction de tendance plus ou moins ad hoc, dont on n'est pas sûr en réalité qu'elle soit adaptée à l'intention théorique initiale.

Notre étude, qui porte sur les séries trimestrielles de production industrielle et de PNB des pays du G7, conforte le rapprochement avec le point de vue des conjoncturistes. Les composantes cycliques obtenues pour ces séries retracent une histoire du mouvement conjoncturel largement commune avec celle que fournit traditionnellement l'application des méthodes descriptives d'analyse cyclique développées par le NBER et l'OCDE (cf. OCDE, 1987 ; OFCE, 1993).

Représentation de la tendance et du cycle par des modèles à composantes inobservables

La décomposition d'une série selon le modèle Tendance plus Cycle

De façon à faire apparaître les faits stylisés d'une série, elle est décomposée, de manière additive, en une tendance T_t , un cycle C_t et une composante irrégulière ε_t . Ces deux dernières composantes respectent la propriété statistique de stationnarité (voir encadré 1). Chacune de ces composantes est stochastique et elles sont mutuellement non corrélées entre elles. La composante irrégulière ε_t est un bruit blanc. La série y_t peut donc s'écrire sous la forme :

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

(1) Voir à ce propos le survey de Canova (1991) qui examine systématiquement et pratiquement les implications, dans le cas des Etats-Unis, de différentes méthodes d'extraction de tendance.

1. Quelques définitions

— Une série aléatoire indicée par le temps (ou processus) X_t est stationnaire au second ordre (ou simplement stationnaire) si :

- i) elle est du second ordre (i.e. sa variance existe et est finie),
- ii) son espérance mathématique $E(X_t)$ prend une valeur m indépendante du temps,
- iii) 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 (i.e. $\text{Cov}(X_t, X_{t+h}) = \gamma(h)$, ce qui définit la fonction d'autocovariance).

En particulier, la dernière condition implique que la variance $\text{Var}(X_t)$ est aussi indépendante du temps.

— Un processus bruit blanc ε_t est un processus stationnaire, centré (i.e. de moyenne nulle) et non corrélé au cours du temps (i.e. $\text{Cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_{t+h}) = 0$, pour $h \neq 0$).

— Un processus X_t est un processus ARIMA (p,d,q) (ARIMA pour « autorégressif moyenne mobile intégré ») s'il est solution d'une équation du type ⁽²⁾ : $\Phi(B)\nabla^d X_t = \Theta(B)\varepsilon_t$

$$\text{où : } \Phi(B) = 1 + \phi_1 B + \dots + \phi_p B^p, \text{ avec } \phi_p \neq 0$$

$$\Theta(B) = 1 + \theta_1 B + \dots + \theta_q B^q, \text{ avec } \theta_q \neq 0$$

sont des polynômes dont les racines sont de module supérieur à 1 et où le processus ε_t est un bruit blanc. Ces conditions assurent la stationnarité et l'inversibilité du processus différencié $\nabla^d X_t$, qui, après cette différenciation d'ordre d , est du type ARMA (p,q) et qui se caractérise notamment par sa fonction d'autocovariance $\gamma(h)$.

La stationnarité et l'inversibilité garantissent qu'on puisse exprimer ce processus, soit sous forme moyenne mobile infinie, $\nabla^d X_t = \Phi^{-1}(B)\Theta(B)\varepsilon_t$, notée MA(∞), soit sous une forme autorégressive infinie $\Phi(B)\Theta^{-1}(B)\nabla^d X_t = \varepsilon_t$, notée AR(∞).

(2) B est l'opérateur retard tel que $Bx_t = x_{t-1}$, et ∇ l'opérateur différence tel que $\nabla x_t = (1 - B)x_t$.

Modélisation de la tendance

La tendance T_t représente les mouvements de long terme de la série. Cette tendance est modélisée de la façon suivante. Le niveau de la tendance est égal au niveau de la période précédente plus une pente et un bruit. Cette pente suit une promenade aléatoire. Concrètement, la tendance T_t s'écrit sous la forme :

$$(2a) \quad T_t = T_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t$$

$$(2b) \quad \beta_t = \beta_{t-1} + \zeta_t$$

où η_t et ζ_t sont deux bruits blancs orthogonaux entre eux et de variances respectives 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 **pen**te. Harvey dénomme ce modèle général « *Local Linear Trend* ».

Cette spécification structurelle de la tendance peut être réécrite sous une forme stationnaire réduite, en recourant aux classiques opérateurs retard et différence. L'encadré 2 détaille cette réécriture. Il montre que la tendance suit un processus ARIMA (0,2,1) dont les paramètres respectent des contraintes particulières.

Les cas particuliers intéressants pour la tendance

Intéressons nous maintenant à quelques cas particuliers de cette modélisation de la tendance :

— Dans le cas extrême où les variances des bruits sur le niveau et sur la pente de la tendance sont nulles (i.e. $\sigma_\eta^2 = \sigma_\zeta^2 = 0$ dans le système (2)), la tendance est *déterministe* et s'écrit $T_t = T_{t-1} + \beta$, ou encore $T_t = \alpha + \beta t$.

— Si seule la variance du bruit sur la pente est nulle (i.e. $\sigma_\zeta^2 = 0$ dans l'équation (2b)), l'équation concernant la pente se réduit simplement à $\beta_t = \beta_{t-1}$. La pente est constante dans le temps et la tendance devient alors une promenade aléatoire avec dérive (dénommée « *Random walk with drift* » dans la littérature anglo-saxonne), c'est à dire $\nabla T_t = \eta_t + \beta$. On retrouve la notion de tendance stochastique, stationnaire en différence, proposée par Nelson et Plosser (1982) (voir Henin, 1989, pour un bilan).

— Si au contraire seule la variance du bruit affectant le niveau de la tendance est nulle (i.e. $\sigma_\eta^2 = 0$ dans l'équation (2a)), la tendance devient alors une tendance *doublément intégrée* de la forme $\nabla^2 T_t = \varepsilon_t^T$.

Dans ce dernier cas, la tendance évolue en fonction des innovations ε_t^T qui affectent sa pente. Si on exprime la tendance sous la forme $\alpha_t + \beta_t t$, elle apparaît comme une série lisse dont à la fois la pente et la constante, qui résume le souvenir des innovations antérieures, évoluent progressivement dans le temps. Curieusement, ce modèle de la tendance, bien que déjà baptisé par la littérature (« *Slowly Moving Smooth Trend* », Clark, 1987) a reçu moins d'attention que les deux cas particuliers précédents dont l'opposition a souvent été présentée, de manière réductrice, comme l'antinomie de base dans le choix d'une modélisation de la tendance ⁽³⁾.

En effet, ce dernier cas particulier permet de représenter le sentier tendanciel de croissance selon une sensibilité proche de la pratique du conjoncturiste. Les tendances estimées, lorsqu'on retient ce modèle de « *Slowly Moving Smooth Trend* », apparaissent visuellement comme un enchaînement souple de « tendances segmentées », qui n'est pas sans rappeler l'allure des tendances découlant de méthodes de statistique

(3) Ainsi, le survey de Canova (1991), lorsqu'il évoque les modèles proposés par Harvey, ne mentionne pas cette spécification de la tendance.

descriptive telles que la « *Phase Average Trend method* » employée par les conjoncturistes du NBER puis de l'OCDE pour construire leurs batteries d'indicateurs cycliques (Fayolle, 1993). Dans ce modèle, les innovations ε_t^T de la composante tendancielle affectent l'orientation de cette dernière à la manière de « coups de volant » plus ou moins prononcés (selon la valeur prise par l'innovation aléatoire). L'orientation de la tendance estimée sera sensible aux innovations de taille importante qui caractérisent la réalisation particulière du processus de ces

2. Le modèle ARIMA de la tendance

L'équation (2b) du texte peut aussi s'écrire, en recourant à l'opérateur retard B et à l'opérateur différence $\nabla = (1 - B)$:

$$(E21) \beta_{t-1} = \frac{\zeta_{t-1}}{\nabla}$$

En utilisant cette dernière écriture dans l'équation (2a) du texte, la tendance s'écrit alors :

$$(E22) T_t = \frac{\eta_t}{\nabla} + \frac{\zeta_{t-1}}{\nabla^2}$$

Le premier terme de la partie droite de (E22) correspond aux chocs sur le niveau tandis que le deuxième correspond à ceux de la pente. Cette dernière équation (E22) permet de percevoir que la tendance suit un processus ARIMA(0, 2, 1). En effet, l'équation (E22) peut aussi se mettre sous la forme :

$$(E23a) \nabla^2 T_t = \nabla \eta_t + \zeta_{t-1}$$

La partie droite de (E23a) est une somme de processus du type moyenne mobile et est donc aussi un processus de cette nature (Anderson 1971). L'équation (E23a) peut ainsi s'écrire sous la forme :

$$(E23b) \nabla^2 T_t = (1 + \theta_T B) \varepsilon_t^T$$

où ε_t^T est un bruit blanc.

Il faut bien sûr déterminer les paramètres de cette dernière écriture. Il s'agit d'établir le processus de type moyenne mobile (E23b) qui génère la même fonction d'autocovariance que celui défini par (E23a). Il vient immédiatement :

$$(E24) \begin{aligned} \gamma(0) &= (1 + \theta_T^2) \sigma_{\varepsilon^T}^2 = 2\sigma_{\eta}^2 + \sigma_{\zeta}^2 \\ \gamma(1) &= \theta_T \sigma_{\varepsilon^T}^2 = -\sigma_{\eta}^2 \\ \gamma(\tau) &= 0 \quad \tau > 1 \end{aligned}$$

En résolvant ce système en θ_T et $\sigma_{\varepsilon^T}^2$ et sous la contrainte que le processus soit inversible, on obtient, avec $q = \sigma_{\zeta}^2 / \sigma_{\eta}^2$:

$$(E25) \begin{aligned} \theta_T &= \frac{-2 - q + (q^2 + 4q)^{1/2}}{2} \\ \sigma_{\varepsilon^T}^2 &= \frac{-\sigma_{\eta}^2}{\theta_T} \\ -1 &< \theta_T < 0 \end{aligned}$$

innovations que révèle l'estimation. La réorientation de la tendance n'est pas continue car les innovations successives de taille modérée, qui sont le lot habituel d'un bruit blanc, tendent à se compenser. Seules les innovations « majeures » font ainsi évoluer l'allure de la tendance en provoquant des changements de direction et la direction nouvellement acquise est dotée d'une certaine durabilité.

Ainsi la modélisation de la tendance proposée par Harvey permet de générer plusieurs types de tendance, la forme déterministe étant un cas limite. Mais 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 stochastique.

Modélisation du cycle

La composante cyclique doit être un processus linéaire stationnaire capable de faire apparaître une alternance relativement régulière de pics et de creux, tout en admettant dissymétries et angulosités du profil cyclique. A la suite de Harvey, le cycle est modélisé sous la forme :

$$(3) \begin{bmatrix} C_t \\ C_t^* \end{bmatrix} = \rho \begin{bmatrix} \cos \lambda & \sin \lambda \\ -\sin \lambda & \cos \lambda \end{bmatrix} \begin{bmatrix} C_{t-1} \\ C_{t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \kappa_t \\ \kappa_t^* \end{bmatrix}$$

Les perturbations κ_t et κ_t^* sont deux bruits blancs orthogonaux entre eux et de même variance σ_κ^2 . Le facteur d'amortissement du cycle est donné par $\rho \in [0,1]$ et la fréquence est $\lambda \in [0,\pi]$. C_t^* est une variable technique, « duale » du cycle C_t , qui est nécessaire à la formulation de ce dernier.

Si les perturbations κ_t et κ_t^* sont supprimées de l'écriture, (3) s'écrit, en notant $C_0 = \alpha$ et $C_0^* = \beta$, $C_t = \rho (\alpha \cos \lambda t + \beta \sin \lambda t)$. Le cycle apparaît alors déterministe. Sa période est $2\pi/\lambda$ et son amplitude, avant amortissement, vaut $\sqrt{\alpha^2 + \beta^2}$. Si $\rho = 1$, le cycle déterministe se reproduit à l'identique ; si $\rho < 1$, il s'amortit.

Harvey lui-même présente le cycle stochastique C_t comme une altération stochastique d'un cycle initialement déterministe. Ce dernier est une combinaison linéaire de fonctions trigonométriques du temps, caractérisées par une période donnée, et, une fois les conditions initiales fixées, il se déroule sans surprise, s'amortissant progressivement si $\rho < 1$. Un tel déterminisme n'est guère de mise dans la réalité des cycles d'activité. L'intérêt de la spécification stochastique réside dans le fait que la présence de chocs aléatoires affectant ce cycle déterministe va l'assouplir suffisamment dans son déroulement pour lui permettre de simuler convenablement la réalité plus tourmentée des cycles de l'activité. Le rôle des innovations du processus cyclique est de définir en effet, chaque fois qu'elles interviennent, de nouvelles conditions initiales de ce processus (conditions initiales qui, dans la forme déterministe, sont figées une fois pour toutes au travers des deux coefficients α et β). L'encadré 3 montre que le cycle C_t est un processus stationnaire ARMA(2,1) dès lors que ρ est strictement inférieur à l'unité. La stationnarité au sens statistique suppose donc que le cycle soit amorti. Les paramètres du processus ARMA(2,1) obéissent, comme dans le cas de la modélisation de la tendance, à certaines contraintes particulières.

3. Le modèle ARMA du cycle

Le processus défini par (3) dans le texte est en fait un processus AR(1) vectoriel et peut s'écrire également sous la forme :

$$(E31) \begin{bmatrix} C_t \\ C_t^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 - \rho \cos \lambda \cdot B & -\rho \sin \lambda \cdot B \\ \rho \sin \lambda \cdot B & 1 - \rho \cos \lambda \cdot B \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \kappa_t \\ \kappa_t^* \end{bmatrix}$$

A partir de (E31), il vient l'équation pour le cycle C_t :

$$(E32a) (1 - 2\rho \cos \lambda \cdot B + \rho^2 \cdot B^2)C_t = (1 - \rho \cos \lambda \cdot B)\kappa_t + (\rho \sin \lambda \cdot B)\kappa_t^*$$

La partie droite de (E32a) est une somme de moyennes mobiles, c'est donc également une moyenne mobile. Nous pouvons alors encore l'écrire sous la forme suivante :

$$(E32b) (1 - 2\rho \cos \lambda \cdot B + \rho^2 \cdot B^2)C_t = (1 - \theta_C B)\varepsilon_t^C$$

où ε_t^C est un bruit blanc.

Ainsi (E32) montre que le cycle C_t est un processus stationnaire ARMA(2,1) dès lors que ρ est strictement inférieur à un (on peut vérifier que c'est la condition pour que les racines du polynôme de la partie autorégressive soient de module supérieur à un). Les paramètres de la partie autorégressive sont contraints, par la spécification structurelle, à être dans la région où les racines de ce polynôme sont complexes, ce qui est la condition habituelle d'un comportement pseudo-cyclique pour un processus autorégressif. Dans le cas particulier où la fréquence λ prend les valeurs 0 ou π , le processus C_t dégénère en un processus autorégressif d'ordre un.

Pour obtenir les paramètres de la représentation (E32b), il faut déterminer le processus de type moyenne mobile (E32b) qui génère la même fonction d'autocovariance que pour (E32a). Il vient alors :

$$\gamma(0) = (1 + \theta_C^2)\sigma_{\varepsilon'}^2 = (1 + \rho^2)\sigma_{\kappa}^2$$

$$\gamma(1) = \theta_C^2\sigma_{\varepsilon'}^2 = (-\rho \cos \lambda)\sigma_{\kappa}^2$$

$$\gamma(\tau) = 0 \quad \tau > 1$$

En résolvant ce système en θ_C et $\sigma_{\varepsilon'}^2$ de façon à ce que le processus soit inversible, on obtient :

$$(E33) \theta_C = \frac{-1 - \rho^2 + \left[(1 + \rho^2)^2 - 4\rho^2 \cos^2 \lambda \right]^{1/2}}{2\rho \cos \lambda}$$

$$\sigma_{\varepsilon'}^2 = \frac{1 + \rho^2}{1 + \theta_C^2} \sigma_{\kappa}^2$$

Remarques sur la représentation « moyenne mobile infinie » du cycle

Il est intéressant d'exprimer le processus du cycle sous sa forme MA(∞), car cette écriture propose une façon particulière de compren-

dre le cycle qui découle de la modélisation retenue. Sous cette forme, le cycle s'écrit :

$$(4) C_t = \sum_{j=0}^{\infty} \psi_j \varepsilon_{t-j}^C$$

où les coefficients ψ_j , après calcul, prennent la forme :

$$(5) \psi_0 = 1$$

$$\psi_j = \rho^j \left[\left(\frac{\cos \lambda}{\sin \lambda} + \frac{\theta_c}{\rho \sin \lambda} \right) \sin j\lambda + \cos j\lambda \right] \quad \forall j > 1$$

La suite des coefficients ψ_j décrit ainsi, de manière amortie, une évolution périodique de période $2\pi / \lambda$, dont l'amplitude dépend des paramètres ρ et λ (directement ou via θ_c). Les équations (4) et (5) aident à comprendre comment le cycle se propage dans ce modèle. Chaque innovation successive est finalement à l'origine de son propre cycle, retracé au cours du temps par l'application de la suite (5) des coefficients ψ_j à la valeur originelle de l'innovation. A un instant donné, la valeur instantanée (4) du processus cyclique apparaît comme la sédimentation des cycles élémentaires successivement engendrés par la séquence historique des innovations. Ces cycles élémentaires ont tous les mêmes caractéristiques virtuelles (période, amplitude, degré d'amortissement), mais ils diffèrent par la date, le signe et la grandeur de l'innovation qui donne naissance à chacun. Du fait de la volatilité de ces innovations résumée par leur variance $\sigma_{\varepsilon_c}^2$, la sédimentation engendrée peut être suffisamment complexe pour que le cycle simulé à partir d'un cycle élémentaire somme toute simpliste puisse avoir une allure capable de reproduire les irrégularités et déformations des cycles concrets de l'activité. De fait les composantes cycliques estimées ont souvent une allure très proche des cycles calculés par les conjoncturistes praticiens comme écart entre une série et sa composante tendancielle estimée par une méthode descriptive.

Pour mieux percevoir cette représentation du cycle, 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 considéré. Si les jets de cailloux se succèdent à rythme élevé (un par période), ce 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 affectera la surface du liquide sera la sédimentation des ondes élémentaires provoquées par les jets successifs.

Ce type de lecture peut susciter des réserves de la part d'économètres habitués à appréhender un processus stochastique comme un tout, sans octroyer un privilège particulier à l'ordre chronologique habituel. La distinction entre l'avant et l'après n'est pas pertinente puisque, mathématiquement parlant, un processus stochastique stationnaire est caractérisé par la réversibilité possible de son écriture. Pour le conjoncturiste, l'analyse du passé n'est pas d'une nature fondamentalement différente de l'exercice prévisionnel. Dans les deux cas, il y a un « avant » et un « après », lequel est irréversiblement modifié par les innovations qui se réalisent effectivement.

L'intérêt de ces modèles est notamment d'offrir au conjoncturiste une spécification assez claire de l'impact dynamique des chocs exogènes successifs que sont les innovations. C'est un apport intéressant car c'est sans doute l'un des points faibles du conjoncturiste que sa difficulté à imaginer correctement la répercussion dynamique des chocs qu'il repère ou anticipe, même s'il a une bonne connaissance du cycle moyen passé de l'activité.

4. Forme ARIMA du modèle Tendance plus Cycle

A partir de l'équations (E23b) de l'encadré 2 concernant la tendance et de l'équation (E32b) de l'encadré 3 relative au cycle, l'équation initiale (1) peut s'écrire en exprimant chaque composante sous la forme ARIMA qui lui correspond :

$$(E41) \quad y_t = \frac{(1 + \theta_T B)}{\nabla^2} \varepsilon_t^T + \frac{(1 - \theta_C B)}{(1 - 2\rho \cos \lambda \cdot B + \rho^2 \cdot B^2)} \varepsilon_t^C + \varepsilon_t$$

Le bruit ε_t^T correspond au modèle IMA(2,1) de la tendance, ε_t^C est celui correspondant au modèle ARMA(2,1) du cycle, ε_t est le bruit blanc de la composante irrégulière de (1). Rappelons que ces trois bruits sont orthogonaux entre eux. Le modèle de la série y_t apparaît, dès lors qu'on se ramène à la forme ARIMA réduite, comme un ARIMA(2, 2, 4) dont les coefficients sont évidemment contraints par les spécifications structurelles retenues pour chacune des composantes (cf. Harvey, 1989).

Une autre possibilité : le modèle de tendance cyclique

Plutôt que de modéliser indépendamment la tendance et le cycle, une alternative est d'incorporer le cycle dans la tendance. La série se décompose sous la nouvelle forme :

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

où maintenant :

$$(7a) \quad T_t = T_{t-1} + \beta_{t-1} + C_{t-1} + \eta_t$$

$$(7b) \quad \beta_t = \beta_{t-1} + \zeta_t$$

La différence réside dans le fait que le cycle est désormais dans la tendance et que c'est la pente de cette dernière qui est soumise à variation cyclique. Ce modèle de tendance cyclique (noté CT) perd en transparence par rapport au modèle précédent car la séparation tendance/cycle n'y a plus la même clarté. Il n'en renvoie pas moins à une tradition bien présente dans l'histoire de l'analyse conjoncturelle, celle qui, constatant dans l'après-guerre la prédominance nouvelle de la croissance sur les fluctuations, s'est attachée à repérer et expliquer les cycles de croissance (« *growth cycles* ») affectant non pas tant le niveau que le mouvement de l'activité économique.

De fait, les estimations pratiquées montrent fréquemment qu'il n'est pas toujours aisé de trancher, au vu de seuls critères statistiques, entre les deux modèles canoniques T + C et CT. Le modèle CT pourrait même parfois être préféré au vu de ces critères, au moins dans certains pays. Et c'est d'ailleurs le choix opéré dans plusieurs études ⁽⁴⁾. On a choisi ici de privilégier le modèle T + C. S'il est statistiquement concurrencé par le modèle CT, il a l'intérêt d'être mieux en correspondance avec la pratique qui reste dominante chez les conjoncturistes attentifs aux phénomènes cycliques et il vaut la peine de le pousser dans ses retranchements, car c'est aussi une épreuve pour cette pratique.

Une synthèse parcimonieuse des modèles avec cycle stochastique

L'écriture complète des spécifications proposées par Harvey produit une gamme nuancée de modèles, caractérisés par le rapport du cycle avec la tendance (le cycle est-il hors de la tendance ou dans celle-ci ?) et par les restrictions possibles sur les bruits blancs susceptibles d'affecter les différentes composantes. Certains de ces modèles peuvent recevoir assez aisément un nom de baptême qui illustre l'idée dont ils sont porteurs. Le tableau 1 propose une typologie de ces modèles (en ne retenant, à des fins d'économie, que le cas où la composante cyclique est stochastique, stationnaire et non dégénérée en un AR(1) et en faisant référence, pour des raisons de concision, aux expressions anglaises consacrées).

1. Les différents modèles et leurs cas particuliers

Modèles généraux	Tendance plus cycle $y_t = T_t + C_t + \varepsilon_t$ $T_t = T_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t$ $\beta_t = \beta_{t-1} + \zeta_t$	Tendance cyclique $y_t = T_t + \varepsilon_t$ $T_t = T_{t-1} + \beta_{t-1} + C_{t-1} + \eta_t$ $\beta_t = \beta_{t-1} + \zeta_t$
Restrictions		
$\sigma_\eta^2 \neq 0, \sigma_\zeta^2 \neq 0, \sigma_\varepsilon^2 \geq 0$	<i>Local Linear Trend + Stochastic Cycle</i>	<i>Local Linear Trend with Cyclical Slope</i>
$\sigma_\eta^2 = 0, \sigma_\zeta^2 \neq 0, \sigma_\varepsilon^2 \geq 0$	<i>Slowly Moving Smooth Trend + Stochastic Cycle</i>	<i>Slowly Moving Smooth Trend with Cyclical Slope</i>
$\sigma_\eta^2 \neq 0, \sigma_\zeta^2 = 0, \sigma_\varepsilon^2 \geq 0$	<i>Random Walk With Drift + Stochastic Cycle</i>	<i>Difference Stationary Trend with Cyclical Slope</i>
$\sigma_\eta^2 = 0, \sigma_\zeta^2 = 0, \sigma_\varepsilon^2 \geq 0$	<i>Deterministic Trend + Stochastic Cycle</i>	<i>Partially Deterministic Trend with Stochastic Cyclical Slope</i>

(4) Voir Harvey lui-même (1985, 1989) à propos du cas des Etats-Unis.

L'apprentissage de l'économètre — c'est-à-dire les tâtonnements successifs au sein de la population du tableau 1 pour parvenir à des modèles convenablement estimés — et l'intuition de l'économiste — c'est-à-dire le repérage de modèles qui éveillent un écho dans la pratique du conjoncturiste — se conjuguent pour définir une stratégie d'application du principe de parcimonie au sein du tableau 1. Les aléas, en effet, peuvent porter sur les niveaux ou sur les variations de la composante considérée (tendance, cycle ou irrégularité). L'irrégularité est évidemment un aléa en niveau, comme le sont l'aléa qui affecte le niveau de la tendance et l'aléa affectant le cycle s'il s'agit du modèle tendance plus cycle. Les aléas en variation sont l'aléa ζ portant sur la pente de la tendance et l'aléa sur le cycle s'il s'agit du modèle tendance cyclique (puisque le cycle n'est alors pas autre chose que la variation cyclique de la tendance). Par expérience, on voit rapidement qu'il est difficile d'avoir trop d'aléas du même type au sein d'un même modèle et qu'un bon modèle parcimonieux sera une combinaison adroite d'aléas en niveau et en variation.

De ce tableau 1 se détachent en gras deux modèles polaires que le conjoncturiste reconnaît assez aisément. Le premier est le modèle tendance plus cycle où les deux aléas obligatoirement non nuls sont l'aléa en niveau sur la composante cyclique et l'aléa en variation ζ sur la pente de la composante tendancielle (modèle baptisé « *Slowly Moving Smooth Trend plus Stochastic Cycle* »). Le second est le modèle de tendance cyclique où les deux aléas non nuls sont l'aléa en niveau sur la composante tendancielle et l'aléa en variation sur le cycle qui anime la variation de la tendance (modèle baptisé « *Difference Stationary Trend with Cyclical Slope* »). L'ajout d'une irrégularité non nulle à l'un ou l'autre de ces deux modèles conserve cette opposition et s'avère facultatif dans la pratique. C'est le premier de ces deux modèles qui sera privilégié dans l'application empirique.

Procédure d'estimation

L'estimation de ce modèle à composantes inobservables est effectuée en utilisant une représentation espace-état. Le vecteur d'état est

$$x_t = (T_t, \beta_t, C_t, C_t^*)'$$

L'équation d'observation s'écrit :

$$(8) \quad y_t = [1010]x_t + \varepsilon_t$$

L'équation d'état est :

$$(9) \quad x_t = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \rho \cos \lambda & \rho \sin \lambda \\ 0 & 0 & -\rho \sin \lambda & \rho \cos \lambda \end{bmatrix} x_{t-1} + \begin{bmatrix} \eta_t \\ \zeta_t \\ \kappa_t \\ \kappa_t^* \end{bmatrix}$$

Dans l'équation d'état, la matrice de variance-covariance des bruits est une matrice diagonale, avec sur cette dernière les éléments

$$\left\{ \sigma^2_{\eta}, \sigma^2_{\zeta}, \sigma^2_{\kappa}, \sigma^2_{\kappa^*} \right\}.$$

Avec cette représentation espace-état, l'extraction des composantes inobservables, tendance et cycle, peut se faire aisément 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 . 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 T . Le lissage permet donc d'extraire, à chaque instant, les composantes inobservables de la série considérée (i.e. tendance et cycle), ainsi que leurs bruits respectifs.

Décomposition des mouvements de la production industrielle et du PNB dans les pays du G7

Tendances et cycles de la production industrielle

Un modèle parcimonieux commun aux différents pays

Le tableau 2 présente les résultats de l'estimation du modèle tendance plus cycle sur les indices ⁽⁵⁾ trimestriels de production industrielle des différents pays du G7, sur une période couvrant les années 1963 à 1991 et correspondant à un nombre présumé (presque) entier de cycles. En effet, le début 1963 est généralement considéré comme un creux du cycle de l'activité (cf. OCDE, 1987) et 1991, dernière année disponible au moment des tests, peut être considérée, du moins dans le cas des Etats-Unis, comme l'année du creux du dernier cycle conjoncturel. Trois diagnostics de qualité statistique sont présentés dans les dernières colonnes (cf. encadré 5).

La première remarque importante, à la lecture des résultats sur la production industrielle, concerne le type de modèle qui se dégage pour chacun des pays du G7. En effet, malgré la flexibilité précédemment soulignée de cette approche, le même modèle est retenu pour tous les pays. C'est le modèle avec une tendance IMA(2,1) qui correspond à une tendance souple et non heurtée telle que la conçoit fréquemment le conjoncturiste. Outre la bonne correspondance avec la vision conjoncturelle, cette uniformité jouit d'un second facteur d'attraction. Elle offre une autre voie pour la représentation de la tendance que celle qui est le plus souvent retenue. En particulier, ni une tendance complètement déterministe (caractérisée par $\sigma_{\eta}^2 = \sigma_{\zeta}^2 = 0$), ni une tendance du type promenade aléatoire avec dérive, associée à la nullité de σ_{ζ}^2 , ne se

(5) Les séries de production industrielle et de PNB utilisées dans cet article sont prises en logarithme et proviennent des publications de l'OCDE, sous réserve de calculs de raccordement effectués par l'OFCE pour obtenir des séries longues.

5. Diagnostics statistiques des modèles estimés

— Le kurtosis, qui se définit comme le moment standardisé d'ordre quatre des résidus, permet de détecter la présence de points irréguliers mal expliqués par le modèle : plus il s'éloigne de la valeur 3, qui est l'espérance de sa distribution asymptotique normale, plus cette présence détériore la qualité de l'ajustement.

— La statistique $Q(p)$ de Box-Ljung permet de tester la nullité des p premières valeurs d'autocorrélation des résidus. Si cette nullité est vérifiée, cette statistique suit un X^2 à $(p - n + 1)$ degrés de liberté où n est le nombre de paramètres du modèle. Dans le cas présent on a pris une valeur de p égale à 20 (l'autocorrélation est appréciée pour les 20 premiers retards) et n vaut 4 ou 5 selon les modèles du tableau 2. La valeur critique, au-delà de laquelle l'hypothèse de nullité des autocorrélations est rejetée avec un risque d'erreur de 5 %, vaut donc respectivement 27,6 ou 26,3.

— Enfin le diagnostic R_D^2 compare la variance de l'erreur de prévision obtenue en effectuant, sur l'ensemble de l'intervalle d'observation, une suite de prévisions à horizon d'une période, avec celle qui serait obtenue, par la même procédure, pour un modèle du type « promenade aléatoire avec dérive » ($y_t = y_{t-1} + \beta + \eta_t$). A ce modèle « naïf » 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 $\bar{\Delta y}$ calculée sur l'intervalle d'observation. 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 le gain, en pourcentage, de réduction de la variance de l'erreur de prévision (si $R_D^2 = 0,2$, le gain est de 20 %). Un R_D^2 négatif constitue par contre un critère de rejet du modèle testé par rapport au modèle naïf.

révèlent les formes les plus probantes lors de l'estimation. Enfin, deux pays seulement, la France et le Royaume-Uni, présentent une composante irrégulière indépendante, faiblement significative il est vrai. Pour tous les autres pays, le mouvement de la production industrielle est bien expliqué par un modèle parcimonieux qui combine simplement une tendance du type « *Slowly Moving Smooth Trend* » avec un cycle stochastique.

En termes d'autocorrélation des résidus, tous les modèles du tableau 2 sont acceptables. Quelques pays présentent des valeurs élevées du kurtosis, signe de possibles problèmes de points aberrants. L'examen attentif des séries de résidus permet de localiser les difficultés. Elles concernent notamment les périodes de chocs et contre-chocs pétroliers. Le type de modèle retenu ne peut bien évidemment que difficilement prendre en compte l'impact de chocs exogènes qui ne sont pas réductibles aux innovations habituelles de la tendance ou du cycle et dont l'effet, à la différence de la composante irrégulière, est relativement persistant dans le temps. Une correction par des variables indicatrices, adaptée à la prise en compte d'événements ponctuels, n'est pas non plus appropriée en raison de cette persistance, laquelle

**2. Modèle Tendence plus Cycle pour la production industrielle des pays du G7
(Séries trimestrielles de 1963:1 à 1991:4)**

Paramètres et Diagnostics ^a	σ_ε	σ_ζ	σ_κ	ρ	λ	Période $\frac{2\pi}{\lambda}$	kurtosis	Q(20)	R_D^2
Pays									
Allemagne ^b	*	0,0014 (1,45)	0,013 (7)	0,95 (42)	0,27 (8,6)	23	3,5	11,9	0,36
Canada	*	0,0049 (2,3)	0,012 (6)	0,92 (32)	0,5 (12)	12	3,9	22,9	0,32
Etats-Unis	*	0,0015 (1,5)	0,014 (7)	0,95 (4,3)	0,30 (11)	21	6,3	26,4	0,21
France	0,0065 (1,5)	0,0026 (1,9)	0,011 (2,3)	0,89 (20)	0,44 (7,6)	14	5,7	14,3	0,07
Italie ^c	*	0,0011 (1,3)	0,025 (6,5)	0,85 (20)	0,27 (3,5)	23	4,8	22,3	0,29
Japon	*	0,0057 (2,3)	0,010 (5,6)	0,95 (40)	0,45 (13)	14	3,9	26,3	0,48
Royaume-Uni	0,0068 (1,4)	0,0026 (1,6)	0,013 (2,5)	0,92 (26)	0,30 (5,9)	21	4,3	16,6	0,05

a) Entre parenthèses, les t de Student. Pour les écarts-type des différents bruits, les t de Student font en fait référence aux variances.

b) Variables indicatrices en 1968:1 et 1984:2.

c) Variable indicatrice en 1969:4.

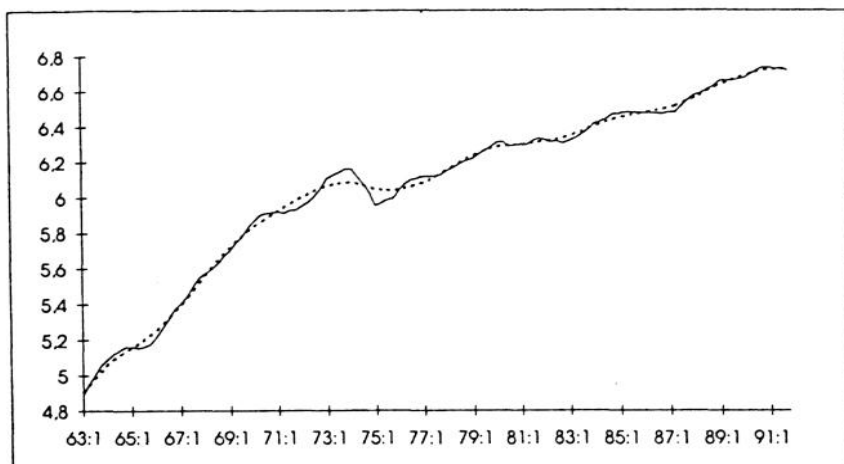
n'exclut pas une décroissance progressive de l'influence de ces chocs. Seule une introduction de variables exogènes appropriées (comme les termes de l'échange) dans le modèle permettrait d'effectuer une correction valable. Un essai est présenté plus loin, sur l'exemple du PNB français. Dans le cas des productions industrielles, comme tous les modèles sont acceptables et que l'éventuel problème des points aberrants est bien identifié, les corrections n'ont pas été poussées plus avant. Seuls quelques événements ponctuels, à l'existence avérée (grèves), ont été corrigés par l'introduction de variables indicatrices signalées par les notes du tableau 1.

Cycles industriels : des caractéristiques proches entre pays

Une première caractéristique intéressante du cycle est sa variance, indicateur du degré de volatilité des innovations qui l'affectent. L'examen du tableau 2, qui présente l'estimation de l'écart-type σ_κ du cycle, révèle une variabilité proche pour tous les pays du G7, à l'exception de l'Italie. En revanche, les différents pays se différencient par la variabilité de leur tendance (cf. Graphiques 1 et 2). Le Japon et le Canada présentent une tendance relativement erratique par rapport aux autres pays.

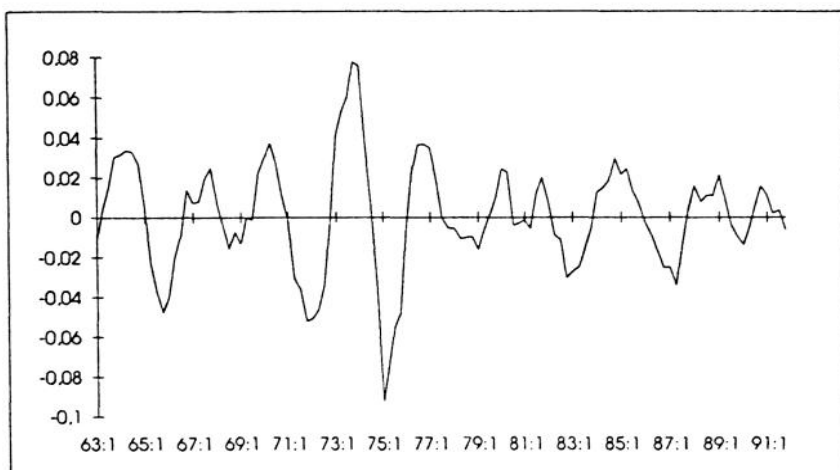
La deuxième caractéristique du cycle est sa période moyenne, dont l'estimation divise approximativement l'ensemble des pays en deux

La production industrielle et sa tendance



1. La production industrielle au Japon

Composante cyclique

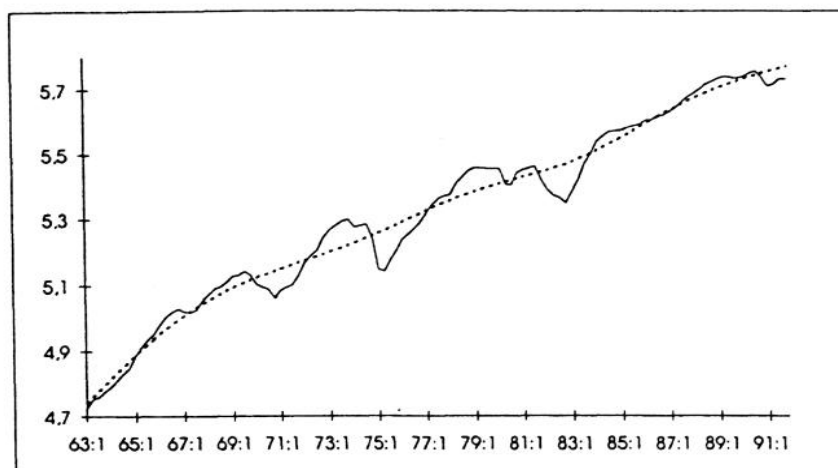


groupes. Un premier, comprenant le Canada, la France et le Japon, montre une période moyenne d'environ trois ans à trois ans et demi. Calculé à partir de la fréquence estimée et de son écart-type sous hypothèse de normalité de cette estimation, l'intervalle de confiance à 95 % de la période est respectivement, pour le Canada, la France et le Japon, de 11 trimestres à 15 trimestres, de 11 à 19 trimestres et de 12 à 17 trimestres. Pour l'Allemagne, les Etats-Unis, l'Italie et le Royaume-Uni, la période moyenne du cycle industriel est de cinq à six ans. La borne inférieure de l'intervalle de confiance à 95 %, pour ces quatre pays, est de l'ordre de quatre à cinq ans. La borne supérieure est située entre six et huit ans (sauf pour l'Italie où elle est plus élevée, en raison de la précision médiocre de l'estimation de la fréquence).

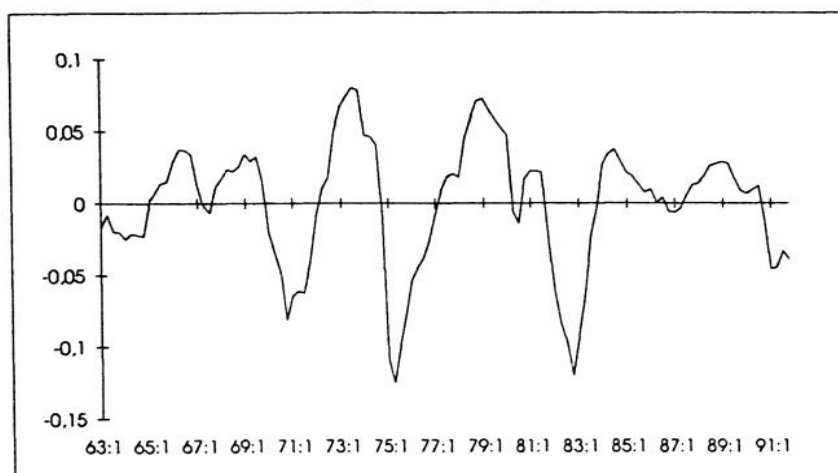
Ainsi, les caractéristiques du cycle industriel dans les pays du G7 apparaissent assez proches. C'est clair, Italie mise à part, pour la volatilité du cycle. Si la période moyenne du cycle permet de diviser le G7 en deux sous-ensembles, la différence reste cependant limitée, si on prend en compte le recouvrement partiel des intervalles de confiance respectifs et si on situe cette différence par rapport à la typologie des cycles dans la littérature économique. Le cycle industriel est un cycle

2. La production industrielle des Etats-Unis

La production industrielle et sa tendance



Composante cyclique



court, inférieur à la durée, d'ordre décennal, habituellement reconnue au « Juglar » et plutôt proche du « Kitchin ». La communauté de caractéristiques paraît une présomption en faveur d'une internationalisation assez poussée du cycle industriel, qui va de pair avec des tendances fortement marquées par les spécificités nationales. Seule l'Italie, plus instable que ses partenaires, paraît rebelle à cette internationalisation. Il serait ultérieurement intéressant, dans une approche multivariée, de tester l'existence d'un cycle industriel commun aux pays du G7.

Tendances et cycles du PNB

Un modèle commun mais des disparités nationales plus marquées

Le modèle T + C est appliqué aux séries de produit national brut des économies du G7, sur deux ensembles de périodes. Tout d'abord la période maximale dont on pouvait raisonnablement disposer, depuis la Seconde guerre mondiale, pays par pays. Cependant, l'immédiat après-

guerre, lorsqu'il est disponible, est parfois trop irrégulier pour ne pas perturber l'estimation et il est dans ce cas éliminé. La deuxième période commence en 1963, ce qui permet d'avoir une période homogène pour les différents pays et des résultats comparables avec ceux qui concernent la production industrielle. Les deux tableaux 3 et 4 présentent les résultats, qui concernent tous, comme dans le cas de la production industrielle, la version dénommée « *Slowly Moving Smooth Trend plus Stochastic Cycle* » du modèle T + C, avec ou sans irrégularité. Cette version est privilégiée par le point de vue adopté mais elle se dégage assez naturellement des tâtonnements pratiqués, bien qu'elle puisse être sensiblement concurrencée par la version polaire du modèle de Tendances Cycliques. Tous les modèles des tableaux 3 et 4 — sauf dans le cas de l'Allemagne — présentent une statistique Q(20) satisfaisante. Les kurtosis témoignent parfois de points aberrants qui n'ont pu être corrigés par l'introduction de variables indicatrices dûment justifiées (présence de grèves en particulier). Le R_D^2 témoigne généralement d'une supériorité prévisionnelle sensible du modèle estimé par rapport au

**3. Modèle tendance plus cycle pour le PNB des pays du G7
(séries trimestrielles sur la période maximale pour chaque pays)**

Paramètres et Diagnostics	σ_ε	σ_ζ	σ_κ	ρ	λ	Période $\frac{2\pi}{\lambda}$	kurtosis	Q(20)	R_D^2
Pays									
Allemagne ^a (1960:1-1988:4)	0,0074 (2,2)	0,0006 (1,3)	0,0069 (2,2)	0,93 (28)	0,22 (4,9)	28	3,15	28,7	0,21
Canada (1947:1-1991:2)	*	0,0004 (1,3)	0,0118 (8,3)	0,91 (30)	0,16 (3,1)	39	4,46	17,7	0,02
Etats-Unis (1947:1-1991:2)	*	0,0014 (2,1)	0,0080 (8)	0,91 (34)	0,31 (7,6)	20	4,47	25,0	0,07
France ^b (1948:3-1991:2)	*	0,0006 (1,6)	0,0068 (6,6)	0,85 (14)	0,18 (1,6)	36	4,18	26,1	0,65
Italie ^c (1960:1-1990:2)	*	0,0021 (2,2)	0,0058 (6,2)	0,90 (28)	0,50 (10)	12	3,39	20,2	0,36
Japon (1955:2-1991:2)	0,0065 (4,8)	0,0021 (2,5)	0,0035 (1,4)	0,92 (20)	0,48 (9,4)	13	4,42	21,4	0,18
Royaume-Uni (1955:1-1991:2)	0,0068 (2,7)	0,0 (0,0)	0,0096 (3)	0,95 (37)	0,10 (2,2)	67	4,59	19,8	0,05

a) Variable indicatrice en 1963:1.

b) Variables indicatrices en 1963:1 et 1968:2.

c) Variable indicatrice en 1969:4.

4. Modèle tendance plus cycle pour le PNB des pays du G7
(séries trimestrielles sur la période 1963:1-1991:2^a)

Paramètres et Diagnostics	σ_{ε}	σ_{ζ}	σ_{κ}	ρ	λ	Période $\frac{2\pi}{\lambda}$	kurtosis	Q(20)	R_D^2
Pays									
Allemagne ^b	0,0071 (3)	0,0006 (1,2)	0,0069 (2,1)	0,94 (29)	0,23 (5,6)	28	3,26	32,1	0,08
Canada	*	0,0006 (1,2)	0,0087 (6,8)	0,94 (34)	0,17 (3,9)	38	2,33	25,0	0,08
Etats-Unis	*	0,0004 (1,2)	0,0078 (7,0)	0,95 (40)	0,21 (6,5)	29	3,83	20,0	0,10
France ^c	*	0,0007 (1,3)	0,0056 (4,9)	0,88 (9,2)	0,15 (1,0)	43	4,03	18,5	0,78
Italie ^d	*	0,0020 (2,1)	0,0058 (6,0)	0,91 (30)	0,49 (11)	13	3,14	23,3	0,39
Japon	0,0050 (4)	0,0021 (2,2)	0,0032 (1,5)	0,93 (22)	0,48 (10)	13	4,63	12,7	0,24
Royaume-Uni	0,0073 (2,6)	0,0003 (0,85)	0,0091 (2,5)	0,96 (40)	0,11 (2,4)	56	5,08	21,1	0,05

a) Sauf pour l'Allemagne (1963:1-1988:4) et l'Italie (1963:1-1990:2), en raison de contraintes de disponibilité des données dans ces deux pays.

b) Variable indicatrice en 1963:1

c) Variables indicatrices en 1963:1 et 1968:2

d) Variable indicatrice en 1969:4

modèle naïf de la promenade aléatoire avec dérive. Mais sa valeur est très différente selon les pays.

La réduction de la période d'estimation, lorsqu'elle est considérable, améliore plutôt les diagnostics. Soit parce qu'elle exclut de l'estimation certains points aberrants des années cinquante, durant lesquelles l'évolution économique était assez fréquemment irrégulière (cf. la réduction du kurtosis dans le cas des Etats-Unis et du Canada), soit parce que, facilitant la séparation de la tendance et du cycle, elle réduit l'autocorrélation résiduelle (cf. réduction du Q(20) dans le cas des Etats-Unis, de la France et du Japon). En effet l'après-guerre, jusqu'à la fin des années cinquante, se caractérise à la fois par la rapidité de la croissance initialisée par la reconstruction et par l'intensité des cycles conjoncturels. Il n'apparaît pas toujours aisé d'adapter, sur l'ensemble des décennies cinquante à quatre-vingt, un seul et unique modèle à la décomposition du PNB en tendance et cycle. La stabilité structurelle d'une telle décomposition se heurte probablement au fait que, sur très

longue période, le bon modèle du cycle n'est sans doute pas indépendant des caractéristiques de la croissance tendancielle.

La qualité et la nature des résultats paraissent beaucoup plus hétérogènes d'un pays à l'autre que dans le cas des indices de production industrielle. Sans doute peut-on y voir l'effet d'une moindre internationalisation du cycle du PNB, probablement davantage affecté par le comportement des secteurs abrités nationaux. Mais cette disparité soulève des questions de nature méthodologique, sur lesquelles on reviendra après le passage en revue des cas nationaux.

Bons et mauvais élèves du cycle

Au voisinage de l'idéal-type du cycle court : Etats-Unis, Japon et ... Italie

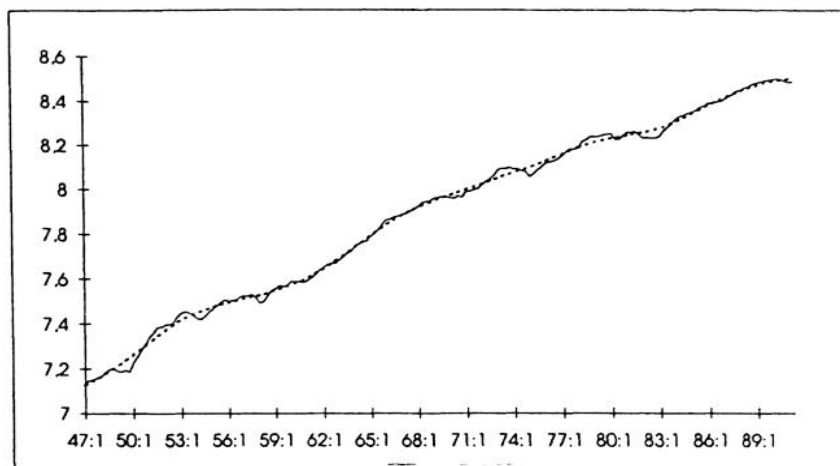
Dans ces trois pays, dont deux des trois principales économies dominantes, le modèle « *Slowly Moving Smooth Trend plus Stochastic Cycle* » s'impose aisément au sein de la famille des modèles T + C. Les paramètres du cycle sont estimés avec une bonne précision. Cette estimation présente une assez bonne stabilité en fonction du nombre d'observations retenues (la période estimée du cycle américain augmente cependant sensiblement lorsque la longueur de la plage d'observation est réduite). Si on s'en tient aux plages d'observation maximales, l'intervalle de confiance à 95 % pour la période du cycle est de 16 à 27 trimestres pour les Etats-Unis, 10 à 15 pour l'Italie, 11 à 17 pour le Japon. On retrouve dans le cas des Etats-Unis et du Japon la période du cycle industriel. Si la longueur de la plage d'observation est réduite, l'intervalle de confiance est parfaitement stable pour le Japon et l'Italie (la perte d'observations est limitée, il est vrai, dans le cas de cette dernière) mais il se déplace vers le haut et s'élargit dans le cas des Etats-Unis (22 à 45 trimestres).

On peut avancer cependant que le traditionnel cycle de cinq ans, tant aimé des conjoncturistes⁽⁶⁾, apparaît assez clairement aux Etats-Unis comme une régularité du long terme. Il se retrouve de plus aussi bien sur l'indice de production industrielle que sur la série du PNB. Le cycle de cinq ans est d'abord un cycle américain et c'est peut-être avant tout à ce titre qu'il contamine la conjoncture internationale. Le raccourcissement de la période d'estimation montre l'éventuel allongement du cycle qui est parfois repéré par les commentateurs de l'économie américaine pour les décennies les plus récentes. Le graphique 3 qui présente la composante cyclique estimée (sur la période maximale) a une allure familière à ces commentateurs. Ils y retrouvent assez clairement les points de retournement et les cycles traditionnellement reconnus de l'économie américaine (cf. Fouet, 1993), autour d'une tendance qui n'échappe pas elle-même à des inflexions sensibles. On notera

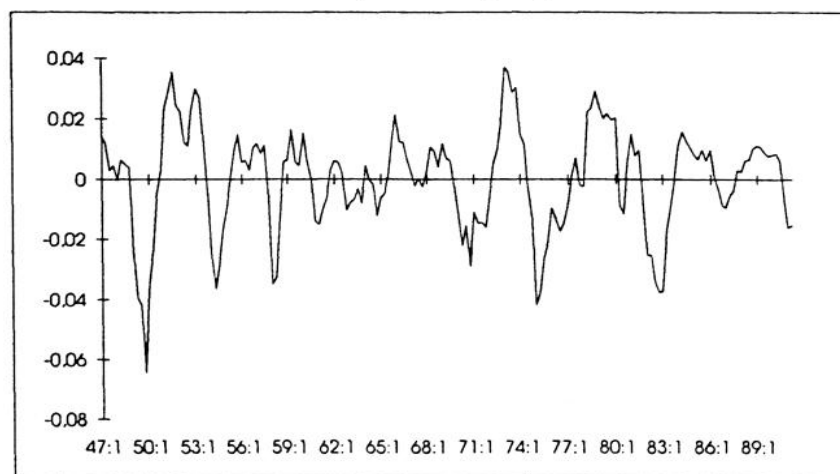
(6) C'est sur la base d'une telle durée présumée du cycle moyen que les conjoncturistes déterminent fréquemment la longueur des moyennes mobiles utilisées pour calculer les tendances.

3. Le PNB des Etats-Unis

Le PNB et sa tendance



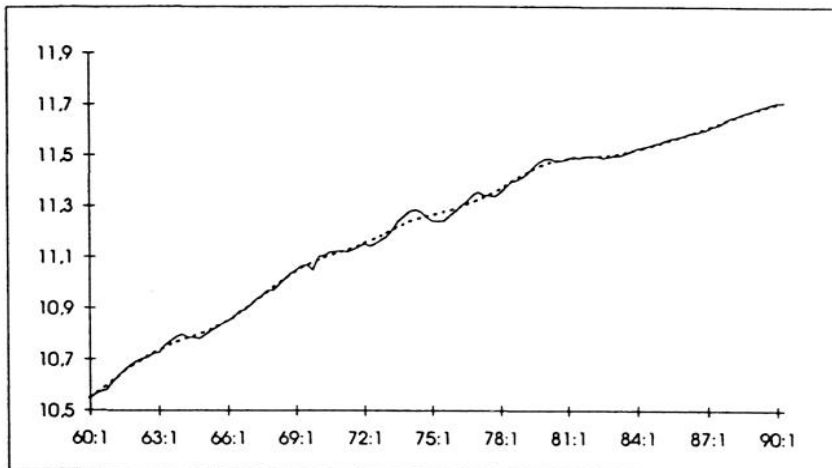
Composante cyclique



enfin que le modèle polaire de la famille CT (« *Difference Stationary Trend with Cyclical Slope* ») s'avère statistiquement une alternative parfaitement défendable dans le cas des Etats-Unis. Le diagnostic d'auto-corrélation est meilleur que pour le modèle C + T. En revanche, le kurtosis est moins bon et la variance de la pente cyclique est estimée avec une précision faible. La période de ce cycle de croissance (« *growth cycle* ») apparaît plus courte, de l'ordre de trois ans. C'est une autre façon de voir le cycle américain.

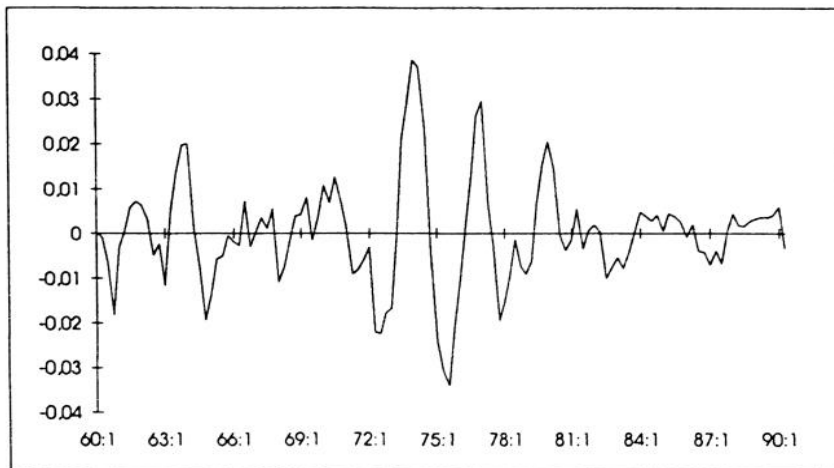
Le Japon et l'Italie sont des pays dont la régularité cyclique, animée par un cycle élémentaire de l'ordre de trois ans, apparaît assez remarquable (c'est un peu une surprise dans le cas de l'Italie). Cette régularité est « théorique » et ne signifie pas que les cycles observés ou simulés témoignent d'une telle régularité. C'est au contraire une propriété intéressante du modèle retenu que de pouvoir engendrer une composante cyclique, dont l'amplitude est elle-même historiquement fluctuante, à partir d'un cycle élémentaire régulier mais stochastique (cf. graphique 4 qui représente les composantes cyclique et tendancielle estimées du PNB italien).

Le PNB et sa tendance



4. Le PNB de l'Italie

Composante cyclique



Des cas plus difficiles et des rythmes plus lents : Allemagne, Canada, France

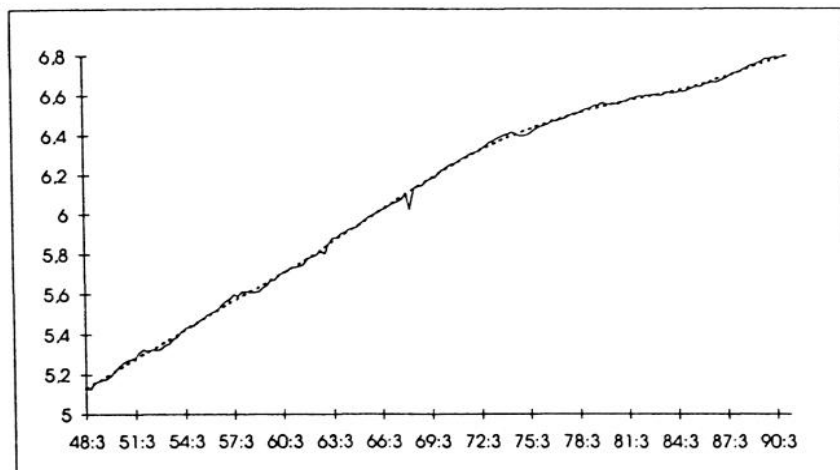
Dans ces pays, le modèle de référence des tableaux 3 et 4 s'impose moins facilement. Il ne se dégage pas d'emblée lorsqu'on estime le modèle C + T sans restrictions sur certains paramètres. Ce modèle apparaît cependant recevable, dès lors que la restriction $\sigma_{\eta}^2 = 0$ est introduite. Dans chacun des pays, les diagnostics ne sont pas sans défaut. Pour l'Allemagne, le diagnostic d'autocorrélation n'est pas satisfaisant, ce qui traduit, au vu de la séquence des résidus, une difficulté de la série ajustée du PNB à ne pas retarder sur les points de retournement observés. Pour le Canada et la France, le diagnostic d'autocorrélation est satisfaisant mais la fréquence du cycle est estimée avec une précision limitée si bien que, lorsqu'on calcule l'intervalle de confiance pour la période, la borne supérieure de cet intervalle paraît trop élevée en regard des valeurs admissibles. L'estimation de cette période apparaît fragile et assez facilement affectée par des changements limités de la procédure (valeurs d'initialisation données aux paramètres soumis à l'estimation, introduction de variables indicatrices) ou de la période

d'estimation (bien que cette instabilité ne transparaisse pas lorsqu'on passe du tableau 3 au tableau 4). Une part du problème réside peut-être dans le fait qu'un cycle à période longue manifeste une plus forte résistance à une estimation convenable, puisque cette longueur, si elle est avérée, diminue le nombre observé de cycles complets dans un intervalle de temps déterminé. Ces trois pays manifestent en effet, malgré l'instabilité notée, une période du cycle plus longue que pour le groupe précédent (de l'ordre de 7 ans pour l'Allemagne et 10 ans pour la France et le Canada). Cette période est celle accordée au traditionnel Juglar.

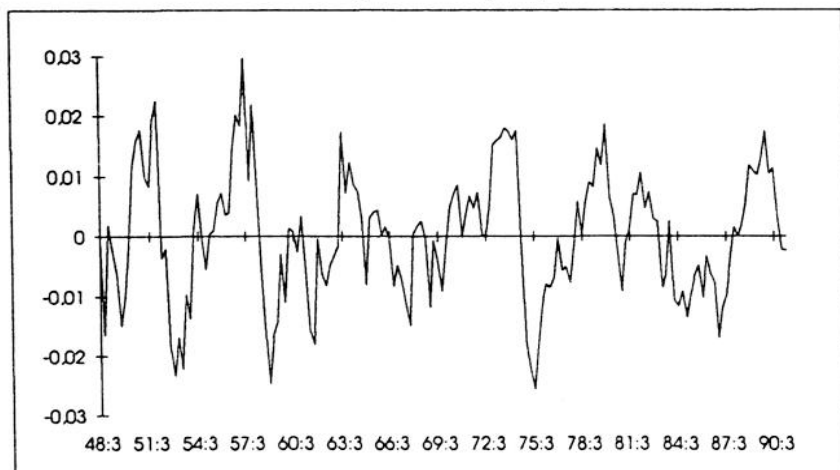
Dans le cas de la France, l'observation des composantes cyclique et tendancielle estimées (sur la période d'estimation maximale) est plutôt rassurante pour le modèle retenu, malgré ses fragilités statistiques (cf. graphique 5). De nouveau, la décomposition proposée par le modèle recoupe l'expérience du conjoncturiste et fournit une image lisible de l'histoire économique française (cf. OFCE, 1993).

5. Le PNB de la France

Le PNB et sa tendance



Composante cyclique



Mauvaise surprise : le Royaume-Uni

L'économie britannique est réputée être une économie cyclique et pourtant, le modèle de référence s'y applique avec difficulté. Sans doute faut-il prendre cet échec comme un avertissement portant sur les limites de la spécification retenue. Bien que le diagnostic d'autocorrélation soit satisfaisant, la variance de la pente tendancielle et la fréquence du cycle sont estimées avec une précision limitée, et la valeur estimée de la période apparaît exagérément longue. Sans doute un indice de la difficulté rencontrée réside-t-il dans les valeurs élevées du kurtosis et de la variance estimée du cycle, témoignant peut-être d'irrégularités de comportement propres à l'économie britannique. On peut rapprocher cette notation des remarques faites par Blackburn et Ravn (1992). Ces auteurs cherchent à établir les faits stylisés des cycles d'activité britanniques, en analysant les écarts entre les séries des principaux agrégats économiques et leurs tendances respectives calculées par la méthode de Hodrick- Prescott. Dans le cas du PNB, la série des écarts montre une brusque rupture à la hausse de son amplitude, à partir du début des années soixante-dix, avant qu'elle ne diminue de nouveau dans les années quatre-vingt, au cours d'un cycle à période allongée. Ils confirment cette instabilité structurelle des caractéristiques cycliques à l'aide de tests statistiques soigneux. Ils remarquent enfin que cette instabilité prévaut pour nombre de séries macroéconomiques prises une à une mais non pas pour leurs corrélations croisées. Le cycle britannique recouvrirait des corrélations macroéconomiques assez stables mais connaîtrait des déformations violentes de son mouvement d'ensemble. Malgré toute sa souplesse, le modèle qui a été ici privilégié éprouve beaucoup de difficultés à les reproduire correctement. Au demeurant, ses performances s'améliorent notablement lorsqu'on réduit la période d'estimation aux décennies soixante-dix et quatre-vingt. C'est une nouvelle présomption en faveur de l'instabilité structurelle du cycle britannique.

Limites et prolongements

Incertitudes de l'estimation des caractéristiques cycliques

Le déroulement de la procédure d'estimation révèle pour certains pays, surtout dans le cas des séries de PNB, une contingence assez marquée de l'estimation du couple (σ_k^2, λ) . Un changement des valeurs d'initialisation fournies à la procédure, une modification limitée de la période d'estimation, l'introduction de variables indicatrices afin de corriger des points aberrants peuvent induire des résultats sensiblement différents. La composante cyclique C_t estimée, après filtrage et lissage, n'en est guère affectée et reste à peu de choses près la même mais elle peut être associée à des couples (σ_k^2, λ) assez différenciés. Une même composante cyclique peut être générée par une gamme de couples, caractérisant autant de cycles stochastiques, entre lesquels il

est difficile de choisir. La carte de la vraisemblance en fonction de σ_k^2 et λ possède une arête qui suit approximativement une courbe de niveau et il n'est pas facile d'en discerner le vrai sommet. Ainsi, si la période estimée du cycle est longue, le modèle correspondant n'en sera pas moins capable de simuler des cycles d'apparence courte si la variance du bruit est suffisamment élevée pour hacher le déroulement attendu du cycle. C'est dire que, lorsque l'estimation révèle une telle contingence, il convient de ne pas prendre « au pied de la lettre » la valeur estimée de la période. Cette période est rendue difficilement identifiable par le fait que le cycle théorique, « bombardé » par une suite d'aléas de forte variance, se déroule toujours irrégulièrement, rarement « jusqu'au bout ».

La difficulté ainsi relevée peut n'être pas seulement technique. Si le comportement de l'économie considérée est réellement multicyclique ⁽⁷⁾, l'hésitation de l'estimation peut traduire la pauvreté de la spécification du modèle et la difficulté à synthétiser en une seule composante cyclique le produit de l'interaction entre deux, ou plusieurs, cycles élémentaires de périodicité distincte.

Cette difficulté laisse évidemment insatisfait, car elle limite la portée de la comparaison entre les propriétés des cycles nationaux. Les caractéristiques du cycle ne sont pas estimées partout avec le même degré de confiance. C'est aussi une suggestion pour procéder différemment, en essayant d'identifier, dans une approche multivariée, un éventuel « cycle commun » aux grandes économies et d'apprécier les comportements nationaux en écart à un tel cycle. La réalité de la conjoncture internationale donne à croire en effet à l'existence d'un « cycle commun », même si sa présence est plus affirmée dans le cas de la production industrielle que du PNB.

Ces remarques incitent aussi à mieux percevoir la nécessaire distance entre la démarche de l'économètre et celle du conjoncturiste armé des outils de la statistique descriptive. Si on donne à ce dernier la composante cyclique estimée par l'économètre, elle paraîtra souvent proche, dans les modèles présentés ici, de celle qu'il peut obtenir lui-même par écart entre une série et sa tendance calculée par mise en moyenne mobile ou par une méthode plus « moderne » (du type Hodrick-Prescott). S'il applique à cette composante cyclique les règles traditionnelles de repérage des points de retournement et qu'il calcule ensuite les caractéristiques empiriques de la suite des cycles ainsi découpés (durée, amplitude...), il est probable que ses calculs feront apparaître des écarts sensibles avec les caractéristiques théoriques qui ont permis de générer la composante cyclique examinée. Ce que ses calculs enregistrent en effet, c'est une réalisation particulière (mais la seule valide historiquement) du cycle stochastique et cette réalisation se manifeste notamment par une suite de points de retournement apparents dont le repérage va peser lourd dans les calculs. Les écarts entre les estimations qui sont présentées ici et les résultats de calculs

(7) Pensons à la distinction que faisait dès 1923 J. Kitchin entre « cycles mineurs » de trois ans et demi et « cycles majeurs » (ou « *trade cycles* ») de l'ordre de huit ans. Pour une présentation et traduction de l'article de référence de Kitchin, cf. Chauveau *et alii* (1992).

descriptifs ne sont pas outre mesure choquants. Ils témoignent, à supposer que le modèle du cycle stochastique soit approprié, de la difficulté à inférer des régularités empiriques les caractéristiques de ce cycle.

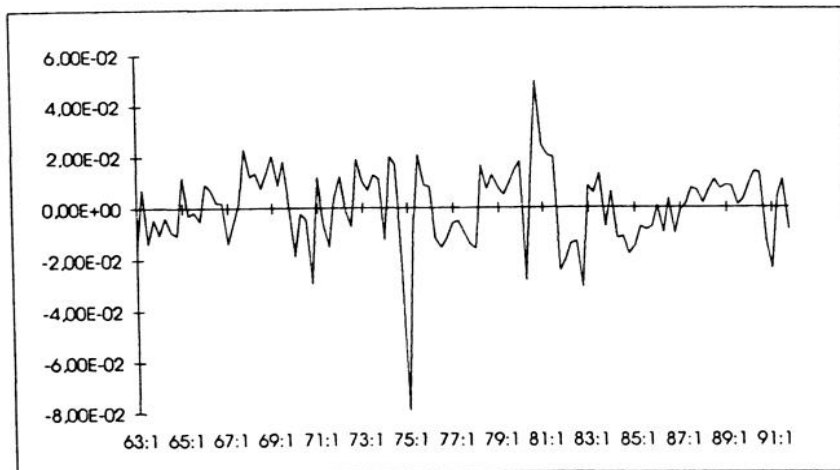
Impulsions cycliques et chocs exogènes

Cycle et impulsions conjoncturelles

Lorsque le modèle est complètement identifié et estimé, on peut calculer la chronique d'innovations associée à chacune de ses composantes. Les graphiques 6 et 7 montrent ainsi les chroniques estimées des innovations ε_t^C qui sont respectivement associées aux composantes cycliques des productions industrielles des Etats-Unis et de la France.

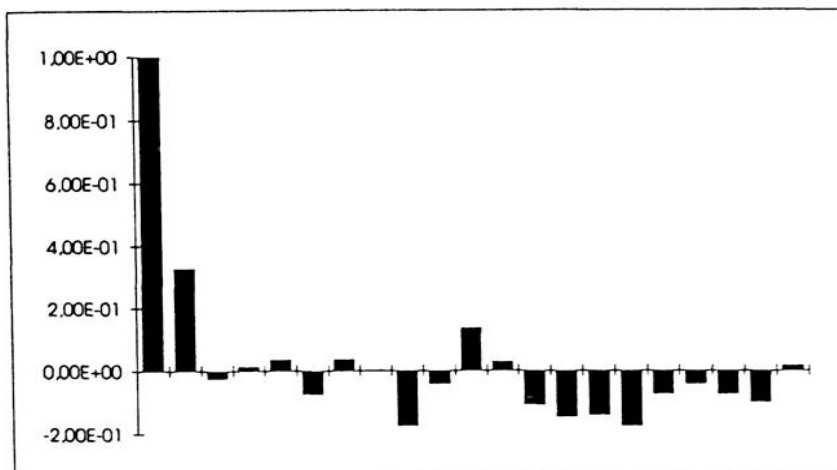
Ces innovations peuvent être qualifiées d'impulsions conjoncturelles du mouvement cyclique. Ce sont elles qui relancent ce mouvement en redéfinissant, chaque fois qu'elles interviennent, ses conditions initiales.

Innovations cycliques



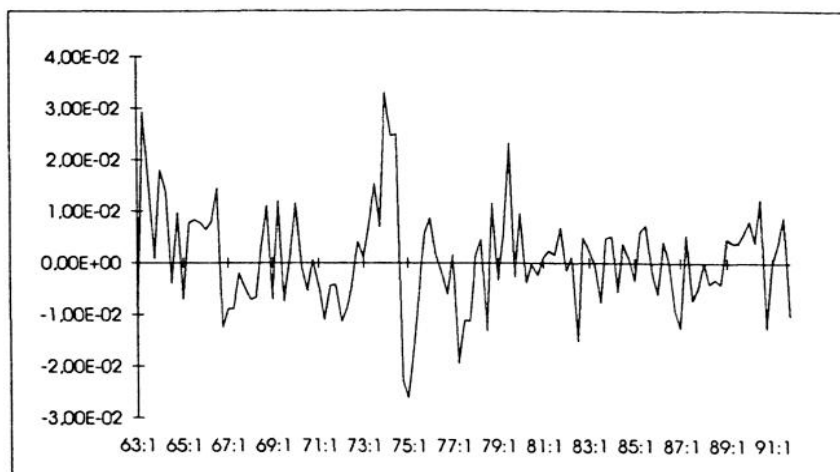
6. Innovations du cycle industriel aux USA

Fonction d'autocorrélation des innovations

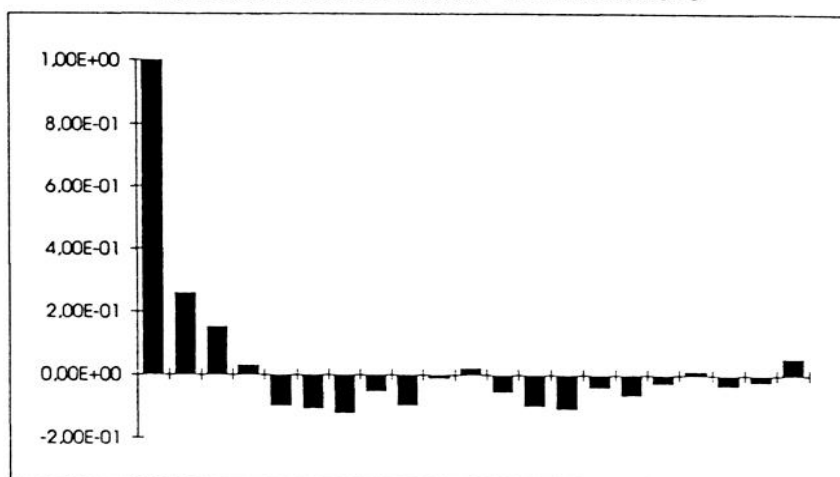


7. Innovations du cycle industriel en France

Innovations cycliques



Fonction d'autocorrélation des innovations



Le calcul de la fonction d'autocorrélation empirique de ces chroniques d'innovations (graphiques 6 et 7 bis) confirme qu'il s'agit bien de bruits blancs.

Rapprochées de l'histoire économique des deux pays considérés, ces chroniques d'innovations témoignent de l'impact conjoncturel d'événements significatifs repérables dans cette histoire, soit qu'il s'agisse d'innovations ponctuelles de grande taille, soit qu'il s'agisse d'une accumulation, sur plusieurs trimestres, d'innovations de taille modérée mais de même signe.

Ainsi dans le cas des Etats-Unis, une suite d'impulsions conjoncturelles significatives (positives ou négatives) peut être repérée et rattachée, sous réserve de certains délais d'action, à des événements économiques précis :

— l'expansion budgétaire des années 1967 à 1969, consécutive à la guerre du Viêt-nam ;

— le boom spéculatif de 1973, largement suscité par les anticipations inflationnistes, auquel succède l'impact négatif du premier choc pétrolier ;

— les impulsions erratiques (le fameux W), qui interviennent à la jonction des décennies soixante-dix et quatre-vingt, et qui recouvrent largement les oscillations de la politique monétaire (durcissement brutal fin 1979, relâchement temporaire au second semestre 1980, nouveau durcissement ultérieur) et son interaction avec l'activisme budgétaire reaganien (allègement d'impôts à partir de 1981) ;

— le relâchement de la politique monétaire consécutif au krach boursier de 1987, jusqu'au nouveau durcissement de cette politique à la fin des années quatre-vingt.

Dans le cas de la France, certaines de ces impulsions conjoncturelles, qui ont joué à l'échelle internationale, se retrouvent dans la chronique des innovations. On retrouve bien sûr dans celle-ci l'impact d'événements spécifiques à l'histoire économique hexagonale. C'est le cas, par exemple, de l'impact négatif de la récession allemande de 1966-67 et à l'inverse, de l'impulsion positive constituée par les revalorisations salariales consécutives aux grèves de 1968 et par la dévaluation compétitive de 1969.

La chronique, française comme américaine, des innovations du cycles est constituée par la succession d'impulsions conjoncturelles de nature et d'importance hétérogènes. C'est bien cette hétérogénéité des causes d'impulsions qui fait de la chronique résultant des innovations une suite aléatoire de type bruit-blanc. Elle n'est guère assimilable à une suite de chocs qui, quoique aléatoires, seraient de même nature, tels que les chocs technologiques privilégiés par les théoriciens des cycles réels.

On peut de plus penser que certains chocs ponctuels particulièrement prononcés ont un impact spécifique qui n'est pas réductible à celui d'une impulsion conjoncturelle ordinaire et qui mérite d'être spécialement analysé. La modélisation structurelle utilisée ici permet à cet égard l'introduction de variables exogènes.

L'enrichissement possible du modèle par l'introduction de variables exogènes : le cas du PNB français

Lorsqu'une économie est affectée par des chocs violents et présentant une certaine persistance (comme les chocs et contre-chocs pétroliers), l'impact de ceux-ci n'est pas réductible aux innovations habituelles d'un bruit blanc, ni à l'effet ponctuel d'une variable indicatrice. Il n'est donc pas surprenant que les périodes associées à ces chocs soient fréquemment celles qui sont les moins bien reproduites par les modèles précédents. Ceux-ci peuvent être néanmoins améliorés par l'introduction de variables explicatives aptes à représenter un choc d'ampleur et de persistance inhabituelles. Ainsi les termes de l'échange (rapport du prix des exportations à celui des importations) paraissent une variable adaptée à la prise en compte des chocs pétroliers. Comme l'action d'un tel choc est progressive et étalée dans le temps, Harvey (1989) propose l'introduction de retards non contraints sur la variable associée, selon une écriture permettant d'éviter les problèmes de colinéarité. Le modèle $C + T$ avec variables explicatives devient donc :

$$y_t = T_t + C_t + \delta x_t + \sum_{\tau=0}^{h-1} \delta_{\tau}^* \nabla x_{t-\tau} + \varepsilon_t \quad t = 1, \dots, T$$

$$(10) \text{ où } \delta_{\tau}^* = - \sum_{j=\tau+1}^h \delta_j \quad \tau = 0, 1, \dots, h-1$$

$$\text{et } \delta = \sum_{j=0}^h \delta_j$$

Le coefficient δ de la variable x non retardée définit le multiplicateur total qui indique l'impact sur la variable y , après h périodes, d'un choc unitaire affectant la variable explicative x . La séquence des coefficients δ_j , qui se déduisent des coefficients δ_j^* objets de l'estimation, informe sur le cheminement de cet impact.

Dans le cas de la France, la version « *Slowly Moving Smooth Trend + Stochastic Cycle* » du modèle $T + C$ a été estimée sur la période 1963-1 à 1990-4 avec la variable exogène constituée par le niveau des termes de l'échange (valant 1 en moyenne sur l'année 1980 puisque les prix sont exprimés sur base 100 en cette année dans les comptes nationaux français) :

$$\sigma_{\zeta} = 0,0008 (1,5) \quad \sigma_{\kappa} = 0,0052 (4,2) \quad \rho = 0,77 (7,4) \quad \lambda = 0,23 (1,0)$$

période = 27 trimestres

$$\delta = 0,157 (2,4)$$

$$\delta_0^* = -0,176 (3,0) \quad \delta_1^* = -0,142 (3,7) \quad \delta_2^* = -0,157 (3,4)$$

$$\delta_3^* = -0,125 (3,2) \quad \delta_4^* = -0,070 (2,2) \quad \delta_5^* = -0,031 (1,5)$$

$$\text{Kurtosis} = 3,17 \quad Q(20) = 16,2 \quad R_D^2 = 0,81$$

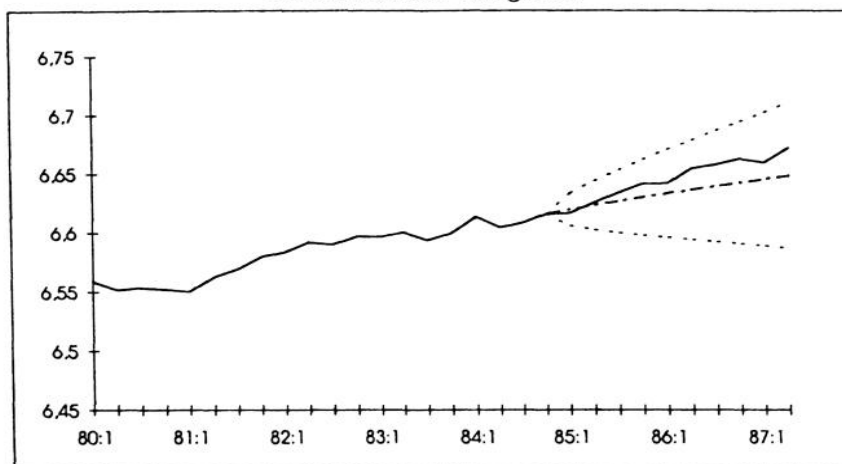
L'impact, après un an et demi, d'un choc sur les termes de l'échange est d'un ordre de grandeur qui est en rapport avec le poids des échanges extérieurs dans le revenu national et est donc conforme à l'intuition. Il est à noter que la prise en compte de tels chocs spécifiques raccourcit la longueur de la période estimée (la période était longue dans le cas français), sans guère modifier les variances de la tendance et du cycle. Les diagnostics, notamment le kurtosis, sont améliorés.

Ce même modèle a été également estimé sur la période 1963 :1-1984 :4. L'intention était la suivante : dans quelle mesure un modèle prenant en compte explicitement l'impact des deux premiers chocs pétroliers est-il mieux armé que le modèle sans variables explicatives pour prévoir à court terme l'évolution de l'économie française bénéficiant du contre-choc pétrolier qui débute fin 1985 ? L'estimation du modèle complet donne des résultats analogues à celui estimé sur la période 1963-1 à 1990-4, avec cependant une valeur de δ sensiblement supérieure (0,21). Lorsqu'on utilise ce modèle en prévision sur la période 1985-1 à 1987-2, en prenant pour variable exogène la valeur observée des termes de l'échange, il donne des résultats meilleurs que le modèle sans intervention des termes de l'échange également estimé

sur la période 1963-1 à 1984-4. Si l'extrapolation pratiquée est de nature dynamique, l'erreur quadratique moyenne vaut 0,00077 pour le modèle avec intervention des termes de l'échange et 0,00095 pour le modèle sans intervention. Le second modèle s'écarte vite et définitivement, en la sous-estimant, de la trajectoire observée ; le premier la reproduit plus correctement (cf. graphique 8). Ces résultats confirment l'idée largement partagée par les conjoncturistes selon laquelle le contre-choc pétrolier a permis d'éviter un tassement conjoncturel qui aurait dû « normalement » intervenir.

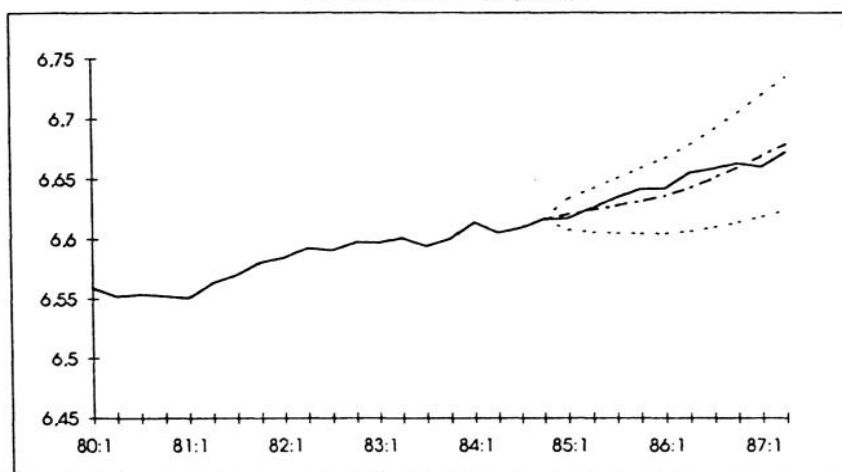
L'introduction de variables explicatives bien choisies peut ainsi améliorer les performances du modèle T + C lorsqu'elles permettent de prendre en compte la perturbation du cycle standard par des chocs spécifiques qui ne sont pas réductibles aux innovations « normales ». Cependant, si de tels chocs ont un impact beaucoup plus persistant passant par l'altération structurelle des caractéristiques de la tendance ou du cycle — ce qui est fort probable —, alors même cette modélisation améliorée ne suffira pas. C'est sans doute la limite fondamentale

Sans variables exogènes



8. Prévisions du PNB français

Avec variables exogènes



— production industrielle
 - - - - - prévision
 intervalle de confiance à 95 %

des modèles examinés. Ils restent démunis devant des chocs qui sont créateurs de changements structurels de la décomposition jusque-là prévalante entre tendance et cycle.

Conclusion

Les remarques précédentes contribuent à délimiter l'apport qu'on peut reconnaître au type de modèles à composantes inobservables proposés par Harvey (1985, 1989) pour décomposer une série en tendance, cycle et irrégularité. L'intérêt des diagnostics dans l'ensemble satisfaisants que procure leur estimation, dans le cas des séries de production industrielle et de PNB des pays du G7, est de montrer que la présence d'une composante cyclique, au sens que les conjoncturistes donnent à ce terme, est une propriété vérifiable de séries agrégées de l'activité économique. Les composantes tendancielle et cyclique qui, à l'aide du filtre de Kalman, sont extraites des séries analysées proposent une vision de l'histoire économique compatible avec l'expérience des conjoncturistes. Mais l'estimation des caractéristiques de ces composantes, solide pour certains pays, l'est moins pour d'autres, ce qui soulève des interrogations sur les limites du type de modèles testés et suggère certaines voies de recherche. La capacité prévisionnelle de ces modèles peut être améliorée par l'introduction de variables exogènes aptes à saisir l'impact de chocs relativement persistants, comme les chocs pétroliers, qui ne sont réductibles ni aux innovations aléatoires affectant la tendance ou le cycle, ni à des irrégularités ponctuelles. Il reste que des chocs de cette nature peuvent, par des voies multiples, contribuer à l'altération structurelle des paramètres qui gouvernent la décomposition d'une variable entre tendance et cycle. En ce cas, l'amélioration obtenue concerne la prévision à court terme mais ne résout pas les problèmes d'instabilité structurelle qui affectent les modèles estimés.

Références bibliographiques

- ANDERSON T.W., 1971, *The Statistical Analysis of Time Series*, John Wiley, New-York.
- BLACKBURN K., RAVN M.O., 1992, « Business Cycles in the United Kingdom : Facts and Fictions », *Economica*, vol. 59, n° 236, november.
- CANOVA F., 1991, « Detrending and Business Cycle Facts », *European University Institute Working Paper ECO*, n° 91/58, july.
- CHAUVEAU T., GARDES F., LEVY P., 1992, « Tooke, Giffen, Gibson, Kitchin : les mouvements historiques des taux d'intérêt réels », *Colloque international : Les mouvements de longue durée dans la pensée économique*, Montpellier, 10-11 sept. 1992.

- CLARK P. K., 1987, « The Cyclical Component of U.S. Economic Activity », *The Quarterly Journal of Economics*, november.
- DANTHINE J.P., DONALDSON J.B., 1993, « Methodological and Empirical Issues in Real Business Cycle Theory », *European Economic Review*, n° 37, pp. 1-35.
- FAYOLLE J., 1993, « Décrire le cycle économique », Observations et diagnostics économiques, *Revue de l'OFCE*, n° 45, n° spécial sur les cycles économiques, juin.
- FIORITO R., KOLLINTZAS T., 1992, « Stylised Facts of Business Cycles in the G7 from a Real Business Cycles Perspective », *Discussion Paper Series, Center for Economic Policy Research*, august.
- FOUET M., 1993, « Elements de comparaison internationale », Observations et diagnostics économiques, *Revue de l'OFCE*, n° 45, n° spécial sur les cycles économiques, juin.
- HARVEY A. C., 1985, « Trend and Cycles in Macroeconomic Time Series », *Journal of Business and Economic Statistics*, vol 3, n° 3, july.
- HARVEY A. C., 1989, *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*, Cambridge University Press.
- HENIN P.-Y., 1989, « Sur la non stationnarité des séries macroéconomiques : tendance, cycles et persistance », *Revue d'économie politique*, n° 5, pp. 631-691, septembre-octobre.
- MANKIW N.G., 1989, « Real Business Cycles : A New Keynesian Perspective », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 3, n° 3.
- NELSON J.B., PLOSSER C.I., 1982, « Trend and random walks in Macroeconomic Time Series : Some Evidence and Implications », *Journal of Monetary Economics*, n° 10, pp. 139-162.
- OCDE, 1987, « OECD Leading Indicators and Business Cycles in Member Countries 1960-1985 », *Sources and Methods*, n° 39, january.
- OFCE, 1993, *Observations et diagnostics économiques*, n° 45, n° spécial sur les cycles économiques, juin.
- PLOSSER C.I. 1989, « Understanding Real Business Cycles », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 3, n° 3.