

---

---

**NOTES D'ÉTUDES**

---

**ET DE RECHERCHE**

---

**LES MARCHÉS FINANCIERS ANTICIPENT-ILS  
LES RETOURNEMENTS CONJONCTURELS?**

Benoît Bellone, Erwan Gautier et Sébastien Le Coent

Juillet 2005

**NER - R # 128**



**LES MARCHÉS FINANCIERS ANTICIPENT-ILS  
LES RETOURNEMENTS CONJONCTURELS?**

Benoît Bellone, Erwan Gautier et Sébastien Le Coent

Juillet 2005

**NER - R # 128**

Les Notes d'Études et de Recherche reflètent les idées personnelles de leurs auteurs et n'expriment pas nécessairement la position de la Banque de France. Ce document est disponible sur le site internet de la Banque de France « [www.banque-France.fr](http://www.banque-France.fr) ».

The Working Paper Series reflect the opinions of the authors and do not necessarily express the views of the Banque de France. This document is available on the Banque de France Website "[www.banque-France.fr](http://www.banque-France.fr)".

# Les marchés financiers anticipent-ils les retournements conjoncturels ?<sup>1</sup>

Benoît Bellone<sup>2</sup>  
OCDE

Erwan Gautier  
Banque de France,  
GRECSTA

Sébastien Le Coent  
Université Paris 1  
EUREQUA

---

<sup>1</sup>Nos remerciements vont particulièrement à Fabrice Lengart pour son aide et ses conseils, à Frédérique Bec pour ses encouragements ainsi qu'à Caroline Jardet et à deux rapporteurs anonymes pour leurs remarques et suggestions. Cet article, présenté en séminaire de recherche de la Banque de France en juin 2005, s'appuie pour partie sur les résultats d'un groupe de travail de troisième année de l'ENSAE : "Les marchés financiers anticipent-ils les retournements conjoncturels ? " réalisé entre octobre 2003 et mai 2004. Les programmes utilisés dans cet article ont été respectivement développés par E. Gautier et S. Le Coent pour la section 2, B. Bellone avec la librairie multivariée MSVARlib 2.0, disponible sur le site <http://bellone.ensae.net> pour la section 3 (Bellone (2005)), adaptés à partir de programmes Gauss fournis par Fabrice Lengart pour la section 4.

<sup>2</sup>OCDE, 2, rue André Pascal 75016 Paris, tel : (33)1 45 24 95 18, e-mail : [benoit.bellone@ensae.org](mailto:benoit.bellone@ensae.org). Au moment de la rédaction de cet article, Benoit Bellone appartenait à la Direction Générale du Trésor et de la Politique Economique.

**Résumé :**

Cet article cherche à identifier la capacité des variables financières à constituer des indicateurs avancés de l'activité américaine. Il introduit notamment l'utilisation de divers modèles à chaîne de Markov cachée dont le modèle MS-VAR de Krolzig (1997) et celui de Grégoir-Lenglart (2000). A partir de quatre séries financières, ceux-ci fournissent un cadre qui se révèle robuste et fiable pour la construction d'un indicateur avancé probabiliste qualitatif dont l'horizon prédictif est de 3 à 6 mois. Les marchés financiers au cours des 40 dernières années ont renvoyé très peu de faux signaux, identifiant toutes les phases de ralentissements conjoncturels outre-atlantiques, dont les six récessions majeures considérées par le NBER.

**Mots-clés :** Cycle d'affaires, Modèles multivariés à changements de régimes markoviens qualitatifs, Modèles MS-VAR, Indicateurs avancés.

**Abstract :**

This article aims at estimating leading indicators of the American economy with financial variables. We use two types of hidden Markov chains models, a quantitative one (Krolzig (1997)) and a qualitative one (Gregoir et Lenglart (2000)). These models provide a robust and reliable framework to build with financial variables a qualitative probabilistic indicator with a 3- to 6-month lead on business and growth cycle. During the last forty years, the financial market rarely proved false signals and identified all recessions -which are dated by the NBER- and slowdowns periods of the American economy.

**Mots-clés :** Business cycles, Qualitative multivariate Markov switching models, MS-VAR models, Leading indicators.

JEL Codes : C32, E32, E44

## Résumé non technique :

Cet article vise à identifier dans quelle mesure, aux Etats-Unis, les marchés financiers anticipent les retournements conjoncturels sur la période 1960-2003. Par ailleurs, s'il peut être pertinent de construire un indicateur avancé mensuel à l'aide de variables financières, dans quelle mesure le conjoncturiste peut-il s'y fier ? Les marchés se trompent-ils souvent ?

Depuis les premiers travaux de Burns et Mitchell (1946) sur les cycles, la construction d'indicateurs avancés permettant d'anticiper les retournements conjoncturels n'a cessé de stimuler la recherche appliquée. Ainsi, aux Etats-Unis, il existe un indice composite des principaux indicateurs avancés qui donnent une vision relativement fidèle des fluctuations conjoncturelles à un horizon de prévision de l'ordre de trois à six mois (McGuckin et al. (2003)). Construit de manière séquentielle, il est calculé à partir de données souvent incomplètes et soumis à des révisions significatives. Les conjoncturistes et les marchés ne disposent donc d'un indicateur composite définitif que plusieurs mois après la première publication. Par ailleurs, plus de 60% des pondérations de cet indice sont associés à des variables financières et monétaires telles qu'un spread de taux d'intérêt, l'agrégat monétaire M2, l'indice boursier SP500. De même, Bellone et Saint-Martin (2003) et Bellone (2005) s'intéressant à l'horizon prédictif d'un grand nombre d'indicateurs conjoncturels américains concluent qu'en dehors des séries financières, l'horizon offert par les données d'enquêtes et les statistiques macroéconomiques ne va pas au-delà d'un trimestre. Elles se révèlent donc davantage comme des indicateurs coïncidents ou faiblement avancés. Sur les marchés d'actifs, chaque publication économique est interprétée et analysée en termes d'information nouvelle, pour être incorporée aux anticipations des agents qui modifient leurs positions. Si l'on retient l'hypothèse d'efficience des marchés, ces anticipations sont théoriquement reflétées par la dynamique des prix d'actifs. Ces séries pourraient donc fournir de bons indicateurs avancés des évolutions futures des variables de la sphère réelle.

Une littérature riche conclut sur un pouvoir prédictif significatif des prix d'actifs quant à l'activité future. Cependant, comme le soulignent Stock et Watson (2003) ou Chauvet et Potter (2002), ces relations se caractérisent par une forte instabilité, difficile à contourner dans le cadre de modèles linéaires. Ceci limite d'autant leur utilisation à des fins conjoncturelles. Des modèles fondés sur une approche probabiliste de détection des points de retournement peuvent alors apparaître comme un recours (Chauvet (1999)). Le principal apport de cet article est de construire, à l'aide de deux modèles à changements de régimes markoviens, l'un de type " qualitatif " inspiré des travaux de Grégoir et Lengart (2000), l'autre de type MS-VAR, inspiré des travaux de Krolzig (1997) et Hamilton (1989), un indicateur financier capable de détecter les retournements conjoncturels.

La modélisation MS-VAR permet de mettre en évidence un changement significatif des anticipations formées sur les marchés financiers. Cette caractérisation complète des signaux provenant des marchés montre que les indications tirées de la sphère financière sur l'évolution du cycle réel se sont sensiblement érodées au cours des quinze dernières années. Cependant, le travail du conjoncturiste consiste peut-être moins à anticiper l'ampleur des fluctuations conjoncturelles que leur direction. L'approche qualitative du modèle de Grégoir et Lengart (2000) fondé sur

un codage des innovations conjoncturelles fournit une grille de lecture précise du sens des anticipations. Cet indicateur permet ainsi de conclure que les variables financières conservent une capacité d'anticipation de l'ordre de un à deux trimestres, sur l'ensemble de la période 1960-2003. L'indicateur probabiliste de Grégoir-Lenglart se révèle robuste en produisant peu de faux signaux et fournit deux grilles de lecture en temps réel, coïncidente et avancée, du cycle de croissance outre-atlantique.

### **Non-technical summary :**

This article aims at evaluating whether financial markets could forecast economic turning points in the United-States during the period 1960-2003. In addition, is it pertinent to build a monthly leading indicator with the financial variable? How reliable could it be? Are financial markets often wrong about the future of the business cycle?

Since the seminal paper of Burns and Mitchell (1946), construction of business cycle leading has stimulated applied economic research. In the United States, a composite index of the main leading indicators provides a quite accurate forecast of the business cycle with a 3- to 6-month predicting horizon (McGuckin et al. (2003)). Nevertheless, this index is sequentially built and computed with incomplete and significantly revised data. Economists and markets may access a definitive composite index only a few months after the first publication. In addition, more than 60% of the weights of this index are associated with monetary and financial variables (the interest rates spread, the M2 money supply aggregate, the SP 500 stock index). Bellone and Saint-Martin (2003) and Bellone (2005) analyse the predicting power of a large set of American economic variables, and conclude that except for the financial variables, the forecasting horizon provided by the surveys' data or macroeconomic series does not exceed a quarter. They are regarded more as coincident or weak leading indicators. On stock markets, each economic publication is to be interpreted and analysed in terms of new information it conveys. This must be integrated to agents' expectations. If the hypothesis of market efficiency is correct, these expectations should be theoretically reflected by asset prices' dynamics. The financial variables might thus provide reliable leading indicators of economic variables' future changes.

A large literature concludes that asset prices have a significant predicting power on the future activity. However, Stock and Watson (2003) or Chauvet and Potter (2002) underline that these relations are characterized by a huge instability which seems difficult to overcome with linear models. This may limit their use for short-run economic forecasting. That is why Chauvet (1999) suggests resorting to a probabilistic approach for turning points detection. The main contribution of this article is to construct, with two types of Markov switching models - a qualitative one (Grégoir and Lenglart (2000)) and a quantitative one (Krolzig (1997)) - a financial indicator which could be able to anticipate economic turning points.

The quantitative model, MS-VAR, gives evidence of a deep change in financial markets' expectations. Besides, the predicting power of financial variables on real cycle seems to fall during the last fifteen years. However, economists may want, in the short-run, to forecast the direction more than the amplitude of the economic fluctuations suggested by new information. That is why, the qualitative approach of Grégoir and Lenglart (2000) is based on a recoding of series' weak inno-

vations, this model provides an accurate reading grid of the expectations' directions. It allows the following conclusions : financial variables keep a predicting power of one to two quarters on the whole period of analysis (1960-2003) ; the financial and economic probabilistic indicators of Gregoir and Lengart provide very few false signals ; the former tending to forecast the American growth cycle's inflexions and the latter identifying them in real-time, quite accurately.

# 1 Introduction.

Depuis les premiers travaux de Burns et Mitchell (1946), la construction d'indicateurs avancés permettant d'anticiper les retournements conjoncturels n'a cessé de stimuler la recherche appliquée. Aux Etats-Unis, économie sur laquelle se concentre cette étude, il existe ainsi un indice composite des "leading indicators", principaux indicateurs avancés de l'économie américaine. Cet indice, présenté en détail par McGuckin et al. (2003) donne une vision relativement fidèle des fluctuations conjoncturelles avec un horizon de prévision recensé dans la littérature de l'ordre de trois à six mois. Cependant, construit de manière séquentielle, il est calculé à partir de données souvent incomplètes lors des premières publications et soumis à des révisions significatives. Les conjoncturistes et les marchés ne disposent donc d'un indicateur composite définitif que plusieurs mois après la première publication. Par ailleurs, une première étude de la composition de cet indice conduit à la remarque suivante : plus de 60% des pondérations sont associées à des variables financières tels que le spread de taux d'intérêt, l'agrégat monétaire M2, l'indice boursier SP 500<sup>3</sup>. De même, Bellone et Saint-Martin (2003) et Bellone (2004a) s'intéressant à l'horizon prédictif d'un grand nombre d'indicateurs conjoncturels américains concluent qu'en dehors des séries financières, l'horizon qu'offrent les données d'enquêtes qualitatives ou les statistiques macroéconomiques ne va pas au delà d'un trimestre, se révélant ainsi davantage comme des indicateurs coïncidents ou faiblement avancés.

Pour Chauvet (1999) ou Chauvet et Potter (2000), s'il existe des indicateurs avancés de l'état de la conjoncture américaine, ceux-ci sont vraisemblablement à identifier parmi les variables financières. En effet, sur les marchés d'actifs, chaque publication économique est interprétée, analysée en terme d'information nouvelle, pour être incorporée aux anticipations des agents, qui selon leur représentation des croyances du "marché" modifient leurs positions. Au final, ces anticipations sont théoriquement reflétées par la dynamique des prix d'actifs, délivrés en temps réel et par nature jamais révisés. Par conséquent, ces séries devraient fournir de bons indicateurs avancés des évolutions futures de la sphère réelle.

Cet article vise donc à identifier dans quelle mesure les marchés financiers anticipent les retournements conjoncturels face à la diversité des instruments de diagnostic ? Par ailleurs, s'il est peut-être pertinent de construire un indicateur avancé "qualitatif" à l'aide de variables financières, dans quelle mesure le conjoncturiste peut-il s'y fier ? Les marchés se trompent-ils souvent ?

Une littérature riche conclut sur un pouvoir prédictif significatif des prix d'actifs quant à l'activité future. Cependant, comme le soulignent Stock et Watson (2003b) ou Chauvet et Potter (2002), ces relations se caractérisent par une très forte instabilité qu'il est difficile de contourner dans le cadre de modélisations linéaires. Ceci limite d'autant leur utilisation à des fins conjoncturelles. Instillé par Chauvet (1999), le recours à d'autres modèles fondés sur une approche probabiliste de détection des points de retournement peut alors apparaître comme une voie concurrente à explorer.

La principale innovation de cet article est de mettre en évidence à l'aide de deux modèles à changements de régimes markoviens, l'un de type "qualitatif" inspiré des travaux de Grégoir

---

<sup>3</sup>Voir [www.globalindicators.org/methodology](http://www.globalindicators.org/methodology)



et Lenglart (2000), l'autre de type "MS-VAR" inspiré des travaux de Krolzig (1997) et Hamilton (1989), la robustesse du caractère avancé d'indicateurs financiers combinés qui offrent un horizon prédictif variant de 3 à un peu plus de 6 mois au cours des 40 dernières années sur les retournements conjoncturels. Se dégage de ces travaux également une datation originale des fluctuations de l'activité.

Dans une première partie, nous justifions le choix des variables permettant l'usage d'une telle modélisation et étudions leur positionnement particulier dans le cycle. Puis, dans le cadre de modèles multivariés à changement de régimes markoviens, nous montrons que les variables financières non seulement permettent une lecture du cycle aussi robuste que les indicateurs traditionnels mais anticipent assez significativement les retournements conjoncturels. Dans une troisième section, nous analysons le signal adressé par les innovations conjoncturelles fournies par des variables financières à l'aide du modèle "qualitatif" introduit par Grégoir et Lenglart (2000), conduisant à un outil de détection robuste et performant.

## 2 Décrire le cycle américain.

Quels ont été les critères qui ont guidé la sélection des séries utilisées? Nous mettons particulièrement en évidence dans cette section les principales propriétés des séries retenues.

### 2.1 Datation versus détection.

Le comité du Bureau de datation du cycle américain du NBER (National Bureau of Economic Research) demeure l'organisme de référence déterminant les différentes périodes d'expansion et de récession de l'économie américaine. Cependant, la publication des résultats de ce comité est souvent très retardée (en moyenne plus de 9 mois)<sup>4</sup>. Ces délais peuvent se justifier car il s'agit de réaliser une datation du cycle c'est à dire *ex post*. Les résultats de ce comité seront utilisés comme une référence de datation du cycle d'affaires pour déterminer l'avance ou le retard des variables étudiées. Cependant, le conjoncturiste cherche avant tout à réaliser une datation en temps réel, ce que l'on appelle "détection". Disposer de variables peu ou pas révisées au cours du temps et disponibles le plus rapidement possible présente un intérêt évident. Par ailleurs, il est important de garder à l'esprit, que la lecture du cycle effectuée par le NBER est partielle : l'économie américaine ayant rencontré fréquemment des phases de ralentissement de la croissance qui ne se sont pas transformées en récession en 1985, 1989, 1992 ou 1995, tout en marquant une inflexion majeure de la dynamique économique que le conjoncturiste cherche à distinguer<sup>5</sup>. L'objectif de cet article est également de fournir une grille de détection en temps réel, plus fine et moins retardée que la datation du cycle d'affaires proposée par le NBER.

Le choix des variables se base sur les premiers travaux d'Anas et Ferrara (2002a) et de Bellone et Saint-Martin (2003) mais aussi des résultats *a posteriori* sur le positionnement dans le cycle d'un groupe de plus de trente variables économiques et financières américaines issu de la base

---

<sup>4</sup>Comme le notent Anas et Ferrara (2002a), le pic de juillet 1990 a été annoncé en avril 1991, la récession de mars 1991 seulement en décembre 1991 et le pic de mars 2001 seulement en novembre 2001.

<sup>5</sup>Voir Baron et Baron (2002) ou Anas et Ferrara (2002b) pour une présentation pédagogique du cycle d'affaires et du cycle de croissance.

de données de Bellone (2004b)<sup>6</sup> (cf. annexes tableau 1 p. 25). Deux groupes de séries ont été constitués à partir de ces premiers travaux.

Tout d'abord, quatre variables économiques réelles ont été sélectionnées : l'indice de la production industrielle, le taux de chômage, l'indice d'annonces d'offres d'emploi parues dans la presse et les dépenses totales de construction<sup>7</sup>. Ces quatre séries, utilisées par Ferrara (2003) et Bellone (2004a) pour développer des indicateurs probabilistes coïncidents de récession qui permettent de reproduire assez fidèlement les datations du NBER.

Quatre variables financières ont été retenues, en s'inspirant notamment des travaux de Chauvet (1999). Les trois premières sont disponibles quotidiennement : il s'agit de l'indice Standard and Poor's 500 qui reflète l'évolution au New York Stock Exchange d'une sélection de 500 valeurs boursières, du spread entre le taux d'intérêt à 3 mois des Fed Funds et le taux à 10 ans des bons du Trésor et du spread de taux entre obligations corporate "BAA" et obligations corporate "AAA" toutes les deux notées par Moody's<sup>8</sup>. Enfin, l'offre de monnaie représentée par l'agrégat monétaire M2 a été aussi retenue<sup>9</sup> (cf annexes tableau 1 pour une présentation plus complète).

## 2.2 Des variables financières en avance sur le cycle économique.

Dans un premier temps, nous montrons à l'aide d'analyses empiriques simples dans quelle mesure les variables financières prises une à une, présentent bien une avance sur le cycle économique.

Les fondements théoriques liant les marchés financiers et la "sphère réelle" sont aujourd'hui relativement bien formalisés. Sédillot (1999) recense ainsi trois canaux par lesquels les acteurs économiques et financiers formulent leurs anticipations à travers la variable "phare" qu'est la pente des taux : les anticipations de la politique monétaire, les effets de la politique monétaire et le lissage intertemporel de la consommation. En effet, la perception d'un ralentissement de la croissance par les agents doit se traduire par des anticipations de baisse des taux courts conduite par les autorités monétaires. Le taux long, étant en théorie une moyenne pondérée des taux courts anticipés (à une prime de risque près), doit baisser à la suite d'une anticipation de ralentissement économique, d'autant plus sévèrement que la récession attendue est forte. Le deuxième mécanisme repose sur l'observation d'Estrella et Mishkin (1998) selon lesquels considérer la pente des taux permet de prendre en compte le jugement des agents financiers sur la crédibilité de la politique monétaire : les taux longs variant d'autant moins que la politique monétaire est crédible et que les agents anticipent une reprise rapide de l'activité. Enfin, le dernier mécanisme par lequel les mouvements de taux apportent de l'information sur l'activité future anticipée s'appuie sur le comportement du consommateur. Si celui-ci considère une récession comme probable, et sous l'hypothèse qu'il ait un comportement de maximisation intertemporelle et qu'il soit averse au risque, celui-ci peut tenter de se prémunir contre une diminution future de ses revenus en

---

<sup>6</sup>Disponible sur le site <http://bellone.ensae.net> dans les packages MSVARlib 1.0 et 2.0

<sup>7</sup>Les trois premières séries sont disponibles depuis janvier 1960, la dernière depuis janvier 1964. Ces séries sont toutes publiées avec un retard d'environ un mois et sont peu ou pas révisées. Des graphiques de ces séries sont présentés dans Bellone (2004a).

<sup>8</sup>Une hausse de ce spread doit révéler une détérioration anticipée de la conjoncture, liée à une augmentation des risques associées aux sociétés les plus vulnérables et à une faible qualité de crédit.

<sup>9</sup>On retient donc trois composantes du leading indicator : M2, le spread "3 mois - 10 ans" et l'indice boursier Standard & Poor's 500.

achetant des titres longs contre des titres courts. Les acteurs préfèrent alors se réfugier sur des titres à revenus garantis au détriment de titres à rémunérations variables. L'ensemble de ces mouvements se traduit directement dans la pente des taux du fait des variations de rendements, par le jeu de l'offre et de la demande des titres longs et courts. Finalement, la justification à l'oeuvre dans ces trois mécanismes est la même : il s'agit de la capacité des marchés financiers à analyser l'information et à laisser transparaître, dans leur évolution, leurs anticipations quant à la dynamique de l'activité future.

Pour évaluer le caractère "avancé" de chaque série, nous utilisons la statistique QPS<sup>10</sup>, prise comme une distance aux datations du NBER. Afin de mesurer l'avance ou le retard de ces séries vis à vis de cette référence, des datations décalées sont utilisées. Comme l'ont montré Anas et Ferrara (2002a) ou Bellone et Saint-Martin (2003), le groupe des quatre séries macroéconomiques réelles est parfaitement coïncident avec le cycle d'affaires. Ainsi, le modèle à deux états laisse apparaître une simultanéité de l'évolution des quatre séries avec les datations du NBER (cf. annexes tableau 2 p. 25).

Les quatre variables financières montrent quant à elles une réelle avance sur le cycle réel. En effet, les QPS instantanées sont de faible qualité allant de 0,2 à 0,3 pour les quatre séries. Par contre, l'ensemble des variables financières montre une avance non-négligeable : pour le spread l'avance maximale permettant de minimiser le critère QPS est de 9 mois, 6 mois pour M2, et de l'ordre de 3 mois pour l'indice boursier. Enfin, l'avance du spread corporate est plus faible, le signal émis par cette variable semblant trop peu persistant dans une estimation univariée<sup>11</sup>.

### 2.3 Trois phases dans le cycle économique américain.

Les premiers modèles de représentation du cycle américain suivaient les travaux empiriques de Burns et Mitchell (1946) et supposaient comme ces derniers que le cycle est une succession de phase de récessions relativement courtes et d'expansions plus longues. Par conséquent, la littérature, à l'instar d'Hamilton (1989), était centrée sur une représentation en deux phases du cycle économique. Un premier examen des séries utilisées donnent la même intuition. En effet, les densités empiriques estimées par la méthode des noyaux<sup>12</sup> sont fortement asymétriques

<sup>10</sup>Le QPS (Quadratic Probability Score) de Brier (1950) est un outil quantitatif permettant de déterminer le positionnement dans le cycle d'une variable. Il est défini selon la formule suivante :

$$QPS = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (R_t - P_t)^2 \quad (1)$$

où pour  $t = 1, \dots, T$ ,  $(P_t)_t$  sont les probabilités filtrées d'être en récession qui sont obtenues à partir d'un modèle à changements de régimes markoviens à deux régimes sans terme autorégressif et  $(R_t)_t$  sont les datations du NBER, elles prennent la valeur 1 en récession et 0 en expansion.

<sup>11</sup>Comme le note Banerji (1999), nous ignorons tout *a priori* de la distribution de la statistique de QPS. Nous avons donc construit des tests non-paramétriques à la Banerji (1999) pour mieux évaluer la significativité de l'avance des variables financières prises une à une sur le cycle économique réel. (cf. annexes tableau 3 p. 26)

<sup>12</sup>Les quatre variables réelles, non-stationnaires en niveau, ont été différenciées. C'est un glissement trimestriel sur données mensuelles ( $\log(X_t) - \log(X_{t-3})$ ) qui a été utilisé dans cette première section plutôt qu'une variation mensuelle présentant l'inconvénient majeur d'être très bruitée. Le chômage est une variable contracyclique, c'est donc l'opposé de son glissement trimestriel qui est utilisé. Dans le groupe des variables financières, seule la variable de spread "3 mois - 10 ans" est stationnaire en niveau et les trois autres variables seront considérées en glissement trimestriel au cours de cette étude.

autour de leur moyenne avec des queues de distribution épaisses, ce qui illustre l'asymétrie entre des récessions courtes et des expansions longues (cf. annexes graphes 7 et 8 p. 26). De plus, les densités présentent plusieurs "pics", deux de manière évidente. Ces premières observations permettent de conclure que la dynamique des séries est susceptible de suivre un mélange de lois, celle-ci pouvant au moins se décomposer en au moins deux régimes : "croissance" versus "récession".

Cependant, pour Sichel (1994), les fluctuations du cycle économique se décomposent en trois phases bien distinctes plutôt que deux. A l'aide d'analyses empiriques, Sichel (1994) montre l'existence d'un troisième état : entre deux périodes de récession, l'état haut des indicateurs de Hamilton (1989) dissimule des disparités importantes de position du cycle. Les récessions seraient suivies par une phase d'accélération forte de la croissance puis par une phase de croissance moyenne. Les périodes de contraction et d'expansion seraient alors interprétées comme des interruptions brutales du rythme de croissance potentielle. Sichel réaffirme l'importance de la composante transitoire du produit et la justifie par le comportement des stocks qui permettrait d'expliquer cette troisième phase de croissance "moyenne".

Cette observation peut-être illustrée par les densités empiriques des taux de croissance de la production industrielle et de l'offre de monnaie, qui semblent pouvoir être approximées, de manière heuristique, par la somme de trois densités normales<sup>13</sup>, (cf. annexes graphes 7 et 8 p. 26).

Ces observations nous conduisent à proposer une représentation basée sur trois phases en distinguant un régime de forte croissance (caractérisé par un taux de croissance supérieur à la croissance tendancielle) et un régime de croissance "moyenne" (taux de croissance positif mais inférieur au tendanciel).

### **3 Les marchés financiers peuvent-ils anticiper les retournements conjoncturels ?**

Les variables financières prises une à une permettent donc de détecter rapidement les retournements conjoncturels. Cependant, le cycle se caractérise avant tout par le co-mouvement d'un ensemble de séries. Par conséquent, pour prendre en compte cette propriété essentielle, introduire un cadre multivarié peut sembler nécessaire. On peut alors chercher à mesurer si les marchés financiers, considérés dans leur ensemble, anticipent les retournements conjoncturels.

#### **3.1 Un cadre multivarié pour l'analyse du cycle.**

La représentation des cycles économique et financier suppose la prise en compte de trois caractéristiques, le cycle est un co-mouvement de variables, il est asymétrique et se compose de

---

<sup>13</sup>Nous représentons en annexes les densités des séries IPI et M2 estimées par la méthode des noyaux et une approximation de ces densités. Cette approximation établie comme somme pondérée de trois densités normales n'est pas issue d'une estimation, mais se veut seulement une illustration de la possible décomposition en trois régimes de ces distributions. Seule l'approche bayésienne semble pouvoir permettre de façon rigoureuse, la détermination endogène du nombre d'états dans un modèle markovien à changement de régimes. Il faudrait alors étendre les travaux de Chopin, et Pelgrin (2004) à notre approche multivariée, ce qui dépasse le cadre de cet article.

trois phases.

Krolzig (1997) fournit un cadre méthodologique pour prendre en compte ces trois caractéristiques, le MS-VAR<sup>14</sup>. La spécification du modèle répond aux mêmes exigences que le modèle proposé par Diebold et Rudebusch (1996), c'est à dire qu'il tente de réconcilier les approches du cycle centrées sur l'asymétrie et celles centrées sur le co-mouvement. Pour reproduire l'asymétrie observée dans les données, à l'instar des arguments avancés par Baron et Baron (2002), les modèles à changements de régimes markoviens apparaissent comme de bons candidats. Hamilton (1989), dans un cadre univarié montre ainsi le bon comportement de ces modèles pour reproduire l'asymétrie du PIB américain. Le MS-VAR constitue alors une généralisation du modèle de Hamilton (1989) au cadre multivarié et nous l'appliquons avec l'hypothèse que les cycles économique et financier suivent trois régimes de croissance distincts.

Ce modèle repose sur l'hypothèse d'un processus variant en fonction de l'état dans lequel l'économie se situe. Cette dépendance s'exprime par l'intermédiaire d'une variable aléatoire inobservable discrète  $S_t$  qui prend les valeurs  $\{1, 2, 3\}$  dans notre cas à trois régimes. Si  $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{Kt})$  est l'ensemble des variables observées ( $K=4$  ici), le modèle s'écrit comme :

$$y_t - \mu_{S_t} = u_t \quad (2)$$

où  $u_t$  est un bruit gaussien :

$$u_t \sim N(0, \Sigma) \quad (3)$$

et  $\mu_{S_t}$  dépend de l'état  $S_t$  :

$$\mu_{S_t} = (\mu_{S_t1}, \dots, \mu_{S_t4})' \text{ avec } S_t = \{1, 2, 3\}$$

L'état  $S_t$  suit une chaîne de Markov d'ordre 1 caractérisée par la propriété suivante :

$$P[S_t = j | S_{t-1} = i, S_{t-2} = k, \dots] = P[S_t = j | S_{t-1} = i] \equiv p_{ij} \quad (4)$$

On peut se référer à Bellone (2004a) pour une présentation relativement exhaustive de cette grille de lecture.

La forme finale du modèle, par hypothèse à trois régimes, présenté ci-dessus, a été sélectionnée *a posteriori* à partir des critères d'information usuels (cf. annexes tableau 4 p. 28). Pour les variables réelles et financières, ces critères sont minimisés pour un modèle avec une matrice de variance-covariance des résidus hétéroscédastique et ne dépendant pas de l'état  $S_t$ , ce qui permet de confirmer le caractère raisonnable de nos hypothèses initiales.

Nos estimations rejoignent les conclusions d'Albert et Chib (1993) et de Lahiri et Wang (1994), et nous incitent à ne pas inclure de terme autorégressif, non seulement pour des motifs de parcimonie, mais surtout du fait d'une performance en termes de détection des modèles autorégressifs fortement réduite.

Nous modélisons alors deux états latents ( $S_t$  et  $S_t^*$ ) qui sont *a priori* supposés distincts. Le premier issu des variables réelles peut être interprété comme une représentation de l'état de l'économie et le second comme le régime suivi par les marchés financiers, reflétant soit une anticipation de l'état "réel"  $S_t$  :

---

<sup>14</sup>Pour Markov-switching Vectorial Auto Regressive.

$$S_t^* = E[S_{t+h_t}|I_t] \quad (5)$$

où  $I_t$  est l'information disponible en  $t$  et  $h_t$ , l'avance sur le cycle réel des cycles financiers, potentiellement instable et aléatoire. Il peut aussi être interprété comme une anticipation des effets non linéaires à venir de la situation macroéconomique (l'état réel), perturbés par d'autres facteurs exogènes  $Z_t$ , purement financiers :

$$S_t^* = E[G(S_{t+h_t}, Z_t)|I_t] \quad (6)$$

Notre approche essaie de déterminer de manière distincte ces deux variables latentes et d'évaluer dans quelle mesure on peut parier sur les "intuitions" ou le "sens" des marchés pour anticiper et détecter les retournements de l'activité.

### 3.2 Une rupture structurelle.

Les variables réelles fournissent un signal persistant. Trois phases du cycle économique se distinguent assez nettement des résultats des estimations<sup>15</sup> (cf. annexes tableau 5 p. 29).

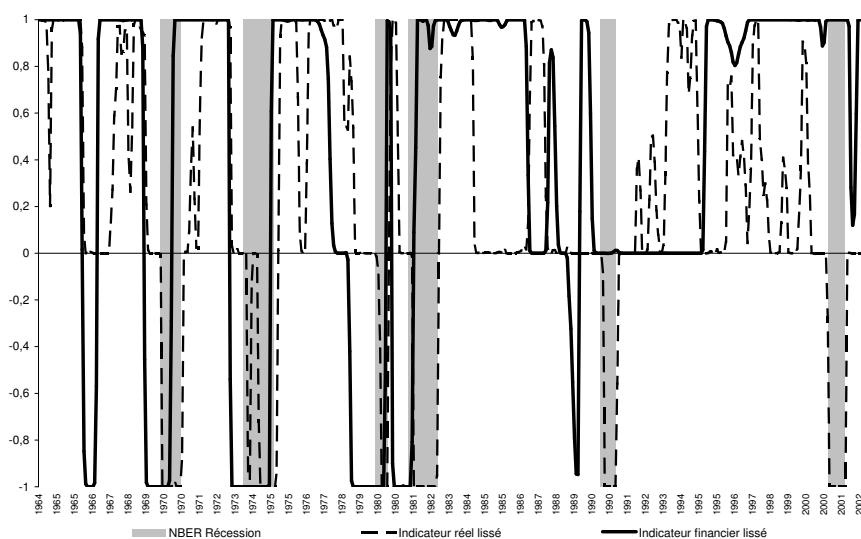


FIG. 1 – Variables financières et variables réelles : modèle MS-VAR à trois états (1964-2004).

<sup>15</sup>La comparaison des modèles MSVAR à deux et trois états montre clairement que les périodes basses sont identiques dans les deux cadres et que ce sont donc les périodes hautes du modèle à deux états qui deviennent périodes moyennes et hautes du modèle à trois états. Ceci confirme *a posteriori* notre choix du modèle à trois états et les observations de Sichel (1994).

Le premier état identifie les périodes de récessions, les constantes estimées pour les quatre séries sont significativement négatives. Le deuxième état identifie des périodes où l'activité approche un rythme de croissance tendancielle puisque le modèle estimé avec des données centrées-réduites présente des constantes associées au deuxième état non-significativement différentes de zéro. Enfin, le troisième état identifie des périodes où l'activité est en forte expansion avec des constantes estimées toutes significativement positives. L'indicateur de retournement<sup>16</sup> sur variables réelles reconstitue toutes les récessions du NBER de façon coïncidente (cf. figure 1 p. 12). En outre, au cours de la forte expansion des années 90, l'indicateur de retournement passe alternativement de l'état moyen à l'état haut marquant alors les années d'accélération de l'activité comme 1996-1998 et les ralentissements ne conduisant pas à des récessions comme entre 1994 et 1996.

Les variables financières fournissent elles aussi un signal précis sur l'état du cycle. Toutefois, l'avance du message émis par les marchés est sans doute à nuancer. S'il semble clair que jusqu'en 1984, les variables financières fournissent un signal extrêmement avancé des récessions à venir, la période allant de 1984 à aujourd'hui est plus ambiguë. Les résultats sur un modèle à trois états indiquent que le "signal financier" manque complètement les récessions de 1990-1991 et de 2001 (cf. figure 1 p. 12). En outre, les constantes estimées, associées aux différents états, ne permettent pas d'identifier aussi clairement que pour les variables réelles, les différents régimes de croissance de l'activité. Si le premier état permet d'identifier les récessions, les deuxième et troisième états n'identifient pas clairement deux régimes de croissance différenciés (cf. estimations tableau 5 p. 29).

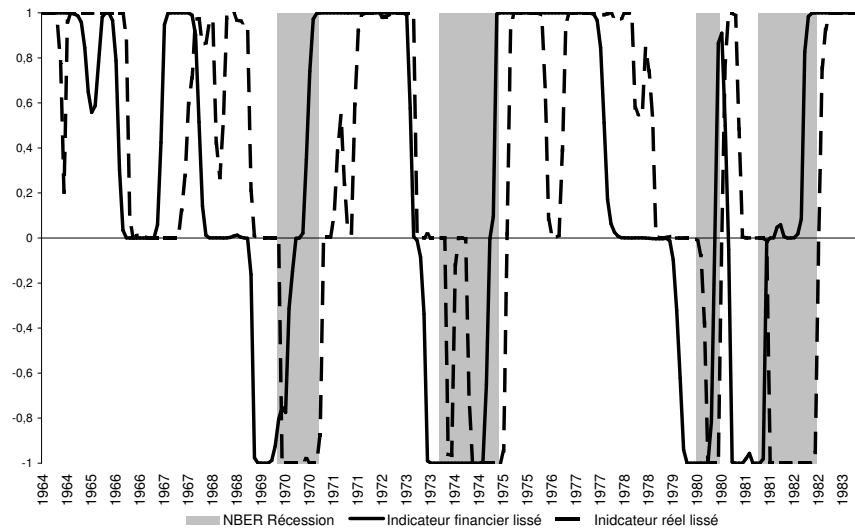


FIG. 2 – Variables financières et variables réelles : modèle MS-VAR à trois états avant 1984.

<sup>16</sup>Cet indicateur est calculé comme la différence entre la probabilité d'être en état haut et la probabilité d'être en état bas.

L'utilisation d'une telle spécification conduit à conclure que les variables financières ne semblent suivre qu'un modèle à deux états depuis 1984.<sup>17</sup> Ces observations illustrent un réel changement de structure de l'économie américaine, caractérisée par une plus grande modération des fluctuations au cours des années 80 et 90. Elles concluent à la plus grande stabilité de l'économie et des politiques monétaires comme l'ont souligné Stock et Watson (2003a). Ces auteurs rappellent en effet, qu'à partir des années 1980, les politiques monétaires ont changé de nature. Au cours des années 60-70, elles ont été selon eux, beaucoup trop permissives et accomodantes entraînant une grande période de poussée inflationniste. A partir de 1980, ces politiques sont plus strictement orientées autour de l'objectif de stabilité des prix et deviennent sans doute plus crédibles. Cependant, pour Stock et Watson (2003a), ce changement de politique monétaire ne peut expliquer à lui seul toute la réduction de volatilité du cycle. Une autre explication pourrait être la déreglementation des marchés financiers.

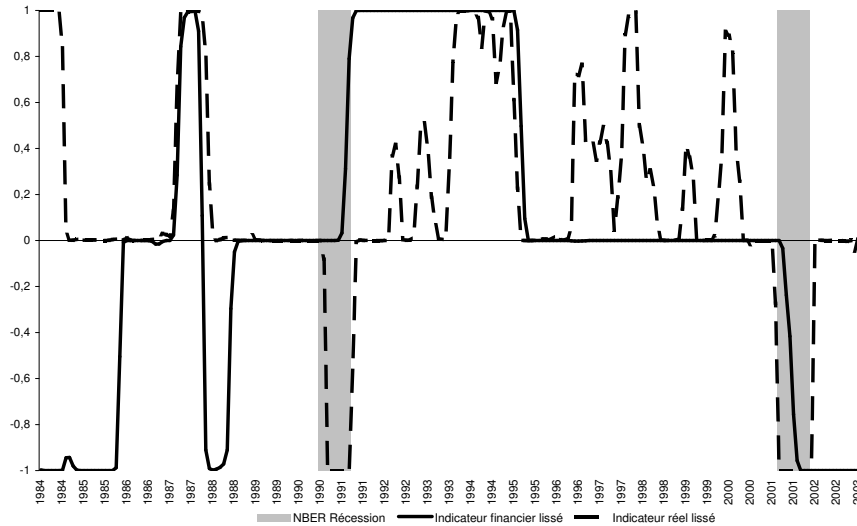


FIG. 3 – Variables financières et variables réelles : modèle MS-VAR à trois états après 1984.

### 3.3 La volatilité du cycle financier.

Dans cette dernière section, nous avons mené sur les variables financières une estimation du même modèle à trois états sur deux sous-échantillons (avant 1984 et après 1984)<sup>18</sup>. Cette estimation

<sup>17</sup>Une analyse se limitant à un modèle à deux états ne remet pas en cause le diagnostic de rupture.

<sup>18</sup>Pour permettre une comparaison avec les estimations sur l'ensemble de la période, nous conservons la même spécification (i.e. trois états, matrice de variance-covariance hétéroscédastique) sur les deux sous-périodes. Les indicateurs financiers sur les deux sous-périodes sont comparés à l'indicateur réel estimé dans la section 3.2 sur



sur deux échantillons confirme la rupture évoquée précédemment puisque les résultats sur la période 1960-1984 sont conformes à ceux obtenus sur les variables réelles et que les résultats sur la période suivante 1984-2003 sont d'une relativement moins bonne qualité (cf. annexes tableau 6 p. 30). Avant 1984, trois phases se distinguent assez aisément de l'estimation des constantes associées aux différents états, l'indicateur anticipant largement les récessions (cf. figure 2 p. 13). Après 1984, les variables financières donnent des résultats peu significatifs. Cependant, même si la qualité du signal se détériore, l'indicateur ne rate plus la récession de 2001, il est beaucoup plus proche de l'indicateur réel mais ne l'anticipe plus (cf. figure 3 p. 14). Un changement fondamental dans la formation des anticipations est donc perçu sur les variables financières à partir de 1984, lié sans doute en partie à la plus grande crédibilité des politiques monétaires, tout comme à la déréglementation des marchés financiers survenue à cette période.

Appliqué au cycle financier, le modèle multivarié ne permet donc pas de reconstituer l'histoire économique sur l'ensemble de la période. En effet, la nature du cycle semble s'être modifiée et une discrimination des états par les moyennes ne permet plus de représenter le changement quantitatif intervenu après 1984. C'est pourquoi, l'analyse d'un signal qualitatif peut sembler plus appropriée pour représenter les anticipations des marchés. Ainsi, depuis 1984, les variables financières sont-elles vraiment incapables d'anticiper les retournements de l'activité ?

## 4 Quelles anticipations les marchés financiers forment-ils sur le cycle économique ?

Chaque jour, les marchés financiers traitent et analysent une quantité d'informations microéconomiques ou macroéconomiques nouvelles, conduisant à modifier ou non leur "vision" du sentier de croissance futur. Ces modifications d'anticipations se reflètent théoriquement alors dans l'évolution des prix d'actifs et de celle des agrégats financiers. Comment traiter ces "innovations" mesurant l'écart entre information anticipée et réalisée ? Quel nouveau mouvement conjoncturel global peut-être inféré de ces innovations ?

### 4.1 Lier les innovations conjoncturelles aux fluctuations de l'activité.

Grégoir et Lengart (2000) proposent un cadre formel de détection en temps réel des retournements conjoncturels dont nous exposons brièvement le principe. L'idée "qu'une période de forte activité commence avec l'occurrence de chocs imprévisibles dont les résultats conduisent l'économie dans une direction positive" est ici essentielle. Il s'agit donc d'isoler à chaque date, l'information nouvelle contenue dans chaque série, puis de déterminer si cette information suggère une hausse ou une baisse de l'activité pour ensuite travailler sur cette séquence de signaux<sup>19</sup> afin d'y détecter des caractéristiques des périodes de forte ou basse activité. Ces innovations extraites sont recodées en +1 ou -1 en fonction de leur signe de manière à disposer d'une variable qualitative à partir de laquelle est estimée une variable inobservable synthétisant l'état de l'économie. Comme pour Hamilton (1989), cette variable est supposée suivre une chaîne de Markov d'ordre

---

toute la période (1964 - 2003).

<sup>19</sup>En pratique, il s'agit d'innovations extraites à chaque date d'un modèle autorégressif univarié portant sur chaque série.

un à deux états (qualifiés d'état favorable et défavorable). Un aspect fondamental du modèle de Grégoir et Lengart est de ne pas considérer le lien entre la variable observable (le vecteur des innovations) et la variable inobservable comme déterministe, mais comme probabiliste. Ceci se traduit par l'introduction d'une seconde variable cachée, indépendante de la première, suivant un processus de Markov et déterminant, à chaque période, si l'information apportée par les innovations est fiable ou non. La présence d'erreurs de codage faisant suite à l'estimation des innovations où le caractère bruité des séries implique en effet que la détermination *a priori* des probabilités des phases hautes et basses à travers la seule lecture du vecteur des innovations est souvent malaisée. L'introduction d'un second processus de Markov permet donc de considérer la possibilité que les innovations n'apportent pas d'information significative sur l'état de l'économie. Cet état d'incertitude correspond donc de fait à un troisième état, à côté des états favorable et défavorable, où l'économie se trouve dans une période d'incertitude ou de stagnation. L'estimation d'une matrice de probabilités de transition élargie, comme nous le montrons en annexe, permet de construire un indicateur fluctuant entre  $-1$  et  $+1$  à partir des probabilités filtrées égal à  $P(S_t = +1|I_t) - P(S_t = -1|I_t)$  où  $S_t$  est la variable représentant l'état de l'économie. Un indicateur proche de  $-1$  représente donc l'occurrence d'une période de régime bas. C'est à cet indicateur que nous nous intéressons à présent pour chacun de nos groupes de variables. Pour une présentation plus détaillée du modèle théorique, le lecteur peut se reporter à l'annexe p. 23.

## 4.2 Les ralentissements conjoncturels mis en évidence par les variables réelles.

En appliquant ce modèle au groupe de variables réelles<sup>20</sup>, nous constatons à travers la figure 9 en annexe p. 33 que l'indicateur filtré présente un comportement relativement persistant, offrant un message certes assez erratique mais interprétable et utilisable dans une perspective d'analyse conjoncturelle. En se situant bien plus souvent dans la partie positive du graphique, il obéit en cela aux observations selon lesquelles les périodes d'expansion sont plus longues en moyenne que les périodes de récession.

L'indicateur de Grégoir et Lengart détecte les six récessions du NBER voire les anticipe lorsque l'indicateur franchit à la baisse la valeur  $-0,6$  pendant une période significative (plus de 3 mois). Ces premiers résultats considérés, il convient de s'interroger sur la présence éventuelle de "faux signaux", c'est-à-dire de périodes pour lesquelles l'indicateur indique un ralentissement qui ne se matérialise pas. Ainsi, outre les phases de récession, on distingue ainsi les épisodes de ralentissement de la fin 1985, de 1989, la phase de "jobless recovery" de 1992-1993, qui se singularisent par un indicateur négatif, mais ne dépassant pas le seuil des  $-0,5$ . Toutes ces phases sont identifiées comme des cycles de croissance (cf. figure 4 p. 17). C'est également le cas du ralentissement de 1995 qui fait suite au relèvement des taux de la Fed de 1994 et à la crise des "Saving and loans". Le seul faux signal se manifeste lors du très court épisode de la crise asiatique de 1998, qui ne s'est pas matérialisée aux Etats-Unis par un ralentissement durable de l'activité industrielle contrairement aux autres zones. La modélisation initiée par Grégoir et Lengart conduit donc à une détection en temps réel aussi bien des récessions que des ralentissements de la croissance, qu'il permet de distinguer en fonction des variations de l'intensité de l'indicateur : une baisse durable sous le seuil de  $-0,6$  se matérialisant par une récession.

<sup>20</sup>Les programmes utilisés sont adaptés de la librairie Gauss initialement développée par S. Grégoir et F. Lengart.

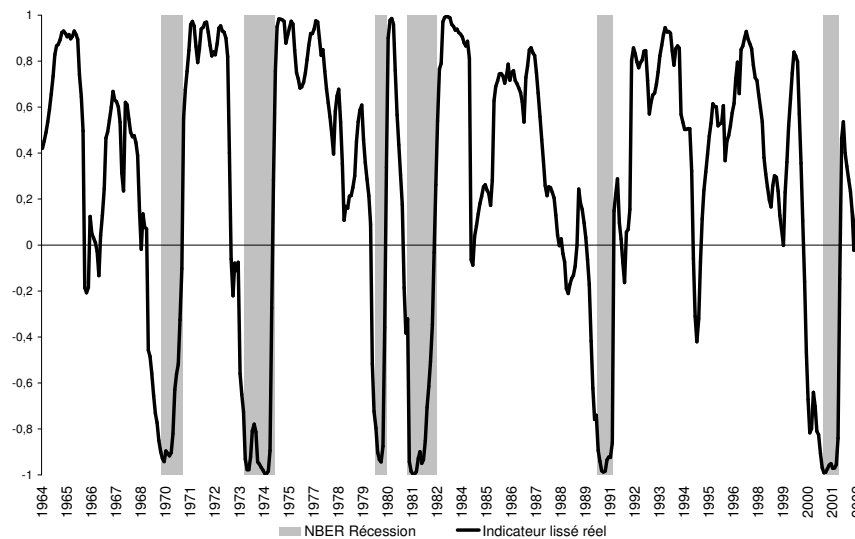


FIG. 4 – Indicateur de Grégoir et Lenglart lissé - Variables réelles

### 4.3 Une sphère financière nettement avancée.

Les marchés financiers intègrent chaque jour de nouvelles informations pour former leurs anticipations. Peut-on capter et caractériser ces anticipations avec le modèle présenté précédemment ? Nous choisissons de comparer l'indicateur des variables financières avec la datation NBER mais aussi avec l'indicateur des variables réelles qui fournit une description alternative en temps réel des fluctuations de l'activité. L'indice construit à l'aide du modèle Grégoir et Lenglart (2000) appliqué aux variables réelles permet en effet de constituer une datation endogène de l'histoire conjoncturelle américaine. On cherche alors à déterminer si l'indicateur de Grégoir et Lenglart appliqué aux variables financières peut être un outil efficace de modélisation des anticipations de l'évolution de l'activité, intégrant les épisodes de récession ou de ralentissement.

Il apparaît clairement sur la figure 5 que l'indicateur construit à partir des variables financières permet d'anticiper toutes les récessions de la période étudiée. Les ralentissements de la fin 1985 et du début des années 1990 sont moins clairement détectés. Mais il est vrai que la phase de ralentissement indiquée en 1985 est très brève et que la longue période d'état défavorable de 1990 - 1993 était précédée par un indicateur financier dans le même état durant plusieurs mois. De plus, mis à part l'épisode de début 1965, dont nombre d'analystes considèrent qu'il s'agissait d'une quasi-récession et l'épisode de 1998 qui se caractérise par un ralentissement industriel mondial violent, mais amorti par une politique monétaire extrêmement agressive aux Etats-Unis, nous constatons une absence de faux signaux. Pour illustration, l'indicateur financier filtré se retourne ainsi dès le mois de février 2000, soit 4 mois avant l'indicateur réel filtré lors du

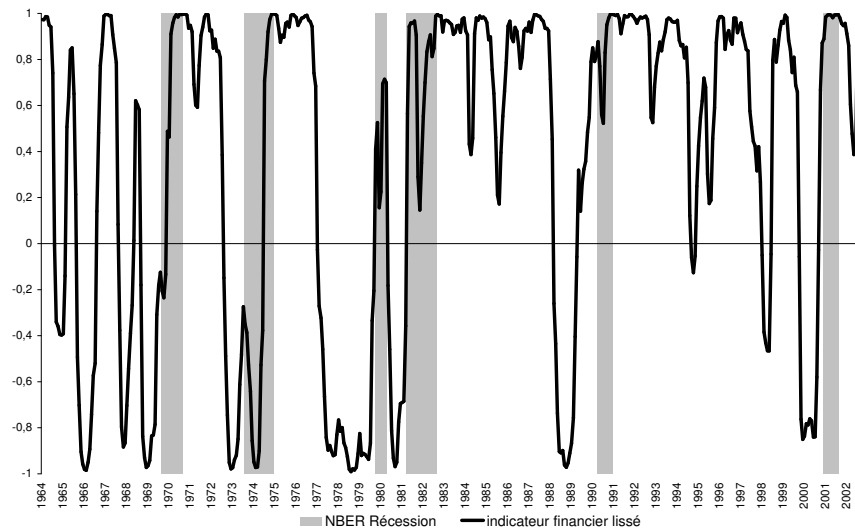


FIG. 5 – Indicateur de Grégoir et Lengart lissé - Variables financières

dernier épisode récessif (cf. figure 10 p. 33).

Ce qui frappe surtout, c'est qu'une telle modélisation ne révèle pas la rupture structurelle repérée par les modèles MS-VAR ou par le reste de la littérature, à l'instar de Stock et Watson (2003a). Ceci peut se comprendre aisément : un changement structurel n'est rien d'autre qu'une modification des caractéristiques quantitatives des variables. Or, avec le recodage opéré, le modèle de Grégoir et Lengart efface une partie de l'information relative à l'amplitude des mouvements des séries pour n'en garder principalement que la direction. On note, en effet, sur la figure 6 p. 19<sup>21</sup>, que même après 1984, la plupart des ralentissements (resp. récessions) détectés par l'indicateur estimé sur variables réelles sont précédés par un indicateur financier descendant sous le seuil des 0,5 (resp. -0,5) lui aussi. Dès lors, la rupture de 1984 ne détériore pas les performances de notre indicateur même si l'avance des variables financières semble s'éroder légèrement après 1984. C'est à la fois une propriété remarquable en termes de stabilité pour un outil d'analyse conjoncturelle et une limite en termes de lecture historique.

Après cette analyse, il apparaît que les innovations apportent un message clair, apte à dater en temps réel les retournements de la conjoncture américaine. Le modèle qualitatif de Grégoir et Lengart appliqué aux variables financières permet donc de construire un véritable indicateur avancé, avec un horizon prédictif de l'ordre de 3 à 6 mois des retournements d'activité.

<sup>21</sup>La figure est un "zoom" sur la période 1984-2003 de l'évolution des deux séries estimées sur l'ensemble de l'échantillon.

## 5 Conclusion.

Les publications de chiffres macroéconomiques ou de résultats microéconomiques sont autant d'informations qui sont attendues et anticipées par les acteurs des marchés financiers pour être quotidiennement interprétées et traduites dans les évolutions des indices boursiers ou des taux d'intérêt. Les marchés anticipent donc l'activité et l'influencent aussi considérablement. Dans cette étude, nous nous sommes donc interrogés sur la capacité autoréalisatrice des anticipations des marchés financiers sur l'activité économique.

Deux groupes de variables ont été sélectionnés pour répondre à cette question, des séries associées à la sphère réelle et un groupe de séries financières. En premier lieu, nous avons confirmé le caractère avancé des variables financières prises une à une sur les fluctuations de l'activité. La modélisation MS-VAR, a permis dans un cadre multivarié de mettre en évidence un changement profond de nature des anticipations formées sur les marchés financiers. Cette caractérisation complète des signaux adressés par les marchés a montré également que la capacité d'anticipation de la sphère financière sur le cycle réel semble s'être sensiblement érodée au cours des 15 dernières années.

Enfin, une approche qualitative semble plus appropriée pour capter le sens des anticipations. Le modèle Grégoir-Lenglart (2000) fondé sur la lecture des innovations conjoncturelles permet de conclure que les variables financières conservent une capacité d'anticipation sur l'ensemble de la période 1960-2003. Il s'agit dans cette spécification, non pas d'anticiper l'ampleur des

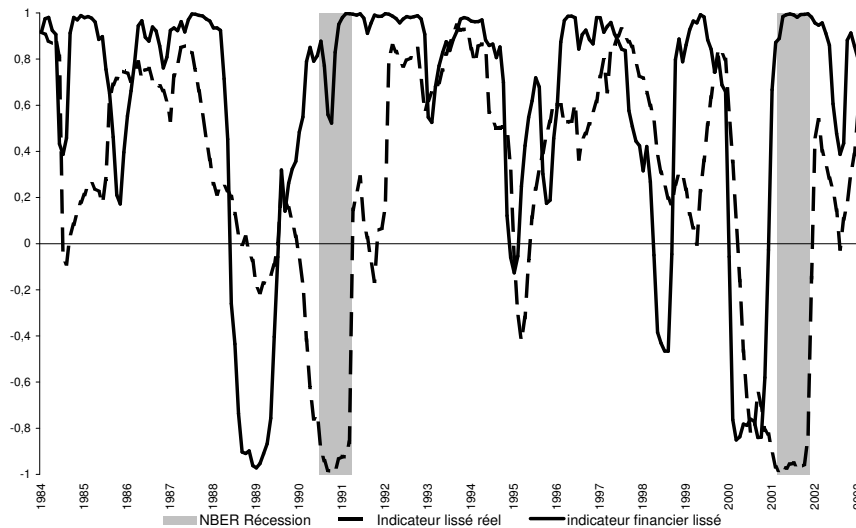


FIG. 6 – Indicateur de Grégoir et Lenglart - Variables réelles et financières après 1984.

fluctuations conjoncturelles mais davantage leur direction. L'indicateur probabiliste de Grégoir-Lenglart se révèle ainsi particulièrement robuste en produisant très peu de faux signaux et en fournissant deux grilles de lecture en temps réel, coïncidente et avancée, du cycle de croissance outre-atlantique.

Plusieurs pistes de recherche complémentaires peuvent être envisagées. En effet, la modélisation initiée par Krolzig (1997), très flexible, se prête à de nombreux enrichissements. Il est possible ainsi de modéliser un processus comportant variables réelles et financières afin de tester formellement l'avance des secondes sur les premières<sup>22</sup>. Dans ce cadre, on peut chercher à mesurer la performance d'un tel modèle face aux modèles linéaires. Ce cadre élargi permettrait aussi une analyse fine des interactions dynamiques entre sphère réelle et financière (liens de causalité, exogénéité, ...). Enfin, une approche bayésienne pourrait sans doute enrichir encore d'avantage les représentations du cycle obtenues et permettrait d'incorporer des *a priori* sur la forme de certains processus.

---

<sup>22</sup>voir l'application de Phillips K.L. (1991) dans un modèle à deux pays.

## Bibliographie

- Albert J H., Chib, S.** (1993), *Bayes Inference via Gibbs Sampling of Autoregressive Time Series Subject to Markov Mean and Variance Shifts*, Journal of Business and Economic Statistics, 11, pp. 1-15.
- Anas J., Ferrara L.** (2002a), *Un indicateur d'entrée et sortie de recession : application aux États-Unis*, Document de travail 58, Centre d'Observation Économique.
- Anas J., Ferrara L.** (2002b), *Detecting cyclical turning points : the ABCD approach and two probabilistic indicators*, Working paper, 26th CIRET Conference.
- Banerji A.** (1999), *The lead profile and other non-parametric tools to evaluate survey series as leading indicators*, 24th CIRET conference, Working paper.
- Baron H., Baron G.** (2002), *Un indicateur de retournement conjoncturel dans la zone Euro*, Economie et Statistique, 359-360, pp. 101-121.
- Bellone B., Saint-Martin D.** (2003), *Detecting turning points with many predictors through hidden Markov models*, Working paper, Séminaire Fourgeaud, 3 décembre 2003, <http://bellone.ensae.net>.
- Bellone B.** (2004a), *Une lecture probabiliste du cycle d'affaires américain*, Document de travail.
- Bellone B.** (2004b), *MSVARlib : a new Gauss Library to estimate Multivariate Hidden Markov Models*, Document de travail et librairie Gauss MSVARlib 1.1 disponibles à <http://bellone.ensae.net>.
- Bellone B.** (2005), *Classical Estimation of Multivariate Markov switching models with MSVARlib*, Document de travail et librairie Gauss MSVARlib 2.0 disponibles à <http://bellone.ensae.net>.
- Brier G.W.** (1950), *Verification of forecasts expressed in terms of probability*, Monthly Weather Review, Vol. 75, pp. 1-3.
- Burns A.F., Mitchell W.C.** (1946), *Measuring Business Cycles*, National Bureau of Economic Research.
- Chauvet M.** (1999), *Stock market fluctuations and the business cycle*, Journal of Economic and Social Measurement, Vol. 25, 3, pp. 235-258.
- Chauvet M., Potter S.** (2000), *Coincident and leading indicators of the stock market*, Journal of Empirical Finance, Vol. 7, pp. 87-111.
- Chauvet M., Potter S.** (2002), *Predicting a recession : evidence from the yield curve in the presence of structural breaks*, Economics Letters, Vol. 77, pp. 245-253.
- Chopin N., Pelgrin F.** (2004), *Bayesian Inference and State Number Determination for Hidden Markov Models : An Application to the Information Content of the Yield Curve About Inflation.*, Journal of Econometrics, Vol. 123, pp. 327-344.
- Diebold F.X., Rudebusch G.D.** (1996), *Measuring business cycles : a modern perspective*, The Review of Economics and Statistics, Vol. 78, 1, pp. 67-77.
- Estrella A., Mishkin F.** (1998), *Predicting U.S. recessions : Financial variables as leading indicators*, The Review of Economics and Statistics, Vol. 80, N°1 pp. 45-61.
- Ferrara L.** (2003), *A three-regime real-time indicator for the US economy*, Economics Letters, (81), Issue 3, December 2003, pp. 373-378.
- Gregoir S., Lengart F.** (2000), *Measuring the probability of a business cycle turning point by using a multivariate qualitative hidden Markov model*, Journal of Forecasting, Vol. 19, pp. 81-102.
- Hamilton J.D.** (1989), *A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle*, Econometrica, Vol.57, No 2 pp. 357-384.

- Krolzig H.-M.** (1997), *Markov Switching Vector Autoregressions. Modelling, Statistical Inference and Application to Business Cycle Analysis*, Berlin, Springer.
- Lahiri, K., Whang J. G.** (1994), *Predicting Cyclical Turning Points with leading index in the Markov Switching model.*, Journal of Forecasting, Vol. 13, pp. 245-263.
- McGuckin R. H., Ozyildirim A., Zarnowitz V.** (2003), *A more timely and useful index of leading indicators*, Working paper, The Conference Board.
- Phillips K. L.** (1991) : *A two-country model of stochastic output with changes in Regime*, Journal of international economics, Vol. 31, pp. 121-142.
- Sédillot F.** (1999), *La pente des taux contient-elle de l'information sur l'activité économique future ?*, NER 67, Banque de France.
- Sichel E. D.** (1994), *Inventories and the Three Phases of the Business Cycle*, Journal of Business and Economic Statistics, Vol. 12, N°3, pp. 269-277.
- Stock J.H., Watson M.W.** (2003a), *Has the Business Cycle changed? Evidence and explanations*, Working paper, NBER.
- Stock J.H., Watson M.W.** (2003b), *Forecasting Output and Inflation : the Role of Asset Prices* , Journal of Economic Litterature, Vol. 41, pp. 788-829, NBER.



## Annexe théorique

### Le modèle de Grégoir et Lenglart

On considère  $n$  séries  $y_t^i$ ,  $i = 1, \dots, n$ , modélisées à travers une structure autorégressive :

$$y_t^i = \sum_{k=1}^{p^i} \phi_k y_{t-k}^i + \epsilon_t^i$$

où  $\epsilon_t^i \sim N(0, \sigma_\epsilon^2)$  est un bruit blanc. L'intérêt est porté sur le signe de l'estimation de  $\epsilon_t^i$ , assimilé à la surprise conjoncturelle révélée par la variable  $i$ . On note  $x_t^i$  le signe de  $\epsilon_t^i$  et  $x_t$  le vecteur de tous les  $x_t^i$ ,  $i = 1, \dots, n$ .  $Z_t$  est une variable markovienne cachée qualifiant la phase conjoncturelle en cours ( $Z_t = -1$  ou  $Z_t = +1$ ) et telle que  $P(Z_{t+1} = j | Z_t = l) \equiv \eta_{j|l}$ . De plus, on a

$$P(x_t | Z_t) = \prod_{i=1}^p P(x_t^i | Z_t) \quad (7)$$

La vraisemblance du modèle s'écrit alors :

$$P(x_T, \dots, x_1) = \prod_{t=2}^T P(x_t | I_{t-1}) P(x_1) \quad (8)$$

Enfin, on note  $\pi_j^i(s)$  la probabilité que la variable  $i$  prenne la modalité  $s$  sachant que  $Z$  a pris la modalité  $j$  :

$$\pi_j^i(s) = P(x_t^i = s | Z_t = j) \quad (9)$$

Comme dans le cas du modèle d'Hamilton, la résolution passe par la mise en oeuvre d'un filtre récursif. Supposant  $P(x_2 | I_1), \dots, P(x_t | I_{t-1})$  et  $P(Z_2 | I_1), \dots, P(Z_t | I_{t-1})$  connus, on a

$$P(Z_t | I_t) = \frac{P(Z_t | I_{t-1}) \prod_{i=1}^p \prod_{s \in \{-1, +1\}} \{\pi_{Z_t}^i(s)\}^{1_{|x_t^i=s}}}{P_{x_t | I_{t-1}}} \quad (10)$$

$$P(Z_{t+1} | I_t) = \sum_{Z_{t+1}=1}^K P(Z_{t+1} | I_t) \cdot \eta_{Z_{t+1} | Z_t} \quad (11)$$

$$P(x_{t+1} | I_t) = \sum_{Z_{t+1}=1}^K P(Z_{t+1} | I_t) \prod_{i=1}^p \prod_{s \in \{-1, +1\}} \{\pi_{Z_{t+1}}^i(s)\}^{1_{|x_{t+1}^i=s}} \quad (12)$$

L'initialisation du filtre récursif se fait comme chez Hamilton, en posant que

$$P(Z_1 | I_0) = P^* = \eta \cdot P^*$$

Dans un second temps, une seconde variable markovienne ( $W_t$ ) est introduite qui indique le degré de fiabilité du vecteur  $x_t$  ( $W_t = oui$  ou  $W_t = non$ ). C'est à présent la variable  $\tilde{Z}_t = (Z_t, W_t)$  qui

va entrer dans le filtre. Cette variable markovienne comporte 4 modalités :  $(-1, oui)$ ,  $(-1, non)$ ,  $(+1, oui)$  et  $(+1, non)$  et a pour matrice de transition  $\tilde{\eta}$ . Comme  $Z_t$  (de matrice de transition  $\eta$ ) et  $W_t$  (de matrice de transition  $\xi$ ) sont deux processus indépendants, on a  $\tilde{\eta} = \eta \otimes \xi$  et il est donc possible de retrouver les probabilités de transition du processus  $Z_t$  dans ce cadre élargi. Ensuite, on calcule aisément l'indicateur de climat économique à partir de

$$P(Z_t = s|I_t) = P(\tilde{Z}_t = (s, oui)|I_t) + P(\tilde{Z}_t = (s, non)|I_t) \quad (13)$$

pour  $s = -1, +1$ .

## Annexes empiriques

### Les données

TAB. 1 – Données.

Variable	Source	Var. / niv.	Révision	CVS
<b>Variables réelles</b>				
Production industrielle	Federal Reserve	var. mens.	O	CVS
Taux de chômage	Bureau of Labor statistics	var. mens.	N	CVS
Nouvelles annonces d'offres d'emploi	Conference Board	var. mens.	N	CVS
Indice de construction	Bureau of Census	var. mens.	O	CVS
<b>Variables financières</b>				
Spread corporate	Moody's	var.mens.	N	non-CVS
Spread taux d'intérêt (10 ans - 3 mois)	Wefa	niv.	N	non-CVS
Offre de monnaie M2	Federal Reserve	var. mens.	O	CVS
Index of stock prices SP500	Standard and Poor's	var. mens.	N	non-CVS

TAB. 2 – QPS sur datations avancées et retardées du NBER.

	Décalage par rapport à la datation NBER				
	retard (+)		avance (-) en mois		
	+ 3	0	- 3	- 6	- 9
<b>Variables réelles</b>					
Production industrielle	<b>0,06</b>	<b>0,06</b>	0,13	0,19	0,22
Taux de chômage	<b>0,03</b>	0,06	0,13	0,20	0,24
Annonces d'offres d'emploi	0,08	<b>0,06</b>	0,12	0,18	0,24
Indice Construction	0,11	<b>0,09</b>	0,12	0,16	0,18
<b>Variables financières</b>					
Spread	0,26	0,21	0,15	0,12	<b>0,11</b>
M2	0,36	0,31	0,29	<b>0,27</b>	0,29
SP 500	0,21	0,16	<b>0,15</b>	0,16	0,19
Spread corporate	<b>0,14</b>	0,15	0,17	0,18	0,18

TAB. 3 – Tests de Banerji.

	Décalage par rapport à la datation NBER					
	retard (+) avance (-) en mois <sup>a</sup>					
	+6	+ 3	0	- 3	- 6	- 9
<b>Variables réelles</b>						
Production industrielle	<b>99,9</b>	71,4	0	0	0	0
Taux de chômage	<b>100</b>	<b>99,9</b>	0	0	0	0
Annonces d'offres d'emploi	<b>100</b>	<b>96,9</b>	24,8	0,2	0,1	0
Indice Construction	<b>99,9</b>	<b>99,2</b>	58,2	2,5	0,2	0
<b>Variables financières</b>						
Spread	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>99,7</b>	<b>90</b>	24,8
M2	<b>99,9</b>	<b>98,8</b>	86,5	45,8	9,7	0,9
SP 500	<b>99,9</b>	<b>99,9</b>	<b>95,5</b>	3,3	0	0
Spread corporate	<b>98,5</b>	77	18,1	1	0,1	0

<sup>a</sup>Les résultats sont exprimés en pourcentages. Ils se lisent ainsi : L'IPI présente un retard de 6 mois sur les datations du NBER significatif à 99,9%

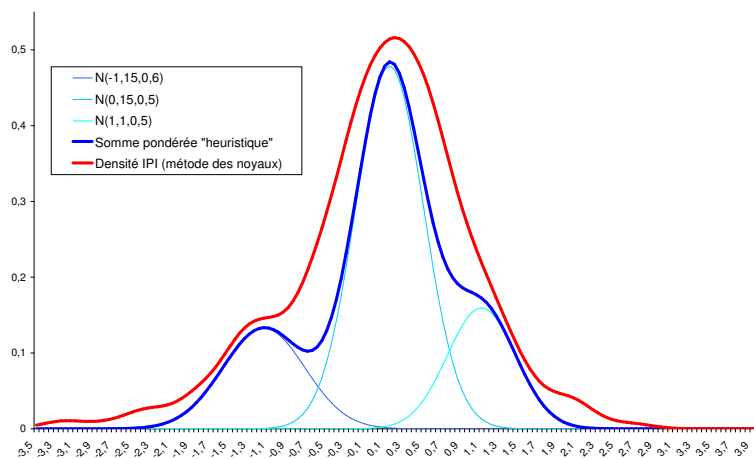


FIG. 7 – Estimation par la méthode des noyaux de la densité de l'IPI.

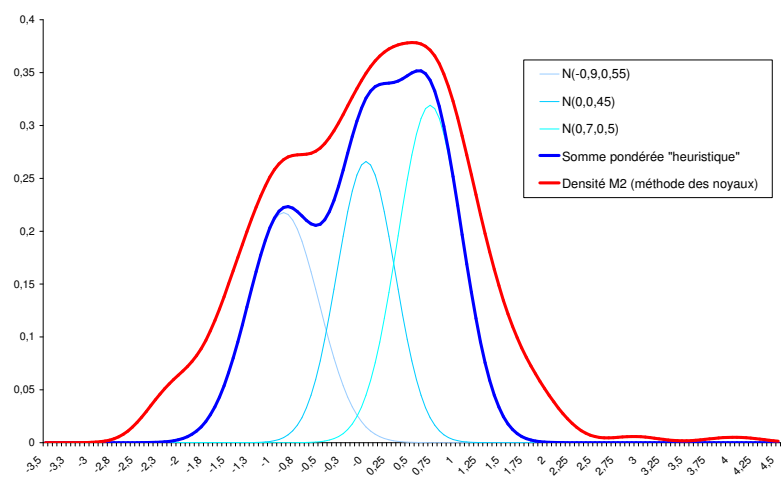


FIG. 8 – Estimation par la méthode des noyaux de la densité de l'offre de monnaie.

## Sélection du modèle MSVAR.

TAB. 4 – Critères d'information associés aux modèles MSVAR réel et financier.

Nb états	$\Sigma$ ou $\Sigma_{S_t}$ <sup>c</sup>	$\Sigma^d$	Modèle réel <sup>a</sup>			Modèle financier <sup>b</sup>		
			AIC	BIC	SIC	AIC	BIC	SIC
2	$\Sigma$	ho	-3,06	-3,06	0,05	-1,30	-1,30	0,28
2	$\Sigma$	he	-3,06	-3,06	0,05	-1,34	-1,34	0,27
2	$\Sigma$	fu	-3,04	-3,04	0,05	-1,30	-1,30	0,28
2	$\Sigma_{S_t}$	ho	-3,06	-3,06	0,05	-0,78	-0,78	0,47
2	$\Sigma_{S_t}$	he	-3,07	-3,07	0,05	-1,00	-1,00	0,37
2	$\Sigma_{S_t}$	fu	-2,99	-2,99	0,05	-1,06	-1,06	0,35
3	$\Sigma$	ho	-3,79	-3,79	0,02	-2,02	-2,02	0,14
3	$\Sigma$	he	-3,84	-3,84	0,02	-2,15	-2,15	0,12
3	$\Sigma$	fu	-3,77	-3,77	0,02	-2,09	-2,09	0,13
3	$\Sigma_{S_t}$	ho	-3,67	-3,67	0,03	-1,67	-1,67	0,19
3	$\Sigma_{S_t}$	he	-3,72	-3,72	0,03	-1,77	-1,77	0,17
3	$\Sigma_{S_t}$	fu	-3,48	-3,48	0,03	-1,51	-1,51	0,22

<sup>a</sup>Période d'estimation : 1964-04/2003-02

<sup>b</sup>Période d'estimation : 1960-04/2003-02

<sup>c</sup>La matrice de variance-covariance des résidus dépend ou pas de l'état.

<sup>d</sup>ho : homoscédastique, he : hétéroscédastique, fu : matrice "complète"

## Estimations des modèles MS-VAR.

TAB. 5 – Estimations du modèle MS-VAR à trois états sur données réelles et financières.

	Var. réelles <sup>ab</sup>				Var. financières <sup>c</sup>			
	Est.	SD	T-St.	P-val.	Est.	SD	T-St.	P-val.
$p_{11}$	0,88	0,04	21,33	0,00	0,93	0,03	32,49	0,00
$p_{21}$	0,03	0,01	2,60	0,01	0,02	0,02	1,07	0,29
$p_{31}$	0,00	0,00	0,00	1,00	0,01	0,01	1,96	0,05
$p_{12}$	0,12	0,04	2,85	0,00	0,00	0,00	0,00	1,00
$p_{22}$	0,90	0,03	34,80	0,00	0,95	0,02	39,05	0,00
$p_{32}$	0,11	0,03	3,53	0,00	0,02	0,01	2,00	0,05
$\mu_{11}$	-1,68	0,09	-18,97	0,00	-0,63	0,11	-5,54	0,00
$\mu_{12}$	-1,85	0,08	-22,15	0,00	-1,63	0,08	-19,57	0,00
$\mu_{13}$	-1,77	0,08	-22,83	0,00	-1,21	0,07	-16,73	0,00
$\mu_{14}$	-1,03	0,11	-9,19	0,00	-0,59	0,11	-5,19	0,00
$\mu_{21}$	-0,08	0,07	-1,12	0,26	0,22	0,10	2,27	0,02
$\mu_{22}$	0,02	0,05	0,43	0,67	0,67	0,08	8,43	0,00
$\mu_{23}$	-0,12	0,07	-1,83	0,07	-0,88	0,08	-11,24	0,00
$\mu_{24}$	-0,14	0,08	-1,70	0,09	-0,02	0,00	0,00	1,00
$\mu_{31}$	0,77	0,08	9,92	0,00	0,09	0,06	1,62	0,11
$\mu_{32}$	0,68	0,08	8,16	0,00	0,21	0,04	5,38	0,00
$\mu_{33}$	0,86	0,10	9,02	0,00	0,58	0,04	14,70	0,00
$\mu_{34}$	0,61	0,08	7,30	0,00	0,16	0,06	2,83	0,00
$\sigma_{11}$	0,42	0,03	13,78	0,00	0,92	0,06	15,85	0,00
$\sigma_{22}$	0,39	0,03	13,92	0,00	0,45	0,03	15,37	0,00
$\sigma_{33}$	0,32	0,02	13,63	0,00	0,39	0,03	14,99	0,00
$\sigma_{44}$	0,72	0,05	14,16	0,00	0,93	0,06	15,87	0,00

<sup>a</sup>L'ordre des variables est celui de la présentation des données (Tab. 1).

<sup>b</sup>Période d'estimation : 1964-04/2003-02

<sup>c</sup>Période d'estimation : 1960-04/2003-02

TAB. 6 – Estimations du modèle MS-VAR à trois états sur données financières.

	<u>Avant 1984<sup>a</sup></u>				<u>Après 1984<sup>b</sup></u>			
	Est.	SD	T-St.	P-val.	Est.	SD	T-St.	P-val.
$p_{11}$	0,91	0,04	21,33	0,00	0,97	0,02	41,48	0,00
$p_{21}$	0,05	0,02	2,00	0,05	0,01	0,01	1,23	0,22
$p_{31}$	0,00	0,00	-	0,00	0,02	0,02	1,15	0,25
$p_{12}$	0,09	0,04	2,10	0,04	0,03	0,02	1,25	0,21
$p_{22}$	0,88	0,04	22,89	0,00	0,97	0,01	66,18	0,00
$p_{32}$	0,04	0,02	2,39	0,02	0,02	0,02	0,99	0,32
$\mu_{11}$	-0,55	0,16	-3,52	0,00	-0,25	0,14	-1,79	0,08
$\mu_{12}$	-1,78	0,11	-15,80	0,00	0,79	0,08	9,74	0,00
$\mu_{13}$	-1,42	0,09	-15,50	0,00	0,67	0,12	5,65	0,00
$\mu_{14}$	-0,60	0,14	-4,34	0,00	-0,63	0,14	-4,63	0,00
$\mu_{21}$	-0,33	0,12	-2,69	0,01	-0,05	0,09	-0,59	0,56
$\mu_{22}$	-0,21	0,08	-2,75	0,01	-0,78	0,05	-15,39	0,00
$\mu_{23}$	-0,49	0,10	-5,04	0,00	0,17	0,07	2,26	0,02
$\mu_{24}$	-0,29	0,11	-2,51	0,01	0,23	0,09	2,76	0,01
$\mu_{31}$	0,33	0,08	4,26	0,00	0,35	0,13	2,61	0,01
$\mu_{32}$	0,63	0,04	15,21	0,00	1,02	0,08	13,12	0,00
$\mu_{33}$	0,66	0,05	13,25	0,00	-0,99	0,11	-9,03	0,00
$\mu_{34}$	0,32	0,08	4,25	0,00	0,05	0,13	0,37	0,71
$\sigma_{11}$	0,86	0,07	11,74	0,00	0,95	0,09	10,71	0,00
$\sigma_{22}$	0,24	0,02	10,47	0,00	0,28	0,03	10,28	0,00
$\sigma_{33}$	0,36	0,03	10,81	0,00	0,65	0,06	10,46	0,00
$\sigma_{44}$	0,86	0,07	11,90	0,00	0,88	0,08	10,63	0,00

<sup>a</sup>Période d'estimation : 1960-04/1983-12

<sup>b</sup>Période d'estimation : 1984-01/2003-02



## Estimation du modèle qualitatif.

Pour tester l'hypothèse nulle, Gregoir et Lengart rappellent que la statistique de Student habituelle ne peut être utilisée puisque ces statistiques suivent un mélange de lois. En suivant la même méthodologie que celle des auteurs nous notons que la significativité à 5% est obtenue pour un Student de 1,64 (resp 1,28). Toutes les probabilités estimées sont toutes significativement différentes de 0 au seuil de 5%.

**Probabilités de transition et conditionnelles associées au modèle réel (entre parenthèses, les écarts-type).**

Période d'estimation : 1964-04 /2003-02.

$$\tilde{\pi} = \begin{pmatrix} 0,901 & 0,5 & 0,125 & 0,5 \\ (0,111) & & (0,104) & \\ 0,099 & 0,5 & 0,875 & 0,5 \\ (0,111) & & (0,104) & \\ 0,855 & 0,5 & 0,117 & 0,5 \\ (0,090) & & (0,104) & \\ 0,145 & 0,5 & 0,883 & 0,5 \\ (0,090) & & (0,104) & \\ 0,973 & 0,5 & 0,174 & 0,5 \\ (0,075) & & (0,093) & \\ 0,027 & 0,5 & 0,826 & 0,5 \\ (0,075) & & (0,093) & \\ 0,876 & 0,5 & 0,146 & 0,5 \\ (0,091) & & (0,088) & \\ 0,124 & 0,5 & 0,854 & 0,5 \\ (0,091) & & (0,088) & \end{pmatrix}$$

$$\tilde{\eta} = \eta \otimes \xi = \begin{pmatrix} 0,509 & 0,380 & 0,063 & 0,047 \\ (0,105) & (0,131) & (0,047) & (0,027) \\ 0,196 & 0,693 & 0,024 & 0,086 \\ (0,065) & (0,090) & (0,018) & (0,053) \\ 0,040 & 0,030 & 0,532 & 0,397 \\ (0,028) & (0,017) & (0,116) & (0,128) \\ 0,016 & 0,055 & 0,205 & 0,725 \\ (0,011) & (0,031) & (0,067) & (0,080) \end{pmatrix}$$

$$\text{avec } \eta = \begin{pmatrix} 0,889 & 0,071 \\ 0,111 & 0,929 \end{pmatrix} \text{ and } \xi = \begin{pmatrix} 0,573 & 0,220 \\ 0,427 & 0,780 \end{pmatrix}$$

**Probabilités de transition et conditionnelles associées au modèle financier (entre parenthèses, les écarts-type).**

Période d'estimation : 1960-04 / 2003-02.

$$\tilde{\pi} = \begin{pmatrix} 0,450 & 0,5 & 0,687 & 0,5 \\ (0,090) & & (0,101) & \\ 0,550 & 0,5 & 0,313 & 0,5 \\ (0,090) & & (0,101) & \\ 0,886 & 0,5 & 0,199 & 0,5 \\ (0,140) & & (0,134) & \\ 0,114 & 0,5 & 0,801 & 0,5 \\ (0,140) & & (0,134) & \\ 0,725 & 0,5 & 0,448 & 0,5 \\ (0,101) & & (0,063) & \\ 0,275 & 0,5 & 0,552 & 0,5 \\ (0,101) & & (0,063) & \\ 0,574 & 0,5 & 0,442 & 0,5 \\ (0,079) & & (0,065) & \\ 0,426 & 0,5 & 0,558 & 0,5 \\ (0,079) & & (0,065) & \end{pmatrix}$$

$$\tilde{\eta} = \eta \otimes \xi = \begin{pmatrix} 0,693 & 0,232 & 0,057 & 0,019 \\ (0,258) & (0,262) & (0,048) & (0,024) \\ 0,325 & 0,599 & 0,027 & 0,049 \\ (0,336) & (0,362) & (0,041) & (0,033) \\ \\ 0,036 & 0,012 & 0,713 & 0,239 \\ (0,031) & (0,016) & (0,268) & (0,268) \\ 0,017 & 0,031 & 0,335 & 0,617 \\ (0,027) & (0,022) & (0,349) & (0,366) \end{pmatrix}$$

$$\text{avec } \eta = \begin{pmatrix} 0,924 & 0,048 \\ 0,076 & 0,952 \end{pmatrix} \text{ and } \xi = \begin{pmatrix} 0,749 & 0,352 \\ 0,251 & 0,648 \end{pmatrix}$$

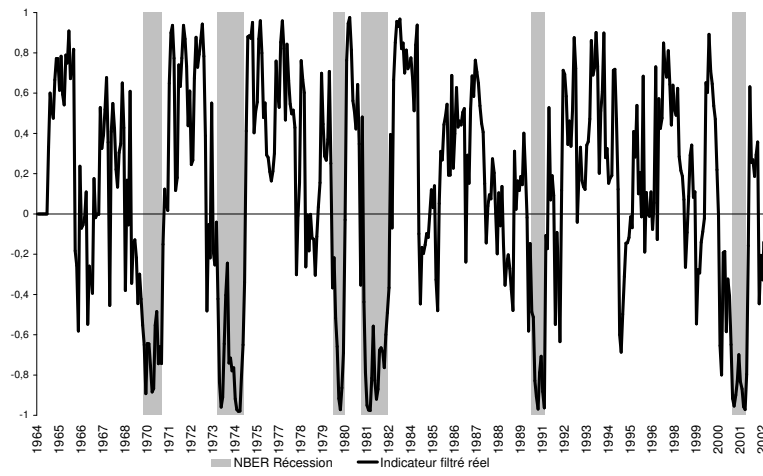


FIG. 9 – Indicateur de Grégoir et Lengart filtré - Variables réelles.

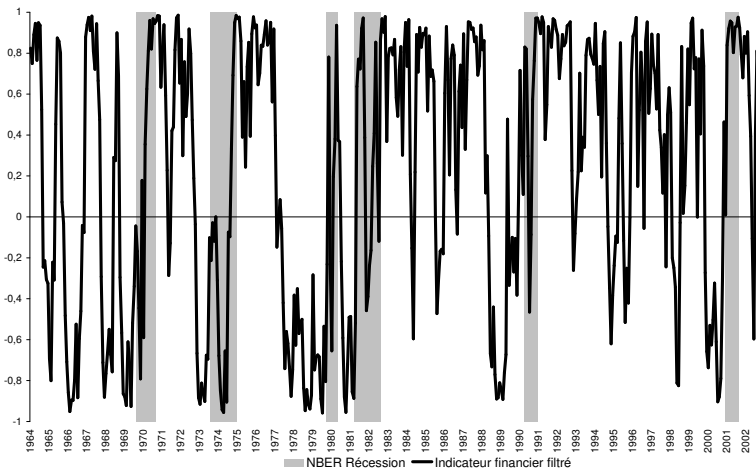


FIG. 10 – Indicateur de Grégoir et Lengart filtré - Variables financières.

## Notes d'Études et de Recherche

1. C. Huang and H. Pagès, "Optimal Consumption and Portfolio Policies with an Infinite Horizon: Existence and Convergence," May 1990.
2. C. Bordes, « Variabilité de la vitesse et volatilité de la croissance monétaire : le cas français », février 1989.
3. C. Bordes, M. Driscoll and A. Sauviat, "Interpreting the Money-Output Correlation: Money-Real or Real-Real?," May 1989.
4. C. Bordes, D. Goyeau et A. Sauviat, « Taux d'intérêt, marge et rentabilité bancaires : le cas des pays de l'OCDE », mai 1989.
5. B. Bensaid, S. Federbusch et R. Gary-Bobo, « Sur quelques propriétés stratégiques de l'intéressement des salariés dans l'industrie », juin 1989.
6. O. De Bandt, « L'identification des chocs monétaires et financiers en France : une étude empirique », juin 1990.
7. M. Boutillier et S. Dérangère, « Le taux de crédit accordé aux entreprises françaises : coûts opératoires des banques et prime de risque de défaut », juin 1990.
8. M. Boutillier and B. Cabrillac, "Foreign Exchange Markets: Efficiency and Hierarchy," October 1990.
9. O. De Bandt et P. Jacquinet, « Les choix de financement des entreprises en France : une modélisation économétrique », octobre 1990 (English version also available on request).
10. B. Bensaid and R. Gary-Bobo, "On Renegotiation of Profit-Sharing Contracts in Industry," July 1989 (English version of NER n° 5).
11. P. G. Garella and Y. Richelle, "Cartel Formation and the Selection of Firms," December 1990.
12. H. Pagès and H. He, "Consumption and Portfolio Decisions with Labor Income and Borrowing Constraints," August 1990.
13. P. Sicsic, « Le franc Poincaré a-t-il été délibérément sous-évalué ? », octobre 1991.
14. B. Bensaid and R. Gary-Bobo, "On the Commitment Value of Contracts under Renegotiation Constraints," January 1990 revised November 1990.
15. B. Bensaid, J.-P. Lesne, H. Pagès and J. Scheinkman, "Derivative Asset Pricing with Transaction Costs," May 1991 revised November 1991.
16. C. Monticelli and M.-O. Strauss-Kahn, "European Integration and the Demand for Broad Money," December 1991.
17. J. Henry and M. Phelipot, "The High and Low-Risk Asset Demand of French Households: A Multivariate Analysis," November 1991 revised June 1992.
18. B. Bensaid and P. Garella, "Financing Takeovers under Asymmetric Information," September 1992.

19. A. de Palma and M. Uctum, "Financial Intermediation under Financial Integration and Deregulation," September 1992.
20. A. de Palma, L. Leruth and P. Régibeau, "Partial Compatibility with Network Externalities and Double Purchase," August 1992.
21. A. Frachot, D. Janci and V. Lacoste, "Factor Analysis of the Term Structure: a Probabilistic Approach," November 1992.
22. P. Sicsic et B. Villeneuve, « L'afflux d'or en France de 1928 à 1934 », janvier 1993.
23. M. Jeanblanc-Picqué and R. Avesani, "Impulse Control Method and Exchange Rate," September 1993.
24. A. Frachot and J.-P. Lesne, "Expectations Hypothesis and Stochastic Volatilities," July 1993 revised September 1993.
25. B. Bensaid and A. de Palma, "Spatial Multiproduct Oligopoly," February 1993 revised October 1994.
26. A. de Palma and R. Gary-Bobo, "Credit Contraction in a Model of the Banking Industry," October 1994.
27. P. Jacquinet et F. Mihoubi, « Dynamique et hétérogénéité de l'emploi en déséquilibre », septembre 1995.
28. G. Salmat, « Le retournement conjoncturel de 1992 et 1993 en France : une modélisation VAR », octobre 1994.
29. J. Henry and J. Weidmann, "Asymmetry in the EMS Revisited: Evidence from the Causality Analysis of Daily Eurorates," February 1994 revised October 1994.
30. O. De Bandt, "Competition Among Financial Intermediaries and the Risk of Contagious Failures," September 1994 revised January 1995.
31. B. Bensaid et A. de Palma, « Politique monétaire et concurrence bancaire », janvier 1994 révisé en septembre 1995.
32. F. Rosenwald, « Coût du crédit et montant des prêts : une interprétation en terme de canal large du crédit », septembre 1995.
33. G. Cette et S. Mahfouz, « Le partage primaire du revenu : constat descriptif sur longue période », décembre 1995.
34. H. Pagès, "Is there a Premium for Currencies Correlated with Volatility? Some Evidence from Risk Reversals," January 1996.
35. E. Jondeau and R. Ricart, "The Expectations Theory: Tests on French, German and American Euro-rates," June 1996.
36. B. Bensaid et O. De Bandt, « Les stratégies "stop-loss" : théorie et application au Contrat Notionnel du Matif », juin 1996.

37. C. Martin et F. Rosenwald, « Le marché des certificats de dépôts. Écarts de taux à l'émission : l'influence de la relation émetteurs-souscripteurs initiaux », avril 1996.
38. Banque de France - CEPREMAP - Direction de la Prévision - Erasme - INSEE - OFCE, « Structures et propriétés de cinq modèles macroéconomiques français », juin 1996.
39. F. Rosenwald, « L'influence des montants émis sur le taux des certificats de dépôts », octobre 1996.
40. L. Baumel, « Les crédits mis en place par les banques AFB de 1978 à 1992 : une évaluation des montants et des durées initiales », novembre 1996.
41. G. Cette et E. Kremp, « Le passage à une assiette valeur ajoutée pour les cotisations sociales : Une caractérisation des entreprises non financières "gagnantes" et "perdantes" », novembre 1996.
42. S. Avouyi-Dovi, E. Jondeau et C. Lai Tong, « Effets "volume", volatilité et transmissions internationales sur les marchés boursiers dans le G5 », avril 1997.
43. E. Jondeau et R. Ricart, « Le contenu en information de la pente des taux : Application au cas des titres publics français », juin 1997.
44. B. Bensaid et M. Boutillier, « Le contrat notionnel : efficience et efficacité », juillet 1997.
45. E. Jondeau et R. Ricart, « La théorie des anticipations de la structure par terme : test à partir des titres publics français », septembre 1997.
46. E. Jondeau, « Représentation VAR et test de la théorie des anticipations de la structure par terme », septembre 1997.
47. E. Jondeau et M. Rockinger, « Estimation et interprétation des densités neutres au risque : Une comparaison de méthodes », octobre 1997.
48. L. Baumel et P. Sevestre, « La relation entre le taux de crédits et le coût des ressources bancaires. Modélisation et estimation sur données individuelles de banques », octobre 1997.
49. P. Sevestre, "On the Use of Banks Balance Sheet Data in Loan Market Studies : A Note," October 1997.
50. P.-C. Hautcoeur and P. Sicsic, "Threat of a Capital Levy, Expected Devaluation and Interest Rates in France during the Interwar Period," January 1998.
51. P. Jacquinot, « L'inflation sous-jacente à partir d'une approche structurelle des VAR : une application à la France, à l'Allemagne et au Royaume-Uni », janvier 1998.
52. C. Bruneau et O. De Bandt, « La modélisation VAR structurel : application à la politique monétaire en France », janvier 1998.
53. C. Bruneau and E. Jondeau, "Long-Run Causality, with an Application to International Links between Long-Term Interest Rates," June 1998.
54. S. Coutant, E. Jondeau and M. Rockinger, "Reading Interest Rate and Bond Futures Options' Smiles: How PIBOR and Notional Operators Appreciated the 1997 French Snap Election," June 1998.

55. E. Jondeau et F. Sédillot, « La prévision des taux longs français et allemands à partir d'un modèle à anticipations rationnelles », juin 1998.
56. E. Jondeau and M. Rockinger, "Estimating Gram-Charlier Expansions with Positivity Constraints," January 1999.
57. S. Avouyi-Dovi and E. Jondeau, "Interest Rate Transmission and Volatility Transmission along the Yield Curve," January 1999.
58. S. Avouyi-Dovi et E. Jondeau, « La modélisation de la volatilité des bourses asiatiques », janvier 1999.
59. E. Jondeau, « La mesure du ratio rendement-risque à partir du marché des euro-devises », janvier 1999.
60. C. Bruneau and O. De Bandt, "Fiscal Policy in the Transition to Monetary Union: A Structural VAR Model," January 1999.
61. E. Jondeau and R. Ricart, "The Information Content of the French and German Government Bond Yield Curves: Why Such Differences?," February 1999.
62. J.-B. Chatelain et P. Sevestre, « Coûts et bénéfices du passage d'une faible inflation à la stabilité des prix », février 1999.
63. D. Irac et P. Jacquinot, « L'investissement en France depuis le début des années 1980 », avril 1999.
64. F. Mihoubi, « Le partage de la valeur ajoutée en France et en Allemagne », mars 1999.
65. S. Avouyi-Dovi and E. Jondeau, "Modelling the French Swap Spread," April 1999.
66. E. Jondeau and M. Rockinger, "The Tail Behavior of Stock Returns: Emerging Versus Mature Markets," June 1999.
67. F. Sédillot, « La pente des taux contient-elle de l'information sur l'activité économique future ? », juin 1999.
68. E. Jondeau, H. Le Bihan et F. Sédillot, « Modélisation et prévision des indices de prix sectoriels », septembre 1999.
69. H. Le Bihan and F. Sédillot, "Implementing and Interpreting Indicators of Core Inflation: The French Case," September 1999.
70. R. Lacroix, "Testing for Zeros in the Spectrum of an Univariate Stationary Process: Part I," December 1999.
71. R. Lacroix, "Testing for Zeros in the Spectrum of an Univariate Stationary Process: Part II," December 1999.
72. R. Lacroix, "Testing the Null Hypothesis of Stationarity in Fractionally Integrated Models," December 1999.
73. F. Chesnay and E. Jondeau, "Does correlation between stock returns really increase during turbulent period?," April 2000.

74. O. Burkart and V. Coudert, "Leading Indicators of Currency Crises in Emerging Economies," May 2000.
75. D. Irac, "Estimation of a Time Varying NAIRU for France," July 2000.
76. E. Jondeau and H. Le Bihan, "Evaluating Monetary Policy Rules in Estimated Forward-Looking Models: A Comparison of US and German Monetary Policies," October 2000.
77. E. Jondeau and M. Rockinger, "Conditional Volatility, Skewness, and Kurtosis: Existence and Persistence," November 2000.
78. P. Jacquinet et F. Mihoubi, « Modèle à Anticipations Rationnelles de la Conjoncture Simulée : MARCOS », novembre 2000.
79. M. Rockinger and E. Jondeau, "Entropy Densities: With an Application to Autoregressive Conditional Skewness and Kurtosis," January 2001.
80. B. Amable and J.-B. Chatelain, "Can Financial Infrastructures Foster Economic Development?," January 2001.
81. J.-B. Chatelain and J.-C. Teurlai, "Pitfalls in Investment Euler Equations," January 2001.
82. M. Rockinger and E. Jondeau, "Conditional Dependency of Financial Series: An Application of Copulas," February 2001.
83. C. Florens, E. Jondeau and H. Le Bihan, "Assessing GMM Estimates of the Federal Reserve Reaction Function," March 2001.
84. J.-B. Chatelain, "Mark-up and Capital Structure of the Firm facing Uncertainty," June 2001.
85. B. Amable, J.-B. Chatelain and O. De Bandt, "Optimal capacity in the Banking Sector and Economic Growth," June 2001.
86. E. Jondeau and H. Le Bihan, "Testing for a Forward-Looking Phillips Curve. Additional Evidence from European and US Data," December 2001.
87. G. Clette, J. Mairesse et Y. Kocoglu, « Croissance économique et diffusion des TIC : le cas de la France sur longue période (1980-2000) », décembre 2001.
88. D. Irac and F. Sédillot, "Short Run Assessment of French Economic activity Using OPTIM," January 2002.
89. M. Baghli, C. Bouthevillain, O. de Bandt, H. Fraisse, H. Le Bihan et Ph. Rousseaux, « PIB potentiel et écart de PIB : quelques évaluations pour la France », juillet 2002.
90. E. Jondeau and M. Rockinger, "Asset Allocation in Transition Economies," October 2002.
91. H. Pagès and J.A.C Santos, "Optimal Supervisory Policies and Depositor-Preferences Laws," October 2002.
92. C. Loupias, F. Savignac and P. Sevestre, "Is There a Bank Lending Channel in France ? Evidence from Bank Panel Data," November 2002.
93. M. Ehrmann, L. Gambacorta, J. Martínez-Pagés, P. Sevestre and A. Worms, "Financial systems and The Role in Monetary Policy transmission in the Euro Area," November 2002.



94. S. Avouyi-Dovi, D. Guégan et S. Ladoucette, « Une mesure de la persistance dans les indices boursiers », décembre 2002.
95. S. Avouyi-Dovi, D. Guégan et S. Ladoucette, “What is the Best Approach to Measure the Interdependence between Different Markets? ,” December 2002.
96. J.-B. Chatelain and A. Tiomo, “Investment, the Cost of Capital and Monetray Policy in the Nineties in France: A Panel Data Investigation,” December 2002.
97. J.-B. Chatelain, A. Generale, I. Hernando, U. von Kalckreuth and P. Vermeulen, “Firm Investment and Monetary Policy Transmission in the Euro Area,” December 2002.
98. J.-S. Mésonnier, « Banque centrale, taux de l’escompte et politique monétaire chez Henry Thornton (1760-1815) », décembre 2002.
99. M. Baghli, G. Cette et A. Sylvain, « Les déterminants du taux de marge en France et quelques autres grands pays industrialisés : Analyse empirique sur la période 1970-2000 », janvier 2003.
100. G. Cette and C. Pfister, “The Challenges of the “New Economy” for Monetary Policy,” January 2003.
101. C. Bruneau, O. De Bandt, A. Flageollet and E. Michaux, “Forecasting Inflation using Economic Indicators: the Case of France,” May 2003.
102. C. Bruneau, O. De Bandt and A. Flageollet, “Forecasting Inflation in the Euro Area,” May 2003.
103. E. Jondeau and H. Le Bihan, “ML vs GMM Estimates of Hybrid Macroeconomic Models (With an Application to the “New Phillips Curve”),” September 2003.
104. J. Matheron and T.-P. Maury, “Evaluating the Fit of Sticky Price Models,” January 2004.
105. S. Moyen and J.-G. Sahuc, “Incorporating Labour Market Frictions into an Optimising-Based Monetary Policy Model,” January 2004.
106. M. Baghli, V. Brunhes-Lesage, O. De Bandt, H. Fraisse et J.-P. Villette, « MASCOTTE : Modèle d’Analyse et de préviSion de la CONjoncture TrimSTrielle », février 2004.
107. E. Jondeau and M. Rockinger, “The bank Bias: Segmentation of French Fund Families,” February 2004.
108. E. Jondeau and M. Rockinger, “Optimal Portfolio Allocation Under Higher Moments,” February 2004.
109. C. Bordes et L. Clerc, « Stabilité des prix et stratégie de politique monétaire unique », mars 2004.
110. N. Belorgey, R. Lecat et T. Maury, « Déterminants de la productivité par employé : une évaluation empirique en données de panel », avril 2004.
111. T. Maury and B. Pluyaud, “The Breaks in per Capita Productivity Trends in a Number of Industrial Countries,” April 2004.

112. G. Cette, J. Mairesse and Y. Kocoglu, "ICT Diffusion and Potential Output Growth," April 2004.
113. L. Baudry, H. Le Bihan, P. Sevestre and S. Tarrieu, "Price Rigidity. Evidence from the French CPI Micro-Data," September 2004.
114. C. Bruneau, O. De Bandt and A. Flageollet, "Inflation and the Markup in the Euro Area," September 2004.
115. J.-S. Mésonnier and J.-P. Renne, "A Time-Varying "Natural" Rate of Interest for the Euro Area," September 2004.
116. G. Cette, J. Lopez and P.-S. Noual, "Investment in Information and Communication Technologies: an Empirical Analysis," October 2004.
117. J.-S. Mésonnier et J.-P. Renne, « Règle de Taylor et politique monétaire dans la zone euro », octobre 2004.
118. J.-G. Sahuc, "Partial Indexation, Trend Inflation, and the Hybrid Phillips Curve," December 2004.
119. C. Loupias et B. Wigniolle, « Régime de retraite et chute de la natalité : évolution des mœurs ou arbitrage micro-économique ? », décembre 2004.
120. C. Loupias and R. Ricart, "Price Setting in France: new Evidence from Survey Data," December 2004.
121. S. Avouyi-Dovi and J. Matheron, "Interactions between Business Cycles, Stock Markets Cycles and Interest Rates: the Stylised Facts," January 2005.
122. L. Bilke, "Break in the Mean and Persistence of Inflation: a Sectoral Analysis of French CPI," January 2005.
123. S. Avouyi-Dovi and J. Matheron, "Technology Shocks and Monetary Policy in an Estimated Sticky Price Model of the US Economy," April 2005.
124. M. Dupaigne, P. Fève and J. Matheron, "Technology Shock and Employment: Do We Really Need DSGE Models with a Fall in Hours? ," June 2005.
125. P. Fève and J. Matheron, "Can the Kydland-Prescott Model Pass the Cogley-Nason Test? ," June 2005.
126. S. Avouyi-Dovi and J. Matheron, "Technology Shocks and Monetary Policy in an Estimated Sticky Price Model of the Euro Area," June 2005.
127. O. Loisel, "Central Bank Reputation in a Forward-Looking Model," June 2005.
128. B. Bellone, E. Gautier et S. Le Coent, « Les marchés financiers anticipent-ils les retournements conjoncturels ? », juillet 2005.

Pour tous commentaires ou demandes sur les Notes d'Études et de Recherche, contacter la bibliothèque du Centre de recherche à l'adresse suivante :

For any comment or enquiries on the Notes d'Études et de Recherche, contact the library of the Centre de recherche at the following address :

BANQUE DE FRANCE  
41-1391 - Centre de recherche  
75049 Paris Cedex 01  
tél : (0)1 42 92 49 55  
fax : (0)1 42 92 62 92  
email : [thierry.demoulin@banque-france.fr](mailto:thierry.demoulin@banque-france.fr)