

Structure des taux d'intérêt et mouvements cycliques des économies américaine et française

Jacky Fayolle

Département des diagnostics

Alexandre Mathis

Département des études

Les indicateurs cycliques participent à la description des faits stylisés conjoncturels et permettent une mise en ordre des mouvements et des retournements des différentes variables économiques au sein de séquences typiques d'enchaînements conjoncturels. Ils concourent ainsi à la qualité du raisonnement conjoncturel et à la pertinence des prévisions associées. Leur usage prévisionnel reste cependant difficile et passe par leur intégration dans un raisonnement macroéconomique qui, mettant chaque indicateur à sa juste place, évite tout excès de confiance dans tel ou tel d'entre eux. Cette pratique saine ne devrait cependant pas empêcher de rechercher des règles permettant d'extraire plus rigoureusement et précisément l'information prévisionnelle contenue dans les indicateurs avancés. Ces règles de quantification peuvent bénéficier de l'apport de techniques économétriques d'analyse des séries temporelles qui s'avèrent adaptées à l'étude des phénomènes cycliques.

L'introduction de variables exogènes dans les modèles structuraux d'analyse cyclique offre ainsi un cadre intéressant pour tester la pertinence d'indicateurs avancés du PIB. Pour les Etats-Unis et la France, l'écart entre taux d'intérêt long et court fournit un tel indicateur avancé dont le caractère précurseur paraît semblable au sein de ces deux économies, bien que le caractère cyclique de la régulation monétaire conjoncturelle soit affirmé plus nettement et depuis plus longtemps aux Etats-Unis. Dans les deux pays, la prise en compte de l'indicateur avancé dans la modélisation du PIB révèle la présence d'une composante cyclique de période égale ou supérieure à la décennie, plus longue que celle du cycle conjoncturel stricto sensu anticipé par l'écart de taux. Cette composante supra-décennale paraît assimilable à un cycle d'accumulation.

L'usage prévisionnel des modèles ainsi estimés est soumis à précautions. Ce ne peut être un cadre autosuffisant pour l'activité prévisionnelle du conjoncturiste mais c'est un outil, parmi d'autres, de cette activité, qui est susceptible de fournir des indications utiles sur la proximité des retournements à venir et les facteurs qui y concourent.

L'usage prévisionnel des indicateurs cycliques reste un exercice difficile. En pratique, le passage d'un usage descriptif à cet usage prévisionnel ne va pas de soi. Les indicateurs cycliques participent à la description des faits stylisés conjoncturels. Ils permettent notamment une mise en ordre des mouvements et des retournements des différentes variables économiques au sein de séquences typiques d'enchaînements conjoncturels. En cela, ils viennent appuyer l'amélioration du raisonnement conjoncturel et, par là-même, la pertinence, sinon la précision, des prévisions associées. Leur usage prévisionnel reste souvent discursif et passe par leur intégration dans un raisonnement macroéconomique qui, mettant chaque indicateur à sa juste place, évite tout excès de confiance dans tel ou tel d'entre eux. Cette pratique saine ne devrait cependant pas empêcher de rechercher des règles de lecture susceptibles de quantifier plus précisément l'information prévisionnelle contenue dans les indicateurs avancés ; quitte, ensuite, à ne considérer cette information que comme l'une des pièces du puzzle conjoncturel. Lorsque l'élaboration d'un corps d'indicateurs cycliques et avancés est le produit d'un travail systématique, la mise au point de telles règles de lecture, en temps réel, est bien l'étape ultime ⁽¹⁾. Ces règles de lecture peuvent bénéficier de l'apport de techniques économétriques d'analyse des séries temporelles qui s'avèrent adaptées à l'étude des phénomènes cycliques.

A la recherche du cycle de référence...

Pour évaluer l'apport prévisionnel d'un indicateur avancé particulier, encore faut-il disposer d'une bonne caractérisation du cycle de référence de l'économie considérée, selon des méthodes adaptées à la fois à cette caractérisation et à cette évaluation. Dans le cas des deux économies ici considérées, les Etats-Unis et la France, le cycle de référence est celui du Produit Intérieur Brut et sa caractérisation recourt au type de modèles à composantes inobservables proposé par Harvey (1985, 1989). Cette modélisation spécifie une décomposition de la variable considérée en trois composantes, inobservées mais susceptibles d'être estimées :

$$\text{Log (PIB)} = \text{Tendance} + \text{Cycle} + \text{Irrégularité}$$

Chacune de ces trois composantes est stochastique : elle n'obéit pas à une simple fonction du temps mais évolue sous l'impact d'une chronique d'impulsions aléatoires. Celles-ci sont appelées innovations par le statisticien parce que la connaissance de l'histoire passée de la composante ne permet pas de prévoir la valeur future des innovations qui vont l'affecter. La succession des innovations dans le temps constitue un bruit blanc : ces innovations sont nulles en moyenne, de variance constante et

(1) Cf. Fayolle (1993a), sur les techniques développées par l'OCDE à ce propos.

ne sont pas corrélées dans le temps. Les innovations relatives à deux composantes distinctes sont indépendantes, ce qui contribue à la clarté de la séparation entre tendance et cycle. Dans le cas de la composante tendancielle ou cyclique, ces innovations modifient son évolution présente mais aussi à venir, au travers de mécanismes qui assurent une certaine persistance à l'impact des innovations successives, bien que celles-ci ne soient pas corrélées entre elles. La composante irrégulière est réduite à une simple innovation, c'est-à-dire à un bruit blanc.

L'encadré 1 présente le modèle avec le type de tendance utilisé. Ce modèle est un cas particulier d'un modèle où la tendance est définie de manière plus générale. Le lecteur peut se reporter à l'article de Fayolle et Mathis (1993), dans un numéro précédent de cette revue, pour une présentation détaillée du modèle général et des différents cas particuliers pour la tendance. La tendance qui apparaît adaptée à la description des faits stylisés dans les pays du G7 correspond à un modèle particulier, qu'on peut baptiser *Tendance lisse plus Cycle*. La tendance y présente en effet une allure lisse qui connaît des inflexions plus ou moins vives de sa pente, en fonction des innovations correspondantes. Chaque innovation affecte l'orientation de la tendance à la manière d'un « coup de volant » qui impose une nouvelle direction tant qu'une nouvelle innovation n'intervient pas. Mais l'allure des tendances obtenues est plus proche de la douceur des courbes autoroutières que des épingles à cheveux des routes montagnardes... La simplicité de cette spécification de la tendance est d'autant plus avantageuse qu'elle répond à la fois à l'inspiration des conjoncturistes, amateurs de méthodes descriptives qui lissent les tendances estimées, et à celle d'économètres qui s'efforcent de prendre en compte les ruptures de croissance par l'enchaînement de « tendances segmentées ».

La composante cyclique fait appel à une représentation sinusoïdale, qui permet d'introduire explicitement la période du cycle — l'intervalle de temps moyen entre deux pics (ou creux) successifs — et son amplitude — la hauteur moyenne du pic — . Ce cycle est affecté d'un facteur d'amortissement, au plus égal à un, qui en évite ainsi l'explosion. Dans le cas courant où ce facteur est inférieur à un, le cycle dépérit plus ou moins vite... S'il ne dépérit pas, c'est en raison de la présence d'impulsions conjoncturelles qui relancent le cycle et qui ne sont autres que les innovations aléatoires associées à la composante cyclique. A un instant donné, la composante cyclique est en quelque sorte la sédimentation des cycles élémentaires successivement engendrés par la séquence historique des impulsions conjoncturelles (encadré 1). 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, la sédimentation engendrée peut être suffisamment complexe pour que la composante cyclique simulée à partir d'un cycle élémentaire, somme toute simpliste, puisse avoir une allure capable de reproduire la réalité tourmentée des cycles de l'activité, leurs dissymétries et angulosités, la variabilité apparente de leur amplitude et de leur période au cours du temps.

Jetez un caillou dans un liquide, vous obtiendrez une onde dont la propagation et les caractéristiques dépendent des propriétés intrinsèques du liquide considéré (l'eau, l'huile, ...). Si les jets de cailloux se succèdent à rythme régulier (un par seconde), 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 brouillée des ondes élémentaires provoquées par les jets successifs. Mais la loi physique qui gouverne ce mouvement n'a pas changé.

1. Un modèle simple de décomposition d'une série en tendance et cycle

Le modèle privilégié *Tendance lisse plus cycle* peut s'écrire comme suit :

$$\text{Log}(\text{PIB}_t) = \text{Tendance}_t + \text{Cycle}_t + \text{Irrégularité}_t$$

où

$$\text{Tendance}_t = \text{Tendance}_{t-1} + \text{Pente}_{t-1}$$

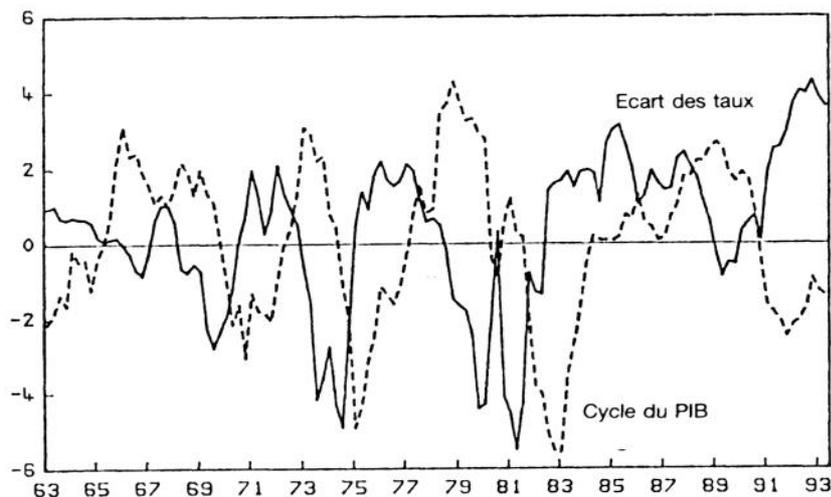
$$\text{Pente}_t = \text{Pente}_{t-1} + \text{Innovation tendancielle}_t$$

$$\text{Cycle}_t = \sum_{j=0}^{\infty} c_j \times \text{Innovation cyclique}_{t-j}$$

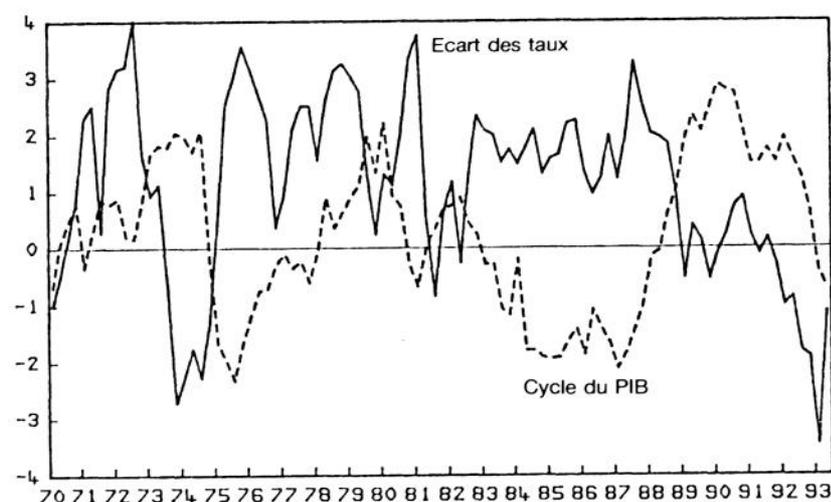
$$\text{Irrégularité}_t = \text{Innovation irrégulière}_t$$

Dans cette représentation, les innovations, de nature aléatoire, sont signalées par l'écriture italique. Ce sont elles qui sont à la source du caractère stochastique des mouvements tendanciel et cyclique du PIB. Ces innovations, nulles en moyennes, non corrélées entre elles ni dans le temps, se caractérisent par leur variance, qui mesure la variabilité de la composante correspondante. La présence de la composante irrégulière est facultative et n'est d'ailleurs pas nécessaire dans le cas des Etats-Unis et de la France. Sur la période étudiée, l'estimation montre qu'elle n'est pas significative. Dans le cas de la composante cyclique, c'est la forme imposée à la suite des coefficients c_j , de nature sinusoïdale amortie, qui explique le caractère cyclique de la propagation des impulsions conjoncturelles. Ces coefficients résument la « structure cyclique » de l'économie.

Cette image suggère aussi qu'il serait imprudent de faire une lecture causale trop rapide du modèle utilisé. Il reste un modèle descriptif, qui propose une décomposition du mouvement du PIB en tendance et cycle sur une période dotée de caractéristiques structurelles et de régularités macroéconomiques suffisamment stables pour qu'une telle décomposition statistique soit possible sans qu'elle préjuge de la nature et du sens des causalités économiques qui agissent conjointement sur ces deux composantes. Simplement, le système de ces causalités engendre des mouvements suffisamment réguliers pour que la décomposition soit admissible. L'altération de ce système remettrait en cause cette décomposabilité, lorsque tendance et cycle sont redéfinis ensemble au cours de bouleversements structurels. Tant que la stabilité structurelle prévaut et que la décomposabilité est admissible, il est difficile de qualifier a priori le cycle



1. Ecart entre taux long et taux court (en % annuel) et composante cyclique du PIB (en % d'écart à la tendance) aux Etats-Unis



2. Ecart entre taux long et taux court (en % annuel) et composante cyclique du PIB (en % d'écart à la tendance) en France

d'endogène ou d'exogène. D'un point de vue déterministe, il se reproduit virtuellement de manière régulière, quoique amortie, à partir de certaines conditions initiales et ses caractéristiques de période et d'amplitude témoignent, comme dans le cas du liquide, des propriétés intrinsèques du système économique considéré. D'un point de vue stochastique, il est « bombardé » d'innovations successives, considérées comme les impulsions conjoncturelles, dont l'impact sera la trace de l'histoire économique concrète sur le mouvement cyclique.

Dans le cas des deux économies américaine et française, l'estimation du modèle *Tendance lisse plus Cycle*, dont l'encadré 1 donne une présentation très simple, fournit une décomposition de la série du PIB qui concorde largement avec la vision de l'histoire économique habituellement partagée par les conjoncturistes. Les graphiques 1 et 2 présentent la composante cyclique obtenue. Sur un plan descriptif et historique, l'objectif recherché est atteint. Nous disposons d'une représentation convenable et validée⁽²⁾ du cycle de référence, autour d'une tendance de croissance du PIB qui enregistre des inflexions significatives sur les dernières décennies.

(2) Pour une présentation complète des résultats et des tests qui les valident, cf. Fayolle et Mathis (1993).

... et de ses indicateurs avancés

La modélisation précédente repose uniquement sur l'information apportée par le passé de la variable considérée (ici le PIB). La meilleure prévision possible des innovations futures est constituée par leur espérance, qui est nulle. Le futur n'est alors, pour le cycle, que le souvenir faiblissant des impulsions conjoncturelles passées et, pour la tendance, que l'extrapolation de sa direction récente. La nature extrapolative de la tendance prévue domine progressivement lorsque l'horizon de prévision augmente. Une telle prévision, bien qu'elle puisse, sur un horizon raisonnable, annoncer le prochain point de retournement cyclique, n'évite pas néanmoins le travers habituel des prévisionnistes, qui est l'excès de confiance dans l'extrapolation des tendances conjoncturelles récentes... Ce risque peut se vérifier, dans le cas du modèle ici utilisé, en faisant des prévisions *a posteriori* sur des données déjà observées, mais qui ne sont pas utilisées pour l'estimation ⁽³⁾.

Le conjoncturiste sérieux, qui veut éviter à la fois les dangers de l'extrapolation trop inerte et ceux d'une répétition simpliste des cycles passés, sait bien qu'il a besoin d'informations supplémentaires ou d'hypothèses sur les innovations à venir — même si ce n'est pas là son langage habituel. Ce n'est d'ailleurs pas autre chose que font les utilisateurs de modèles macroéconométriques lorsqu'ils chiffrent les « variables d'écart » qui viennent assouplir le jeu mécanique de leurs équations dans les exercices prévisionnels. Les innovations — passées comme futures — contiennent de l'histoire conjoncturelle, ce dont la prévision ne peut s'abstraire. C'est là une idée parfois choquante pour des économètres, lorsqu'ils considèrent que l'innovation est, par nature, la part de l'imprévisible et que son contenu est résiduel relativement aux facteurs explicites qui interviennent dans la modélisation. Elle l'est moins, si on considère que l'axiomatique des probabilités est compatible avec une représentation du hasard comme interaction de causalités hétérogènes.

L'examen de la chronique historique des impulsions conjoncturelles du cycle américain — les innovations associées au modèle estimé peuvent être calculées — permet ainsi d'y retrouver la trace d'événements qui ont affecté l'économie américaine comme autant d'impulsions positives ou négatives : l'expansion budgétaire des années 1967 à 1969, consécutive à la guerre du Vietnam, ou bien les impulsions erratiques (le fameux W) de la politique monétaire et de l'activisme budgétaire à la jonction des décennies soixante-dix et quatre-vingt. La nature hétérogène de ces innovations n'empêche pas que le regard sur la fonction d'auto-corrélation de leur chronique autorise à considérer celle-ci comme la réalisation particulière d'un bruit blanc ⁽⁴⁾.

(3) Pour un exemple concernant le PIB français, cf. Fayolle et Mathis (1993). Une prévision de ce PIB effectuée sur les années 1985 à 1987 à l'aide d'un modèle estimé sur la période 1963 à 1984 sous-estime la croissance du PIB car elle n'anticipe pas l'effet positif du contre-choc pétrolier.

(4) Cf. Fayolle et Mathis (1993).

Comment faire si on n'est pas prêt à faire des hypothèses arbitraires ou fantaisistes sur les innovations à venir ? Il s'agit d'élargir l'ensemble d'information restreint jusqu'à présent au seul passé de la variable. Pour cela, on va recourir à **des indicateurs avancés, c'est-à-dire, dans la logique du modèle utilisé, des indicateurs procurant des informations prévisionnelles sur la série de référence (ici le PIB)**. Les conjoncturistes concentreront bien sûr leur attention sur la composante cyclique et ses impulsions conjoncturelles. L'idéal serait, de ce point de vue, d'avoir des indicateurs avancés qui présentent une tendance homogène à celle du PIB. Au demeurant, c'est bien vers cela que tendent les techniques empiriques de l'OCDE, au travers de l'usage d'indicateurs avancés composites dotés par construction de la même tendance que la série de référence. En pratique, le conjoncturiste ne se débarrasse pas aussi aisément que cela du problème de la tendance et doit garder en tête que les tendances peuvent aussi s'infléchir lorsqu'il effectue une prévision conjoncturelle.

Dans le modèle *Tendance lisse plus Cycle*, il est possible d'introduire des variables exogènes, qui soient représentatives de facteurs capables d'influencer ou d'anticiper le mouvement conjoncturel en cours et à venir. Une première approche, simple mais sans doute trop exclusive, est ici tentée. Elle revient à privilégier une variable particulière, candidate au rôle d'indicateur avancé. Ses valeurs présente et passées interviendront dans le modèle, selon une structure de retards représentative des délais d'action ou d'annonce de cet indicateur (encadré 2). Si cette variable est bien choisie, son introduction va améliorer les performances du modèle estimé, puisqu'il incorporera désormais une information qui n'était pas contenue dans l'histoire de la seule série du PIB. Le modèle de base n'expliquait ce dernier, hors les innovations, que par son passé.

Sachant que l'objectif de l'indicateur avancé est d'aider à l'anticipation du mouvement conjoncturel, deux cas polaires sont cependant envisageables :

— La série candidate au rôle d'indicateur avancé suit un cycle conforme au cycle de référence du PIB, mais avec une avance significative. Cette notion de degré de conformité est bien connue des conjoncturistes et résume dans quelle mesure une série spécifique décrit un cycle de même nature (période, amplitude, profil, ...) que celui de la série de référence. Dans ce cas, l'introduction de l'indicateur dans le modèle va capter le cycle commun à cet indicateur et à la série du PIB. La composante cyclique estimée du PIB s'en trouvera évidemment fortement altérée, sans pour autant nécessairement disparaître. Elle révélera par exemple la présence éventuelle, dans le mouvement du PIB, d'un cycle élémentaire au rythme plus lent, que masquait la domination du cycle conjoncturel court dans la série observée. L'histoire des théories des fluctuations conjoncturelles est riche, on le sait, de typologies des mouvements cycliques...

— L'indicateur avancé candidat n'a pas de comportement cyclique explicite et son degré de conformité au cycle de référence est faible. Il peut néanmoins comporter une information prévisionnelle pertinente sur le mouvement à venir du PIB, car il retrace des chocs singuliers qui ont

2. Le modèle *Tendance lisse plus cycle* avec variables exogènes

Il s'agit d'ajouter au modèle des variables exogènes :

$$\text{Log}(\text{PIB})_t = \text{Tendance}_t + \text{Cycle}_t + \text{Irrégularité}_t + \text{Variables exogènes}_t$$

où les définitions des composantes tendancielle, cyclique et irrégulière restent inchangées.

On peut introduire une seule variable exogène V_t , en supposant le caractère progressif de son influence par une structure de retards représentative de ces délais :

$$\text{Log}(\text{PIB})_t = \text{Tendance}_t + \text{Cycle}_t + \text{Irrégularité}_t + \sum_{i=0}^k a_i V_{t-i}$$

Le coefficient a , égal à la somme des $k + 1$ coefficients a_i , représente l'impact total sur le PIB, après k trimestres, d'une variation unitaire et permanente affectant la variable exogène V (impact évidemment virtuel car une telle variation ne se trouve pas dans la nature...). L'estimation de la suite des coefficients a_i , lorsqu'elle est pratiquée sans imposer de contraintes particulières sur la forme prise par cette suite, soulève des difficultés économétriques classiques (comme la colinéarité, c'est-à-dire une trop grande « ressemblance » entre la série temporelle V_t et chacune des séries décalées V_{t-i}).

Pour contourner cette difficulté, sans pour autant imposer de contraintes supplémentaires, Harvey propose de modifier ainsi l'écriture de la relation précédente :

$$\text{Log}(\text{PIB})_t = \text{Tendance}_t + \text{Cycle}_t + \text{Irrégularité}_t + aV_t + \sum_{i=0}^{k-1} a_i^* \Delta V_{t-i}$$

avec :

$$\Delta V_{t-i} = V_{t-i} - V_{t-i-1}$$

$$a = \sum_{i=0}^k a_i \quad a_i^* = - \sum_{j=i+1}^k a_j \quad i = 0, 1, \dots, k-1$$

Il est plus aisé d'estimer les coefficients modifiés a_i^* , à partir desquels les coefficients originaux a_i sont facilement retrouvés. De plus l'estimation de cette formulation modifiée, mais équivalente à la formulation originale, a l'avantage de fournir directement une estimation de l'impact total et de sa significativité.

C'est cette formulation qui est utilisée dans cette étude, lorsque la variable V représente l'écart entre taux d'intérêt long et court.

un impact plus ou moins persistant sur ce mouvement. Ces chocs peuvent transparaître au demeurant dans la chronique estimée des impulsions conjoncturelles du modèle sans variables exogènes. La nouvelle chronique de ces impulsions, dans le modèle avec variable exogène, sera ainsi « purgée » de ces chocs particuliers : elle apparaîtra d'autant mieux comme la réalisation d'un bruit blanc.

La modélisation proposée permet ainsi la prise en compte d'indicateurs avancés pertinents bien que leur comportement temporel, trop peu conforme au cycle de référence, n'amène pas les conjoncturistes utilisant les techniques descriptives traditionnelles à les considérer comme de bons indicateurs avancés. Ce défaut est levé par leur insertion dans une modélisation complète de la série de référence, qui permet d'utiliser efficacement l'information prévisionnelle partielle que l'indicateur avancé est capable de procurer. L'usage visuel et pratique des indicateurs avancés bute souvent sur l'imperfection de leur conformité avec le cycle de référence. Cette imperfection n'est plus ici nécessairement un obstacle.

L'écart de taux en éclairer du cycle conjoncturel

Le candidat au rôle d'indicateur avancé qui est ici soumis à examen est l'écart entre taux d'intérêt à long terme et taux à court terme. Un tel écart est un résumé partiel de la courbe de structure par terme des taux d'intérêt. L'attention, au cours des années récentes, s'est portée sur le rapport entre le mouvement de déformation de cette courbe et le déroulement du cycle conjoncturel. Il faut voir dans cette préoccupation la prise en compte de la plus grande sensibilité d'économies financièrement libéralisées aux contraintes et opportunités que représentent pour les agents les prix relatifs des différents actifs financiers. Dans plusieurs pays d'Europe continentale, la persistance, durant les dernières années, d'une forte inversion de la structure des taux d'intérêt — des taux courts plus élevés que les taux longs — conduit de plus à voir dans cette situation un facteur essentiel de la récession prononcée subie par ces pays et de la difficulté de leur reprise.

La situation européenne récente retrouve, malgré sa particularité, des régularités du cycle conjoncturel assez bien établies dans le cas des pays qui apparaissent sur longue période comme les prototypes de l'économie cyclique — les Etats-Unis en premier lieu. Ainsi, dans leur schéma d'un cycle conjoncturel endogène stylisant les cas américain et britannique, Adda et Sigogne (1993) rapprochent graphiquement l'écart de taux du cycle de référence de l'activité, représenté par le rapport du PIB à son niveau potentiel, c'est-à-dire au niveau représentant un degré d'utilisation de l'ensemble des facteurs de production compatible avec la stabilité de l'inflation. Ils en retirent l'idée d'une courbe de rendements fortement corrélée au cycle d'activité. L'inversion de la structure des taux — le moment où le taux court devient supérieur au taux long — coïncide avec l'entrée dans la phase de blocage de l'expansion qui correspond au pic de l'activité lorsqu'il est apprécié en écart à la tendance de cette dernière. Elle annonce la récession à venir. Inversement, la suppression

de cette inversion précède régulièrement la reprise de l'activité. Artus (1994) vérifie également cette régularité sur les principaux pays industrialisés à partir de calculs de corrélation (elle apparaît cependant peu tangible au Japon).

Des conjoncturistes et économètres américains se sont d'ailleurs efforcés récemment de tirer de cette régularité un usage opérationnel pour la prévision conjoncturelle. Sous l'égide du NBER, Stock et Watson (1989) ont développé un projet de réforme du système des indicateurs coïncidents et avancés couramment utilisé aux Etats-Unis par le Département du Commerce. Situés d'emblée leur ambition au niveau de la refonte de ce système, ils utilisent pour cela la technique des modèles vectoriels autorégressifs. Ils sélectionnent en particulier dans la liste des indicateurs avancés l'écart entre le rendement des bons du Trésor à dix ans et le rendement des bons à un an. Cette sélection est justifiée par le constat empirique du comportement passé de cet écart⁽⁵⁾. Revenant dans un article ultérieur sur l'expérimentation du nouveau système d'indicateurs, Watson (1991) reconnaît cependant avec honnêteté que nul n'est à l'abri de surprises. Leur ensemble expérimental d'indicateurs avancés a failli à annoncer en temps réel la récession engagée à la mi-1990 aux Etats-Unis. Le comportement inhabituel de l'écart de taux a contribué pour une large part à cette défaillance. L'inversion de la courbe de rendements, qui était survenue en 1989, s'est effacée dès le début de 1990, pour faire place, sur le premier semestre de cette année, à un écart positif et modéré (de l'ordre de 50 points de base en moyenne) entre taux long et court (graphique 1). A en croire cette évolution, le risque de récession s'éloignait. Les taux longs, en fait, ont prématurément remonté en 1990, sous l'influence de facteurs spécifiques à cette période : lourdeur du déficit fédéral américain, aggravé en particulier par la couverture des pertes des Caisses d'épargne, et moindre disponibilité de capitaux japonais ; recours plus intense des entreprises aux émissions de titres, pour parer au « crédit crunch ». Cette remontée, compte tenu de ses facteurs explicatifs, n'était pas assimilable à un allègement de la pression récessive.

La justification théorique de la confiance conditionnelle accordée à l'écart de taux pour annoncer les retournements conjoncturels ne va pas de soi et la théorie économique n'offre pas un prêt-à-porter unique en la matière. Stock et Watson d'une part, Adda et Sigogne d'autre part, semblent cependant assez bien s'accorder sur une vision commune, que résumant à leur façon Adda et Sigogne : « *L'approche du pic du cycle d'activité s'accompagne... d'une montée des taux courts mais ne correspond pas encore au point de tension maximum sur les marchés finan-*

(5) « A l'exception de 1966, chacune de ces inversions dans la courbe de rendement a précédé un pic cyclique, daté par le NBER, avec une avance d'environ un an. De manière analogue, cinq des sept cessations de l'inversion sur cette période ont précédé un creux cyclique selon une avance allant approximativement de six mois à un an » (Stock et Watson, 1989, p. 383, traduction des auteurs). Rappelons cependant que le mode de datation des pics et creux par le NBER est basé sur l'examen des taux de croissance. Par rapport à la conception qui assimile les retournements aux extremums de l'écart à la tendance, la méthode du NBER tend à retarder les pics et à avancer les creux (du moins, dans le cas où la tendance longue de l'activité est croissante).

ciers, en raison de la baisse conjoncturelle des besoins de financement des administrations publiques et du niveau élevé de l'épargne des ménages. L'inversion sera d'autant plus marquée que la politique monétaire sera considérée comme crédible dans son objectif de lutte contre l'inflation, le niveau élevé des taux d'intérêt réel à court terme favorisant alors les anticipations de désinflation et donc le maintien des taux longs à un bas niveau » (1993, p. 150-151). Les agents croient à la désinflation parce qu'ils prennent en compte l'impact négatif de la hausse des taux courts sur la demande finale et qu'ils associent de moindres hausses de prix à cette orientation récessive. La politique monétaire, par son action sur les taux courts, rend en effet plus difficile la satisfaction des préférences pour la liquidité, ce qui contraint la demande de consommation, de stocks et d'investissement émise par les ménages et les entreprises.

Au creux de l'activité, des mécanismes analogues sont à l'œuvre. La fin de l'inversion des taux signale l'appui de la politique monétaire à la restauration de la capacité et de la volonté de dépenses des agents, fruit de leurs efforts d'adaptation et de restructuration durant la récession. Elle rétablit une structure de rendements relatifs des différents actifs financiers et productifs plus incitative à de telles dépenses. Les espérances de plus-values sur les titres longs, qui motivent la restructuration prioritaire des patrimoines financiers tant que le terme de la baisse des taux courts n'est pas atteint, sont désormais concurrencées par de meilleures anticipations de la rentabilité de la reconstitution des stocks et des investissements productifs.

Il est clair que de tels enchaînements sont conditionnés par un ensemble de facteurs qui peuvent en altérer la régularité ou en modifier le déroulement type :

— Facteurs dits exogènes, qui peuvent être en fait des événements ou des changements structurels affectant par exemple le système financier (voir le cas des Etats-Unis en 1990) sans que de tels phénomènes puissent être considérés comme indépendants du déroulement du cycle conjoncturel et du jeu des tensions qui lui sont associées.

— Densité des interactions internationales, qui ajoutent évidemment des déterminants nouveaux par rapport à l'axiome d'économie fermée qui inspire implicitement la démarche présentée. Dans cette démarche, l'écart de taux est une variable hybride. Si les taux courts relèvent de la souveraineté de la politique monétaire, les taux longs dépendent de l'équilibrage du marché national des capitaux et incorporent les anticipations d'inflation. Lorsque la fonction de réaction des autorités monétaires nationales devient contrainte par leur environnement international et que le marché mondial des capitaux est plus intégré, la signification de l'écart de taux pour la conjoncture d'une économie ouverte peut en être évidemment affectée.

— Mode de formation des anticipations de croissance et d'inflation des agents. Artus (1994) montre, au travers d'un modèle macroéconomique théorique, la dépendance des enchaînements entre écarts de taux, mouvements de la production et inflation, suite à des chocs de différente nature, à l'égard de ce mode de formation.

La complexité des causalités qui fondent la signification conjoncturelle de l'écart de taux est suffisante pour induire la prudence nécessaire dans l'interprétation et l'usage des résultats qui vont être présentés. En particulier, l'attention portée à cette signification ne signifie évidemment pas que le niveau absolu des taux soit sans importance pour la trajectoire de l'économie. Mais cette influence peut transiter par d'autres canaux, comme les inflexions de la tendance du PIB, que les mouvements cycliques ici privilégiés.

L'écart retenu entre taux long et court est, aux Etats-Unis, la différence entre le rendement des obligations du gouvernement fédéral à dix ans ou plus et le taux des fonds fédéraux ; en France, la différence entre le rendement des obligations publiques et semi-publiques sur le marché secondaire et le taux de l'argent au jour le jour. Ces écarts sont ainsi négatifs en cas d'inversion de la structure par terme des taux d'intérêt. Les séries de taux utilisées, en moyenne trimestrielle, sont tirées des publications de l'OCDE et les séries de PIB proviennent des comptes trimestriels des deux pays. Il s'agit ici d'un écart entre taux nominaux, qui ne corrige pas les écarts probables entre les inflations anticipées qui sont incorporées dans des taux à différents termes.

Les résultats obtenus pour la France et les Etats-Unis présentent finalement une similarité frappante à propos de l'information que délivre un écart donné de taux d'intérêt sur la croissance à venir. C'est cependant un résultat fragile, dont l'obtention est conditionnelle. Il recouvre en effet des expériences historiques assez différenciées des deux économies et est sans doute plus significatif d'une convergence en cours, laquelle se serait affirmée depuis une décennie. On examinera successivement le cas des deux pays, pour mettre en évidence leurs différences.

Stabilité de la régulation monétaire conjoncturelle aux Etats-Unis

Aux Etats-Unis, l'écart de taux affiche de manière assez évidente un comportement cyclique, dont l'amplification progressive, jusqu'au milieu des années quatre-vingt témoigne sans doute, entre autres choses, de la mobilisation de la politique monétaire face à des tensions et déséquilibres conjoncturels accrus (graphique 1). Ce cycle apparent, sans disparaître, se déforme au cours de la dernière décennie. L'inversion est faible et transitoire au sommet de la dernière expansion, en 1989-1990, tandis que le repli relatif des taux courts est d'une ampleur inédite depuis lors. On peut y voir l'interaction entre des facteurs structurels rigidifiant les taux d'intérêt longs et une politique monétaire assouplie et pragmatique.

1. Modèle « *Tendance lisse plus cycle* », sans et avec l'écart de taux, pour le PIB des Etats-Unis (1^{er} trimestre 1963 — 2^{ème} trimestre 1993)

	Ecart-type de l'innovation tendancielle		Ecart-type de l'innovation cyclique		Coefficient d'amortissement du cycle		Période du cycle (trimestres)		Variance de l'erreur de prévision ($\times 10^4$)		Q(16)
Modèle sans variable exogène	0,00045 (1,3)		0,00764 (7,2)		0,94 (40,3)		29,7 (6,3)		0,78		18,6
Modèle avec écart des taux	0,00063 (1,1)		0,00722 (6,4)		0,92 (19,2)		58,5 (1,5)		0,63		13,0
Coefficients sur les écarts de taux ($\times 100$)	a	a_0^*	a_1^*	a_2^*	a_3^*	a_4^*	a_5^*	a_6^*	a_7^*	a_8^*	
	1,02 (3,6)	- 1,21 (4,6)	- 1,26 (5,2)	- 0,97 (4,5)	- 0,87 (4,4)	- 0,68 (3,7)	- 0,55 (3,5)	- 0,36 (2,7)	- 0,29 (2,8)	- 0,17 (2,3)	
	a_0	a_1	a_2	a_3	a_4	a_5	a_6	a_7	a_8	a_9	
	- 0,19	- 0,05	0,29	0,10	0,19	0,13	0,19	0,07	0,12	0,17	

Légende :

Le tableau présente, d'une part pour le modèle sans variable exogène, d'autre part pour le modèle avec variable exogène, les estimations des paramètres de chaque modèle (cf encadrés 1 et 2) :

* les écarts-types des innovations qui commandent les mouvements des deux composantes stochastiques que sont la tendance et le cycle

* le coefficient d'amortissement et la période de la composante cyclique

* les coefficients de retards échelonnés qui représentent l'impact de la variable exogène, lorsque celle-ci est présente. Afin de faciliter leur lecture, ces coefficients de retards sur les écarts de taux sont multipliés par 100. Ils peuvent donc se lire comme l'impact d'un écart de taux exprimé en % de rendement annuel sur le PIB exprimé en % de déviation à sa tendance.

Les chiffres entre parenthèses sont les t de Student. La statistique Q(16) de Box-Ljung permet de tester la nullité des 16 premières valeurs d'autocorrélation des résidus.

De fait, si on estime le modèle *Tendance lisse plus Cycle* sur l'écart de taux lui-même (sans variables exogènes, évidemment) l'ajustement, quoique globalement médiocre en raison de points extrêmes mal expliqués, révèle clairement, sur la période allant du premier trimestre 1963 au second trimestre 1993, la présence significative d'un cycle de période analogue (28 trimestres) à celle du cycle de référence du PIB (30 trimestres), estimée par un modèle du même type. Ce test rapide confirme la bonne conformité du cycle de l'écart de taux au cycle conjoncturel de référence, déjà visible graphiquement.

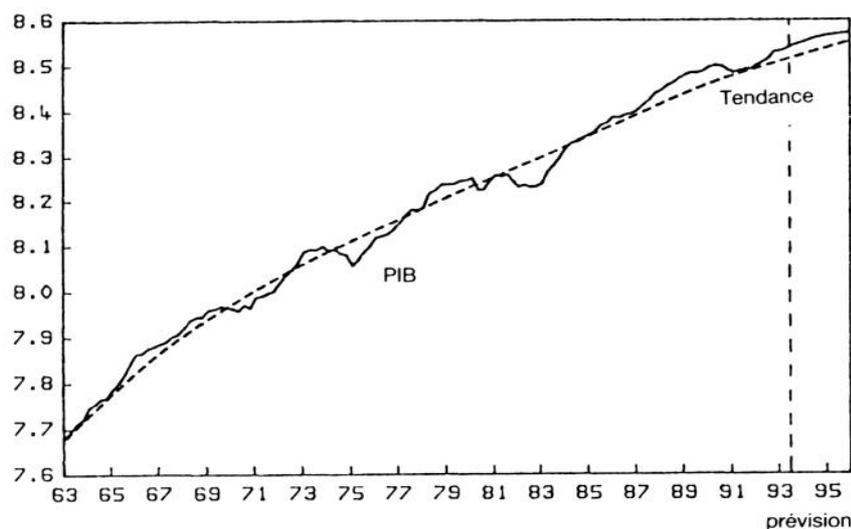
Les résultats obtenus, lorsqu'on introduit l'écart de taux comme variable exogène dans le modèle *Tendance lisse plus cycle* du PIB, sont peu sensibles, dans le cas américain, aux bornes de la période d'estimation retenue, dès lors que celle-ci est suffisamment longue. Le tableau 1 présente les résultats correspondant à la période allant du premier trimestre 1963 au second trimestre 1993. C'est prendre en compte des données récentes et provisoires mais le résultat n'est pas significativement différent si on s'arrête plus tôt (fin 1991, par exemple). C'est aux fins de comparaison avec la France, sur laquelle on justifiera cette prise

en compte des données les plus récentes, que ce terme de la période d'estimation est retenu.

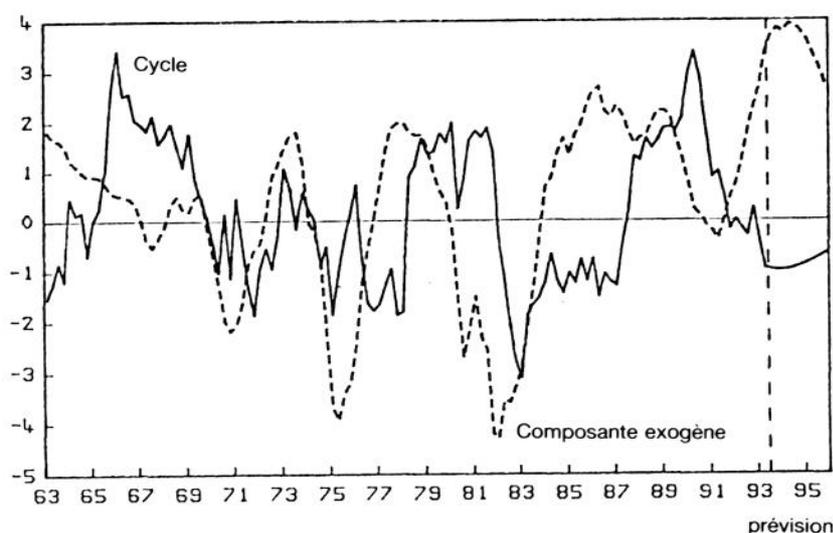
Le passage du modèle sans variable exogène au modèle incorporant l'écart de taux d'intérêt permet de réduire la variance de l'erreur de prévision d'environ 20 %. L'apport d'information de l'écart de taux est donc sensible. Son introduction capte pour partie, comme on pouvait s'y attendre, la composante cyclique de la série du PIB. Celle-ci ne disparaît pas cependant dans le modèle ainsi estimé, qui révèle la présence, dans la dynamique américaine, d'un cycle de période plus longue (de l'ordre de quinze ans) que le cycle conjoncturel *stricto sensu*. Cette périodicité n'est pas sans évoquer la longueur du cycle de Kuznets, lié notamment aux investissements immobiliers et publics, dont l'économie américaine est fréquemment considérée — encore ! — comme le prototype. La période de la composante cyclique passe de 30 à 58,5 trimestres et est certes estimée avec moins de précision, ce qui n'est guère surprenant pour un cycle de l'ordre de quinze ans lorsqu'on dispose de trente années d'observation. Mais son coefficient d'amortissement et sa variance sont bien estimés, ce qui incite à accorder crédit à la présence effective de ce cycle élémentaire de période supra-décennale. Enfin, l'autocorrélation des résidus est affaiblie, gage de qualité du modèle.

La valeur estimée du coefficient global de l'écart de taux est largement significative. Compte tenu des unités utilisées (c'est le logarithme du PIB qui est ajusté et les taux d'intérêt sont exprimés en rendements annuels sous forme de pourcentages), elle a la signification numérique suivante : l'apparition d'une inversion maintenue de 1 % de rendement annuel entre taux court et long (soit un écart de taux ou *spread* négatif de 100 points de base dans le langage financier) « annonce » ou « cause » — on s'abstiendra pour l'instant de choisir — une perte de PIB, relativement à sa tendance, de 1 % également. Cette équivalence a le mérite de la simplicité, mais n'a évidemment, comme toute information économétrique, que l'intérêt d'un ordre de grandeur. Cet effet, permanent si l'inversion apparue est maintenue (encadré 3), nécessite deux ans et demi pour être complètement enregistré. Tous les coefficients estimés a_i^* de la chronique des retards sont significatifs et la suite des coefficients a_i qui en découle présente une forme — non contrainte — assez caractéristique : une inversion de taux ne fait pas sentir son impact tout de suite et participe même sans doute à la surchauffe lorsqu'elle apparaît, car les agents pensent alors à se prémunir devant de nouvelles hausses anticipées de taux courts (tout comme ils attendent de nouvelles baisses de ceux-ci au creux de la récession, au moment de l'annulation de l'inversion) ; l'impact de cette inversion devient brutalement récessif le troisième trimestre après son apparition puis le reste avec une intensité qui oscille durant les deux années qui suivent. Si on introduit des retards plus longs, ils ne sont pas significatifs ; si on raccourcit le délai d'action, on diminue l'impact estimé de l'écart de taux.

Les trois composantes de l'évolution du PIB américain sont désormais la tendance, la composante cyclique intrinsèque ou supra-décennale (c'est-à-dire irréductible à celle que peut anticiper l'écart de taux), la composante annoncée par l'écart de taux. Elles sont représentables



3. Le PIB et sa tendance aux Etats-Unis (modèle avec écart de taux)



3 bis. Composante cyclique intrinsèque et composante exogène (associée à l'écart de taux) du PIB aux Etats-Unis (en % d'écart à la tendance)

graphiquement (graphiques 3 et 3 bis) et la confrontation de ces courbes offre une certaine lecture des évolutions conjoncturelles de l'économie américaine. Ainsi, depuis le début 1991, le relâchement volontaire de la politique monétaire, aboutissant à des taux courts très inférieurs aux taux longs, paraît avoir « forcé » la reprise américaine d'une manière inhabituellement prononcée alors que la composante cyclique intrinsèque, déprimée, ne s'était pas encore redressée à la mi-1993. Cet activisme monétaire, contracyclique au moment où il est apparu, s'est opposé aux forces récessives et a empêché le PIB de passer en dessous de sa tendance, limitant ainsi la durée et la profondeur de la récession. La modération de l'expansion américaine depuis la reprise du début 1992 — reprise qui apparaît bien sur la composante cyclique issue du modèle de base sans variables exogènes (graphique 1) — s'interprète ainsi comme le produit de la confrontation entre une politique monétaire volontariste et des résistances de nature plus structurelle, enregistrées par la composante cyclique intrinsèque du PIB, au rythme plus lent que le strict cycle conjoncturel.

Une telle lecture, évidemment, tend à retenir une interprétation causale du rôle de l'écart de taux. Elle semble néanmoins compatible avec le

3. L'interprétation d'un modèle « *Tendance lisse plus cycle avec indicateur avancé* »

Si on exclut la composante irrégulière (non significative au demeurant dans l'estimation des modèles américain et français), le modèle estimé peut s'écrire de manière simplifiée :

$$\text{Log}(\text{PIB}_t) - \text{Tendance}_t = \text{Cycle intrinsèque}_t + \sum_{i=0}^k a_i \text{Indicateur avancé}_{t-i}$$

L'écart du PIB à sa tendance — outil d'analyse habituel du conjoncturiste — apparaît comme la somme de deux termes : une composante cyclique intrinsèque du PIB, non réductible à celle que peut anticiper l'indicateur avancé selon sa plus ou moins grande conformité au cycle de référence ; une composante « annoncée » ou « causée » par l'indicateur avancé.

Si jusqu'en $T - 1$ inclus, l'indicateur avancé avait une valeur nulle et qu'il prenne de manière permanente la valeur 1 à partir de T , ce changement de niveau définitif annonce ou induit, à partir de $T + k$, un écart également permanent entre le PIB et sa tendance et dont la valeur, en pourcentage, sera égal à 100 fois a . Cet écart sera atteint progressivement entre T et $T + k$. Il se superpose à la composante cyclique intrinsèque du PIB. Un tel exercice numérique n'est évidemment qu'illustratif des ordres de grandeur en jeu.

Ces deux composantes — cycle intrinsèque et composante annoncée — peuvent être représentées graphiquement et concourent toutes deux à l'information conjoncturelle.

déroulement de la conjoncture récente. L'écart de taux est une variable hybride, dont les évolutions marquées, qui accroissent sa variance observée et vont peser ainsi sur l'estimation économétrique, peuvent relever de l'action souveraine de la politique monétaire. Cette souveraineté, même circonstanciée, joue en des moments suffisamment significatifs (retournements conjoncturels notamment) pour qu'elle puisse être assimilée à une forme d'exogénéité au sein d'un modèle économétrique⁽⁶⁾. Une telle exogénéité, dite *faible*, ne signifie pas un libre-arbitre aléatoire des autorités monétaires. Celles-ci peuvent se doter d'une fonction de réaction

(6) On peut parler, en termes économétriques, d'*exogénéité faible* : celle-ci permet de spécifier séparément, dans le cas de notre modèle, des composantes tendancielle et cyclique intrinsèques, dotées de leurs propres paramètres, et l'impact conjoncturel de l'écart de taux, dont l'évolution propre ne dépend pas de ces paramètres et préfigure le seul cycle conjoncturel *stricto sensu*. Implicitement, cela incorpore une hypothèse de séparabilité entre différentes composantes cycliques, courte et longue. Evidemment, cette *exogénéité faible* ne préjuge pas du fait que l'écart de taux puisse être influencé par la trajectoire passée du PIB et cette influence différencie le passé et le futur. Sur le passé, on constate un écart de taux qui induit certaines évolutions, quels que soient les facteurs qui l'ont lui-même provoqué ; sur le futur, il faut prévoir l'écart de taux et on ne peut se passer à cet égard de la connaissance prévisionnelle du PIB que sous la condition d'*exogénéité forte*, selon laquelle l'écart de taux ne dépend pas de la trajectoire passée du PIB. Elle est évidemment plus difficile à satisfaire, notamment parce que la composante taux long de l'écart de taux est sans doute influencée par cette trajectoire.

aux tensions conjoncturelles, si bien que la régulation monétaire participe au déroulement du cycle conjoncturel et concourt à l'annoncer. Mais ce cycle conjoncturel, annoncé par l'écart de taux, est séparable des deux autres composantes, tendance et cycle supra-décennal, de la série temporelle : c'est cela que signifie l'exogénéité *faible*.

La composante cyclique supra-décennale du PIB américain témoigne d'un mouvement apparent assez irrégulier (graphique 3 bis). Rapproché des cycles des différents postes de l'équilibre ressources-emplois de l'économie américaine (cf. Fouet, 1993), ce mouvement paraît notamment corrélé avec celui des dépenses publiques. Sans doute l'idée d'un cycle d'investissements publics de longue durée est-elle à approfondir.

Une américanisation de l'économie française ?

Dans le cas de la France, les mouvements de l'écart de taux ne présentent pas la même régularité que dans le cas américain (graphique 2). Si on estime sur cet écart le modèle *Tendance lisse plus Cycle*, il est plus difficile d'y exhiber un cycle significatif et son mouvement pourrait s'interpréter sans trop de difficultés comme le produit d'une marche aléatoire, où l'écart à un instant t serait l'écart précédent en $t - 1$ augmenté d'un bruit blanc.

L'introduction de l'écart de taux dans le modèle *Tendance lisse plus Cycle* du PIB français ne va pas de soi. Elle ne gagne rien en particulier à l'extension de la période d'observation vers le passé (les années cinquante et soixante). Cet écart intervient bien alors avec le bon signe pour le coefficient a , positif, mais avec une valeur faible et peu significative. Deux raisons de fond s'opposent à cette significativité :

— L'économie française est restée longtemps une économie financièrement réglementée et cloisonnée, qualifiée d'économie d'endettement administrée et faisant jouer à l'encadrement du crédit un rôle plus important, dans la régulation conjoncturelle, qu'à la flexibilité des taux d'intérêt.

— Certains épisodes conjoncturels majeurs ne concordent clairement pas avec le schéma d'interaction entre écart de taux et cycle du PIB résumé plus haut. Ainsi, en 1968-1969, l'écart de taux enregistra une baisse rapide, débouchant sur une inversion prononcée de la structure des taux, dont l'intensité fut maximale à la mi-1969 et qui prit fin avec l'année 1970. Ce mouvement annonça la dévaluation du franc d'août 1969 mais, dans le contexte de l'époque, ne fut aucunement précurseur d'un mouvement récessif : l'économie française était plutôt dynamisée par la revalorisation des revenus salariaux découlant des mouvements sociaux de 1968 et bénéficia d'une dévaluation qui redressait la compéti-

tivité-prix en compensant la dérive inflationniste. Un tel épisode est visiblement destructeur pour notre modèle et pour que celui-ci soit validé, il faut que cet épisode sorte de la mémoire statistique.

De ces facteurs, qui particularisaient le fonctionnement de l'économie française, il résulte des contraintes fortes pour la longueur de la période d'estimation du modèle. Ce n'est guère qu'à partir du premier choc pétrolier, lorsque mouvements violents des prix et des volumes et passage aux changes flottants constituent de fait une pression nouvelle à une gestion plus flexible des taux d'intérêt, que s'affirme une corrélation cyclique, encore imparfaite, entre écart de taux et PIB. La contrepartie est la nécessité de prendre en compte le maximum d'observations récentes, malgré la fragilité de l'estimation ainsi liée au caractère provisoire de l'évaluation trimestrielle du PIB. L'extension de la période d'estimation, démarrant au troisième trimestre 1974, jusqu'au second trimestre 1993 inclus augmente suffisamment le nombre d'observations pour prendre en compte l'expérience monétaire la plus récente, laquelle, bien évidemment, contribue fortement aux résultats de l'estimation.

Sous ces conditions, les résultats obtenus pour la France ne sont pas sans rappeler ceux qui portent sur les Etats-Unis. L'introduction de l'écart de taux ne supprime pas la composante cyclique du PIB, elle en améliore au contraire la significativité mais en allonge la période, de 21 à 42 trimestres⁽⁷⁾ (tableau 2). En revanche, elle simplifie l'estimation de la tendance, en réduisant une tendance dont l'élément stochastique était déjà peu significatif à un mouvement déterministe et linéaire (après transformation logarithmique) — mais ce résultat est largement la contrepartie de la brièveté de la période d'estimation. L'estimation de l'impact de l'écart de taux aboutit à prendre en compte un délai total identique à celui des Etats-Unis (deux ans et demi), bien que les coefficients terminaux soient à la limite de la significativité. La valeur estimée du coefficient mesurant cet impact est également unitaire : à terme, 1 % de perte de PIB pour 1 % d'inversion des taux d'intérêt. La chronique des coefficients a_i présente une allure analogue à celle qui prévaut pour les Etats-Unis, moins régulière cependant. Les valeurs élevées sont plus concentrées sur l'année qui commence le troisième trimestre après un choc sur l'écart de taux.

Globalement, l'analogie entre les deux estimations indépendantes de la France et des Etats-Unis est frappante. Elles évaluent de manière analogue l'apport prévisionnel de l'indicateur avancé qu'est l'écart de taux, bien que cet écart ne témoigne pas d'une régulation monétaire aussi systématique en France qu'aux Etats-Unis. Malgré cette différence, la prise en compte de l'impact conjoncturel de l'écart de taux amène, dans ces deux économies, à exhiber une composante cyclique de période dépassant la décennie et donc plus longue que le strict cycle

(7) C'est cependant là une information à prendre avec prudence dans la mesure où l'estimation de la période du cycle français apparaît très dépendante, dans le cas du modèle sans variables exogènes, de l'intervalle d'observation pris en compte. Cf. Fayolle et Mathis (1993).

2. Modèle « *Tendance lisse plus cycle* », sans et avec l'écart de taux, pour le PIB de la France (3^{ème} trimestre 1974 — 2^{ème} trimestre 1993)

	Ecart-type de l'innovation tendancielle		Ecart-type de l'innovation cyclique		Coefficient d'amortissement du cycle		Période du cycle (trimestres)		Variance de l'erreur de prévision ($\times 10^4$)		Q(16)
Modèle sans variable exogène	0,00192 (1,6)		0,00453 (2,7)		0,80 (4,3)		21,2 (1,01)		0,40		17,2
Modèle avec écart des taux	0,0 (*)		0,00480 (5,8)		0,97 (35,6)		41,9 (4,6)		0,28		14,4
Coefficients sur les écarts de taux ($\times 100$)	a	a_0^*	a_1^*	a_2^*	a_3^*	a_4^*	a_5^*	a_6^*	a_7^*	a_8^*	
	1,01 (2,7)	- 1,02 (3,0)	- 1,10 (3,5)	- 0,96 (3,5)	- 0,77 (3,3)	- 0,64 (3,2)	- 0,31 (1,8)	- 0,34 (2,4)	- 0,18 (1,8)	- 0,10 (1,3)	
	a_0	a_1	a_2	a_3	a_4	a_5	a_6	a_7	a_8	a_9	
	- 0,01	- 0,08	0,14	0,19	0,13	0,33	- 0,03	0,16	0,08	0,10	

Légende :

Le tableau présente, d'une part pour le modèle sans variable exogène, d'autre part pour le modèle avec variable exogène, les estimations des paramètres de chaque modèle (cf encadrés 1 et 2) :

* les écarts-types des innovations qui commandent les mouvements des deux composantes stochastiques que sont la tendance et le cycle

* le coefficient d'amortissement et la période de la composante cyclique

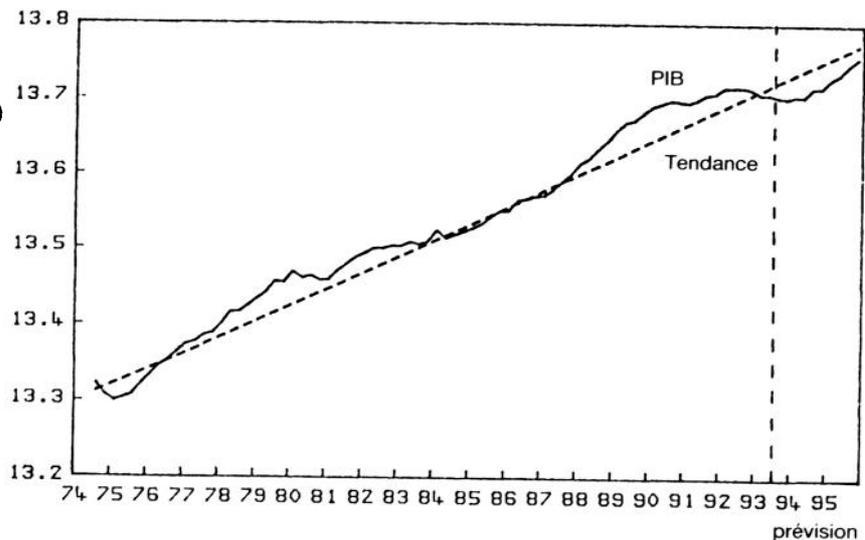
* les coefficients de retards échelonnés qui représentent l'impact de la variable exogène, lorsque celle-ci est présente. Afin de faciliter leur lecture, ces coefficients de retards sur les écarts de taux sont multipliés par 100. Ils peuvent donc se lire comme l'impact d'un écart de taux exprimé en % de rendement annuel sur le PIB exprimé en % de déviation à sa tendance.

Les chiffres entre parenthèses sont les t de Student. La statistique Q(16) de Box-Ljung permet de tester la nullité des 16 premières valeurs d'autocorrélation des résidus.

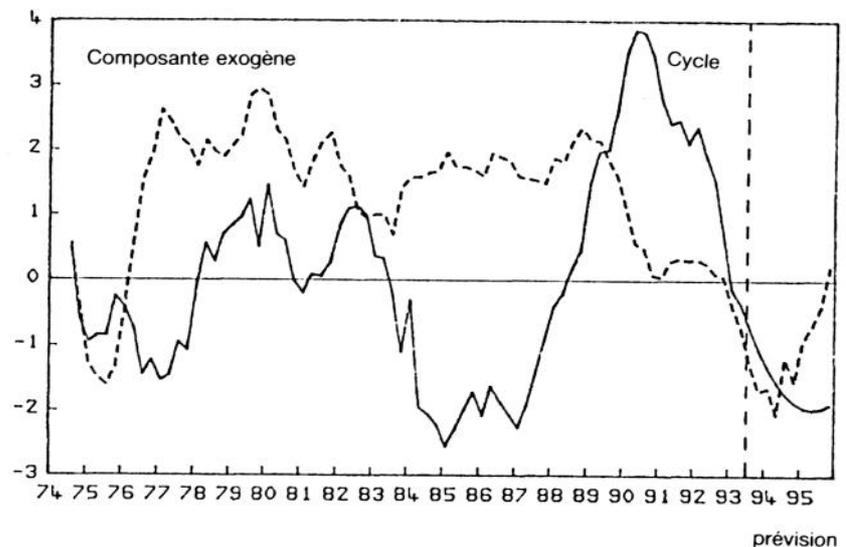
conjoncturel. Dans le cas français cette composante cyclique paraît aussi retrouver les « cycles majeurs » de l'économie française qui peuvent être identifiés à partir d'une approche plus descriptive et qui sont fondamentalement des cycles d'accumulation (cf. Fayolle, 1993b).

Bien évidemment, la visualisation graphique des composantes du PIB français manifeste la désynchronisation conjoncturelle avec le PIB américain qui caractérise les années récentes (graphiques 3 à 4 bis). Cette désynchronisation, plus que dans les composantes cycliques intrinsèques de période supra-décennale, prend sa source dans l'opposition des composantes associées à l'écart de taux. C'est illustrer avec vigueur, comme le montrent les valeurs récentes de ces composantes sur les graphiques, la différenciation bien connue des politiques monétaires suivies aux Etats-Unis et en France (sachant que les taux longs évoluent de manière beaucoup plus convergente dans les deux pays). Si, de nouveau, on penche vers une interprétation causale du modèle utilisé, on pourrait dire que les Etats-Unis et la France sont semblables dans la différence : la politique monétaire peut être considérée comme exogène dans le cas

4. Le PIB et sa tendance en France (modèle avec écart de taux)



4 bis. Composante cyclique intrinsèque et composante exogène (associée à l'écart de taux) du PIB en France (en % d'écart à la tendance)



des Etats-Unis, parce que les américains décident souverainement de cette politique ; elle l'est aussi en France, parce qu'elle y est imposée de l'extérieur. Le modèle est ainsi pertinent, dans le cas de la France, pour décrire l'impact conjoncturel d'une régulation monétaire soumise à une forte contrainte internationale. Il n'est pas sûr que cette pertinence serait maintenue si changeait la nature de cette régulation, ce qui incite à la prudence dans l'usage variantiel du modèle.

Essai prévisionnel

Les modèles *Tendance lisse plus Cycle* avec écart des taux d'intérêt estimés sur les cas américain et français peuvent être utilisés pour chiffrer des prévisions sur les PIB respectifs. Il suffit techniquement pour cela de construire des hypothèses pour la trajectoire de l'écart de taux

sur la période de prévision. La composante exogène du PIB (annoncée par l'écart de taux) résultera directement de cette hypothèse tandis que les composantes tendancielle et cyclique supra-décennale verront leur dynamique propre prolongée, sous l'hypothèse que les innovations qui les affectent seront nulles dans le futur. Un tel exercice prévisionnel suscite cependant une double réserve :

— Sur un strict plan économétrique, il suppose en toute rigueur que l'on puisse faire une hypothèse d'exogénéité forte de l'écart de taux, selon laquelle la loi qui gouverne cet écart, à un instant donné, ne dépend pas de la trajectoire passée du PIB. On peut en ce cas le prévoir indépendamment de la trajectoire du PIB et préalablement à elle. C'est évidemment une condition assez peu réaliste, ne serait-ce que parce que la composante taux long de l'écart de taux est influencée par cette trajectoire.

— En rapportant l'évolution du PIB à un seul indicateur avancé, ici l'écart de taux, on restreint singulièrement l'univers des informations utilisées par rapport à la masse de celles qu'utilise le conjoncturiste, lequel pourra contrebalancer le pessimisme d'un indicateur avancé par l'optimisme d'un autre. Les indicateurs avancés composites synthétisent de telles informations disparates. Le risque est en revanche ici celui d'être unilatéral, puisqu'on privilégie, sans doute outrancièrement, un indicateur avancé particulier.

L'exercice prévisionnel tenté reste donc illustratif. Il donne une information sur le mouvement macroéconomique qui paraît compatible avec l'hypothèse de taux d'intérêt, toutes choses égales par ailleurs. Cette information est auxiliaire d'un raisonnement conjoncturel d'ensemble mais ne s'y substitue pas. Elle dépend de la spécification propre au modèle utilisé.

La prévision, couvrant la période allant du troisième trimestre 1993 au quatrième trimestre 1995, a été menée en évaluant l'impact de scénarios simples d'évolution des taux d'intérêt (sachant que ces taux sont déjà observés sur le premier semestre de la période de prévision) :

— Un scénario plutôt restrictif : la politique monétaire devient plus sévère aux Etats-Unis si bien que l'écart entre taux long et court, très positif à la fin 1993, s'atténue régulièrement pour s'annuler fin 1995 (on entre alors en situation d'inversion) ; en France, l'écart de taux, jusque-là négatif, s'annule au printemps 1994 mais ne bouge plus ensuite : on ne sort pas franchement de la situation d'inversion.

— Un scénario plutôt expansionniste : la politique monétaire reste relâchée aux Etats-Unis et l'écart de taux s'y stabilise, à partir du début 1994 à un niveau de 2,5 % en termes annuels ; en France, l'inversion prend fin au printemps 1994 et l'écart de taux augmente progressivement pour atteindre le niveau de 2,5 % fin 1995.

A l'horizon de la fin 1995, les résultats apparaissent peu contrastés entre ces scénarios. En raison des évolutions d'ores et déjà acquises et des délais nécessaires à l'action des taux d'intérêt, il aurait fallu prolon-

**3. Hypothèse prévisionnelle sur l'écart entre taux long et taux court
(en % annuel)**

	1993				1994				1995			
	1	2	3	4	1	2	3	4	1	2	3	4
Etats-Unis	3,9	3,6	3,1	3,1	3,2	2,8	2,4	2,0	1,7	1,4	1,1	0,8
France	-3,5	-1,1	-1,5	-0,6	-0,4	0	0,3	0,7	1,1	1,5	2,0	2,0

ger la prévision jusqu'en 1996 pour voir les contrastes s'affirmer. Ils se manifestent sensiblement dès le second semestre 1995 mais doivent attendre l'année 1996 pour influencer significativement les moyennes annuelles. Pour cette raison, seuls sont présentés et commentés les résultats d'un scénario intermédiaire dont le tableau 3 indique l'hypothèse de taux d'intérêt : elle est cohérente avec les hypothèses de la chronique de conjoncture du département des diagnostics de l'OFCE d'Avril 1994 (cf. dans cette même revue).

Les graphiques 3 à 4 bis visualisent les résultats de cette prévision, pour le PIB et ses composantes :

— Aux Etats-Unis, la croissance, encore vive au début 1994, ralentirait ensuite sensiblement. En moyenne annuelle, elle serait de 2,7 % en 1993, 1,8 % en 1994 et seulement 1 % en 1995. Si la composante cyclique supra-décennale reprend modérément à partir du début 1994, son influence est plus que compensée par l'impact du resserrement monétaire.

— En France, la croissance, négative en 1993 (- 1,1 %), serait faiblement positive en 1994 (+ 0,6 %) et accélérerait franchement en 1995 (+ 3,2 %). La reprise s'opère nettement à la mi-1994, sous l'influence du relâchement monétaire. En fin de prévision, le redressement esquissé de la composante cyclique décennale, auparavant encore décroissante, conforte le redressement conjoncturel.

L'impression donnée par ces « prévisions » est, comme on peut le craindre de la part de modèles trop unilatéraux, qu'elles accentuent des évolutions néanmoins envisagées par les conjoncturistes (lesquels, on le sait, sont vulnérables...) : ralentissement de l'expansion américaine, consécutive à un éventuel resserrement monétaire, lequel serait justifié par la perception des risques associés à l'accélération instantanée aujourd'hui perçue ; reprise française, tardive mais ensuite bien engagée. La prévision américaine peut être biaisée vers le bas si persiste dans l'actuel niveau relatif élevé des taux longs un élément exceptionnel lié à la digestion des crises financières passées. Auquel cas un repli de l'écart entre taux long et taux court constituerait d'abord un retour à la normale plutôt qu'un véritable raidissement monétaire et serait mal interprété par notre modèle : ce serait le symétrique de l'erreur reconnue par Watson pour 1990. Sous ces réserves, qui visent notamment les estimations

quantitatives, l'information qualitative est intéressante. Elle met en évidence la sensibilité des économies à l'égard des conditions monétaires et conforte l'idée d'un retournement positif de l'activité économique française à partir de la mi-1994, conditionné bien sûr par la configuration monétaire qui prévaudra alors. Elle incite à la prudence face à une extrapolation trop facile de l'accélération récente de la croissance américaine.

Conclusion

L'introduction de variables exogènes dans les modèles structurels d'analyse cyclique offre un cadre intéressant pour tester la pertinence d'indicateurs avancés du PIB, même lorsque ces indicateurs ont un comportement cyclique peu conforme au cycle de référence. Pour les Etats-Unis et la France, l'écart entre taux d'intérêt long et court fournit un tel indicateur avancé dont le caractère précurseur paraît semblable au sein de ces deux économies, bien que le caractère cyclique de la régulation monétaire conjoncturelle soit affirmé plus nettement et depuis plus longtemps aux Etats-Unis. Dans les deux pays, la prise en compte de l'indicateur avancé dans la modélisation du comportement cyclique du PIB révèle la présence d'une composante cyclique de période égale ou supérieure à la décennie, plus longue que celle du cycle conjoncturel *stricto sensu* et assimilable, semble-t-il, à un cycle d'accumulation.

L'usage prévisionnel des modèles ainsi estimés est soumis à certaines réserves et précautions. Ce ne peut être un cadre autosuffisant pour l'activité prévisionnelle du conjoncturiste mais c'est un outil, parmi d'autres, de cette activité, qui est susceptible de fournir des indications utiles sur la proximité des retournements à venir et les facteurs qui y concourent.

Références bibliographiques

- ADDA J., SIGOGNE P. (1993) : « Eléments pour une approche endogène des retournements conjoncturels », *Observations et diagnostics économiques, Revue de l'OFCE*, n° 45, numéro spécial sur les cycles économiques, juin.
- ARTUS P. (1993) : « Structure par terme des taux d'intérêt et reprise économique », *Document de travail, Service des Etudes Economiques et Financières, Caisse des Dépôts et Consignations*, n° 1993-22/T, décembre.
- FAYOLLE J. (1993a) : « Décrire le cycle économique », *Observations et diagnostics économiques, Revue de l'OFCE*, n° 45, numéro spécial sur les cycles économiques, juin.
- FAYOLLE J. (1993b) : « Cycles et trends d'épargne et d'investissement dans une économie moyenne et ouverte : le cas de la France », *Observations et diagnostics économiques, Revue de l'OFCE*, n° 45, numéro spécial sur les cycles économiques, juin.
- FAYOLLE J., MATHIS A. (1993) : « Tendances et cycles stylisés dans les pays du G7 : une approche stochastique », *Observations et diagnostics économiques, Revue de l'OFCE*, n° 47, octobre.
- FOUET M. (1993) : « Eléments de comparaison internationale », *Observations et diagnostics économiques, Revue de l'OFCE*, n° 45, numéro 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, juillet.
- HARVEY A.C. (1989) : *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*, Cambridge University Press.
- SIGOGNE P. (1993) : « Europe : la reprise s'étire », *Lettre de l'OFCE*, n° 122, 14 décembre.
- STOCK J.W., WATSON M.W. (1989) : « New indexes of Coincident and Leading Indicators », *NBER Macroeconomics Annual 1989*, MIT Press.
- WATSON M.W. (1991) : « Using econometric models to predict recessions », *Economic Perspectives*, Federal Reserve Bank of Chicago, novembre-décembre.