
NOTES D'ÉTUDES

ET DE RECHERCHE

**DEUX INDICATEURS PROBABILISTES DE
RETOURNEMENT CYCLIQUE POUR
L'ÉCONOMIE FRANÇAISE**

Marie Adanero-Donderis, Olivier Darné et Laurent Ferrara

Novembre 2007

NER - E # 187



**DEUX INDICATEURS PROBABILISTES DE
RETOURNEMENT CYCLIQUE POUR
L'ÉCONOMIE FRANÇAISE**

Marie Adanero-Donderis, Olivier Darné et Laurent Ferrara

Novembre 2007

NER - E # 187

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 ».

Working Papers 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".

Deux indicateurs probabilistes de retournement cyclique pour l'économie française *

Marie Adanero-Donderis

Banque de France (DGEI-DAMEP-DIACONJ)

Olivier Darné

Banque de France (DGEI-DAMEP-DIACONJ)
et Université Paris X-Nanterre (EconomiX)

Laurent Ferrara[†]

Banque de France (DGEI-DAMEP-DIACONJ)

*Ce document a été élaboré lors du stage effectué par Marie Adanero-Donderis à la Direction des Analyses Macroéconomiques et de la Prévision de la Banque de France de juin 2006 à juillet 2007. Nous remercions les deux rapporteurs, Stéphane Grégoir et Erwan Gautier, ainsi que Gilbert Cette, Olivier de Bandt et Roland Ricart pour leurs remarques et suggestions ainsi que les participants au séminaire interne à la Banque de France. Le premier auteur tient également à remercier J. Bardaji, F. Tallet et E. Michaux pour leur aide.

[†]Correspondance : laurent.ferrara@banque-france.fr. Adresse : Banque de France, DGEI-DAMEP-DIACONJ, 31 rue Croix des Petits Champs, 75049 Paris cedex 01, France. Tél : +33 1 42 92 33 41.

Résumé

Ce document présente deux nouveaux indicateurs probabilistes de retournements cycliques développés par la Banque de France, afin de suivre sur un rythme mensuel les fluctuations de l'activité économique française, de manière coïncidente. Le premier est un indicateur probabiliste du cycle d'accélération (IPCA) destiné à détecter les points de retournement du cycle d'accélération. Le second est un indicateur probabiliste de récession industrielle (IPRI) dont l'objectif est d'estimer l'occurrence d'une période de récession dans le secteur industriel. Chaque indicateur est construit à partir d'un modèle à changements de régime markoviens et n'utilise comme information que les enquêtes mensuelles dans l'industrie publiées par la Banque de France. Une validation historique depuis 1998 de ces deux indicateurs souligne leur utilité et leur complémentarité pour le diagnostic conjoncturel. Ces deux indicateurs fournissent une information qualitative supplémentaire par rapport aux traditionnels outils quantitatifs d'estimation du taux de croissance du PIB.

Mots-clés : Cycle des affaires, Cycle d'accélération, Indicateur probabiliste, Modèle à chaîne de Markov, Données d'enquête.

Codes JEL : C32, C51, E32.

Abstract

This paper proposes two new coincident probabilistic cyclical indicators developed by the Bank of France in order to follow, on a monthly basis, the French economic activity. The first one is an indicator which aims at detecting the turning points of the acceleration cycle while the second one is dedicated to the follow-up of recession phases in the industrial sector. Both indicators are based on the methodology of Markov-Switching models and use only for input the Bank of France monthly business survey. An historical validation since 1998 points out to the interest and the complementarity of both indicators for the short-term economic diagnosis. This kind of indicators provides with an original and additional conjunctural qualitative information by comparison with more classical quantitative tools aiming at estimating the GDP growth rate.

Keywords : Business cycle, Acceleration cycle, Probabilistic indicator, Markov-Switching models, Surveys.

JEL Codes : C32, C51, E32.

Résumé non technique

L'identification des moments précis où les cycles économiques se retournent constitue une information privilégiée pour le conjoncturiste chargé de suivre l'évolution à court terme d'une économie. Détecter rapidement, voire anticiper, ces points de retournement permet d'alerter le décideur public afin de mettre en oeuvre des politiques économiques adaptées. Parmi les outils quantitatifs classiques à la disposition du conjoncturiste, se trouvent de nombreuses méthodes économétriques dont l'objectif est d'estimer le taux de croissance de l'économie. Toutefois, lors des périodes de forte inflexion de l'activité, ces méthodes quantitatives ont souvent conduit à des erreurs de diagnostic sur la situation présente du fait de leur incapacité à fournir en temps utile un signal exprimant une rupture dans l'évolution du cycle.

Dans ce document, nous proposons deux indicateurs probabilistes de retournement pour l'économie française qui utilisent les données de l'enquête mensuelle dans l'industrie de la Banque de France. La méthodologie de construction de ces deux indicateurs repose sur un modèle à changements de régimes, dont les changements sont gouvernés par une chaîne de Markov du premier ordre. L'idée est de considérer que la conjoncture économique évolue parmi un nombre fini de régimes inobservables et que la probabilité d'appartenir à un régime à une date donnée ne dépend que du régime à la date précédente. Les deux indicateurs développés diffèrent par leur champ d'analyse et les caractéristiques du cycle suivi.

Le premier indicateur est appelé indicateur probabiliste de récession dans l'industrie (*IPRI*), d'une valeur comprise entre -1 et +1. Cet indicateur ne concerne que le secteur industriel. Centré sur le cycle des affaires (c'est-à-dire les phases de hausse et de baisse du niveau de l'activité dans l'industrie), il s'attache à identifier les périodes de récession dans l'industrie ($IPRI < -0,5$). Une récession est définie, comme il est fréquent dans la littérature économique, au sens des comités de datation du NBER (pour les Etats-Unis) et du CEPR (pour la zone euro). Il s'agit d'une baisse prolongée du niveau de l'activité, d'amplitude significative et largement diffusée au sein du secteur industriel. Lorsque l'indicateur ne signale pas de récession ($IPRI \geq -0,5$), on considère que le secteur est dans une phase d'expansion qui peut être soit modérée ($-0,5 \leq IPRI \leq +0,5$), soit forte ($IPRI > +0,5$).

Le second indicateur est un indicateur probabiliste du cycle d'accélération (*IPCA*). Cet indicateur, d'une valeur également comprise entre -1 et +1, concerne l'ensemble de l'économie au lieu de la seule industrie, mais reste basé sur les données de l'enquête de la Banque de France dans l'industrie. En se concentrant sur le taux de croissance du PIB (et non pas son niveau, comme l'indicateur précédent), il s'attache à identifier les périodes de ralentissement ($IPCA < -0,5$) et d'accélération ($IPCA > +0,5$) du PIB. Le cycle d'accélération est défini au sens de l'ECRI (*Economic Cycle Research Institute*) comme la succession de périodes prolongées, d'amplitude significative, d'accélération de l'économie (dérivée seconde positive du PIB) puis de décélération (dérivée seconde négative). Lorsque l'IPCA est tel que : $-0,5 \leq IPCA \leq +0,5$, on considère que l'économie est dans une phase de croissance relativement stable. Empiriquement, la croissance du PIB n'est jamais régulière et la durée d'appartenance à cette phase de stabilité de la croissance est très courte : l'économie est en général en phase tantôt d'accélération, tantôt de décélération, mais ne reste jamais longtemps avec une dérivée seconde nulle du PIB.

Non technical summary

Real-time detection of economic cycles turning points is a valuable information for short-term analysts. For example, policymakers are sensitive to economic indicators sending timely signals of turning points in order to adjust as soon as possible their monetary or budgetary policies. Classical tools for conjunctural analysis are mainly based on quantitative models able to now-cast or to predict the quarterly GDP growth rate. However, in the presence of a strong shift in the evolution of the cycle, such models have empirically proved to be unefficient or at least too persistent in their (wrong) signal.

This paper proposes two new coincident probabilistic cyclical indicators developed by the Bank of France in order to follow, on a monthly basis, the French economic activity. Both indicators are based on the methodology of Markov-Switching models and use only for input the Bank of France monthly business survey. The main idea of such models is that the economy evolves among a finite number of regimes and that the probability of being in a given regime at date t only depends on the regime at date $t - 1$. Both indicators are divergent as regards the field of applications and the stylized facts of the considered cycles.

The first one is an indicator dedicated to the follow-up of the industrial business cycle, that is the fluctuations of the level of the series. The *IPRI* (Indicateur Probabiliste de Récession dans l'Industrie), lying between -1 and $+1$, aims at identifying the recession phases in the industrial sector ($IPRI < -0,5$). A recession is defined as the low phase of the business cycle, as considered by the NBER (for the US) or the CEPR (for the Euro area), namely a phase of negative amplitude, during more than few months and widely diffused across the industry. When the IPRI does not indicate a recession ($IPRI \geq -0,5$), we consider that the economy belongs to an expansion phase that can be either soft ($-0,5 \leq IPRI \leq +0,5$) or strong ($IPRI > +0,5$).

The second indicator (*IPCA*, Indicateur Probabiliste du Cycle d'Accélération) aims at detecting the turning points of the acceleration cycle of the whole economy. This indicator, lying also between -1 and $+1$, focuses on the peaks and troughs of the acceleration cycle as defined, for example by the ECRI (*Economic Cycle Research Institute*). Namely, the acceleration cycle is the sequence of prolonged phases of acceleration (positive second derivative of GDP) and deceleration (negative second derivative of GDP), with a significant amplitude. As regards the decision rule, we show that the economy accelerates when ($IPCA > +0,5$) and that the economy decelerates when ($IPCA < -0,5$). When $-0,5 \leq IPCA \leq +0,5$, we consider that the economy belongs to a phase of relative growth stability. Empirically, it turns out that the duration of the growth stability phase is always very short, that is the second derivative of GDP never stays equal to zero for a long time.

1 Introduction

L'identification des moments précis où les cycles économiques se retournent constitue une information privilégiée pour le conjoncturiste chargé de suivre l'évolution à court terme d'une économie. Détecter rapidement, voire anticiper, ces points de retournement permet d'alerter le décideur public afin de mettre en oeuvre des politiques économiques, monétaires et/ou budgétaires, pour limiter l'impact d'un ralentissement ou d'une récession ou au contraire accompagner une phase d'accélération ou d'expansion. Parmi les outils quantitatifs classiques à la disposition du conjoncturiste, se trouvent de nombreuses méthodes économétriques dont l'objectif est d'estimer le taux de croissance de l'économie. Toutefois, lors des périodes de forte inflexion de l'activité, ces méthodes quantitatives ont souvent conduit à des erreurs de diagnostic sur la situation présente à cause de leur incapacité à fournir un signal exprimant une rupture dans l'évolution du cycle.

Lorsqu'on évoque le sujet de l'analyse empirique des évolutions cycliques, une certaine confusion apparaît quant à la définition des cycles. Or, il est important de savoir exactement quel type de cycle on cherche à détecter. Dans la littérature relative au suivi empirique des cycles, on relève trois types de cycle : le cycle des affaires (*business cycle*), le cycle de croissance (*growth cycle* ou *output gap*) et cycle d'accélération (*acceleration cycle*), dont les caractéristiques diffèrent. De manière simple, le cycle des affaires est le cycle du niveau de l'activité, tel que défini par Burns et Mitchell (1946). Ses points de retournement opposent les périodes de croissance négative (ou récessions) aux périodes de croissance positive (ou expansions). Suivant cette définition du cycle, les pics et les creux correspondent donc aux entrées et sorties de récession. Ce cycle des affaires présente de fortes asymétries qui se caractérisent par un comportement différent selon la phase du cycle. Par exemple, la durée des phases d'expansion et de récession est asymétrique, la durée moyenne depuis 1970 d'une récession dans la zone euro étant de un an, celle d'une expansion étant de vingt-huit ans. De même, une asymétrie entre les phases existe au niveau de l'amplitude, les phases d'expansion étant plus amples. Enfin, il semble que le phénomène de dépendance à la durée (*duration dependence*) soit présent uniquement dans les récessions, ce qui se traduit par le fait que la probabilité de sortir d'une récession croît avec le temps. Le cycle de croissance, ou cycle de déviation, est le cycle de l'écart à la tendance de long terme. Cette dernière peut être vue comme la croissance tendancielle ou potentielle selon les cas. L'estimation de ce type de cycle fait appel à de nombreuses méthodes économiques ou statistiques, dont aucune ne semble s'imposer clairement. Le pic de ce cycle correspond au moment où le taux de croissance repasse en dessous du taux de croissance tendanciel et, par symétrie, le creux représente le moment où il repasse au-dessus. Enfin, le cycle d'accélération est le cycle du taux de croissance. Le pic de ce cycle représente le maximum local atteint par le taux de croissance, et le creux indique le minimum local de ce taux. On se réfère, par exemple, à Harding (2004), Anas et Ferrara (2004) ou Zarnowitz et Ozyldirim (2006) pour une description détaillée des caractéristiques de ces cycles.

Dans ce document, nous nous intéressons uniquement au cycle des affaires et au cycle d'accélération. On considère que le cycle de croissance possède un biais d'estimation trop important, lié aux effets de bord des méthodes utilisées, dus à l'ignorance du futur, pour être suivi de manière mensuelle. En effet, la plupart des méthodes d'estimation de la tendance utilisent des filtres qui s'expriment sous la forme d'une moyenne-mobile symétrique, ce qui pose des problèmes pour le calcul des derniers points des séries, les plus importants en conjoncture. De plus, nous faisons face au problème de l'existence d'une datation, crucial pour la recherche d'indicateurs en temps réel car leur développement est basé sur une chronologie de référence des points de retournement. S'agissant de la France, il n'existe pas de datation officielle à l'image de ce que fait le

comité de datation du NBER pour le cycle des affaires américain. La majorité des études qui se sont focalisées sur la France concernent le cycle d'affaires, c'est-à-dire la datation des récessions. Généralement, les études concordent pour relever les deux premiers chocs pétroliers (1974-75 et 1980-81) et la récession de 1992-93. S'agissant de la datation du cycle de croissance de la France, le consensus est moins fort. En particulier, ceci est dû à la multitude de méthodes utilisées pour l'estimation du cycle et à la confusion des concepts de croissance potentielle et tendancielle. On ne peut pas se contenter de prendre pour référence un taux moyen, qui serait autour de 2% par an, et d'observer les phases où le taux de croissance passe durablement au dessus ou en-dessous de ce seuil. Enfin, le cycle d'accélération est très peu considéré dans les études de datation : à notre connaissance, seul l'ECRI (*Economic Cycle Research Institute*) propose une chronologie précise du cycle d'accélération français.

Récemment, de nombreux travaux sur les modèles à changements de régimes markoviens ont vu le jour dans la littérature, sous l'impulsion initiale de Hamilton (1989). Dans son papier, Hamilton propose un modèle à changements de régime markoviens (voir section 2) qui permet de reproduire le cycle des affaires (*business cycle*) américain, tel qu'il a été estimé par le comité de datation du NBER. Cette approche des cycles en termes de changements de régimes avait déjà été considérée dans la littérature par Lindgren (1978) et Neftçi (1982, 1984). Mais la popularité du travail de Hamilton est due au fait que l'on peut désormais formaliser le processus de décision du NBER basé, en grande partie, sur un dire d'experts. Ce modèle à changements de régimes markoviens a donc été largement étudié et étendu théoriquement par la suite. On citera par exemple l'extension multivarié de Krolzig (1997) ou l'introduction de probabilités de transition markoviennes non constantes au cours du temps (Filardo, 1994, ou Durland et McCurdy, 1994). Du point de vue de l'analyse empirique des cycles, les modèles à changements de régimes markoviens ont été utilisés, soit pour dater les cycles, soit pour détecter en temps réel les points de retournement. Parmi le grand nombre de travaux empiriques, on citera, par exemple, Sichel (1994), Lahiri et Wang (1994), Potter (1995), Chauvet et Piger (2003), Ferrara (2003), Clements et Krolzig (2003), Anas et Ferrara (2004), Bellone (2006) ou Layton et Smith (2007) en ce qui concerne les Etats-Unis, et les papiers de Krolzig (2001, 2004), Krolzig et Toro (2001), Bengoechea, Camacho et Perez-Quiros (2006), Ferrara (2006) ou Anas *et alii* (2007) pour ce qui est de la zone euro.

S'agissant de l'économie française, Grégoir et Lenglard (1998, 2000) ont développé un modèle qualitatif à chaîne de Markov cachée, à partir duquel ils ont construit un indicateur de retournement conjoncturel qui est mis à jour tous les mois par l'INSEE lors de la parution de l'enquête mensuelle dans l'industrie. Par la suite, cette méthodologie a été utilisée pour développer des indicateurs coïncidents d'activité pour la France (Baron, 1999, Bahu *et alii*, 2006, Bouabdallah et Stelios, 2007), la zone euro (Baron et Baron, 2002) ou les Etats-Unis (Bellone *et alii*, 2005). De même, Coe-Rexecode fournit mensuellement un indicateur avancé du cycle de croissance français basé sur l'approche de Neftçi (1982) appliqué à un ensemble de variables considérées comme en avance sur le cycle (Anas et Ferrara, 2004). D'autres institutions comme l'OCDE ou *The Conference Board* proposent également des indicateurs cycliques mensuels relatifs à la France, mais qui n'ont pas été développés à partir d'une approche à changements de régimes. D'autres travaux ont été menés sur les cycles de l'économie française pour effectuer une chronologie des cycles passés (voir par exemple Cotis et Coppel, 2005, Cornec, 2006, ou Cristadoro et Veronese, 2006).

La Banque de France dispose déjà d'outils quantitatifs, tels que l'indicateur synthétique mensuel

d'activité (Darné et Brunhes-Lesage, 2007), le modèle OPTIM (Irac et Sédillot, 2002, Barhoumi *et alii*, 2007) ou l'indicateur du climat des affaires (ICA), permettant de mesurer et d'anticiper les fluctuations de l'économie française. Dans ce papier, nous proposons deux indicateurs probabilistes de retournement, basés sur l'enquête mensuelle de la Banque de France, dont l'objectif est de compléter ces informations d'une manière originale, en détectant le plus rapidement possible les points de retournement des cycles. Ces outils sont complémentaires des outils classiques de prévision quantitative, qui cherchent à anticiper le taux de croissance du PIB, car ils permettent d'avoir rapidement une idée du sens de la variation du taux de croissance et de connaître l'état de l'économie sur la base des dernières informations disponibles. Ferraton (2006) montre d'ailleurs que les deux approches sont bien complémentaires mais non substituables. Nous proposons un indicateur de retournement du cycle des affaires industriel et un indicateur de retournement du cycle d'accélération. Pour chaque indicateur, nous testons différents types de modèles, ainsi que différentes spécifications. Nous retenons *in fine* les indicateurs qui fournissent les meilleurs résultats en termes de critères d'adéquation à une datation de référence. La section suivante présente les modèles considérés et la section 3 présente les données de la Banque de France qui sont utilisées et les principaux résultats. Une validation empirique est effectuée dans la dernière section.

2 Méthodologie

Dans cette section, nous présentons les modèles statistiques que nous allons utiliser pour calculer les différents indicateurs. Ces modèles reposent sur l'idée générale que les différents états de la conjoncture économique résultent d'une variable qualitative inobservable à valeurs dans l'ensemble $\{1, \dots, K\}$, notée $(S_t)_t$, qui suit une chaîne de Markov du premier ordre à K régimes. Cette chaîne de Markov est définie par les probabilité de transition suivantes pour tout $i, j \in \{1, \dots, K\}$:

$$\eta_{ij} = P(S_t = j | S_{t-1} = i), \quad (1)$$

avec

$$\sum_{j=1}^K \eta_{ij} = 1. \quad (2)$$

Ainsi, chaque régime correspond alors à un état du cycle économique, tel que par exemple récession / expansion, selon la définition originale du cycle des affaires proposé par Burns et Mitchell (1946). L'hypothèse sous-jacente à la chaîne de Markov est que la probabilité de se trouver dans un certain état de la conjoncture à une date donnée dépend uniquement de cet état à la date qui précède. En outre, on suppose que si la conjoncture est bonne, elle a plus de chance de le rester le mois suivant que de se dégrader, et inversement. Cela se traduit par des valeurs théoriquement élevées pour les probabilités η_{ii} se trouvant sur la diagonale de la matrice de transition η de dimension (K, K) définie par :

$$\eta = \begin{pmatrix} \eta_{11} & \dots & \eta_{K1} \\ & \dots & \\ \eta_{1K} & \dots & \eta_{KK} \end{pmatrix} \quad (3)$$

Ces probabilités de transition η_{ij} sont supposées constantes au cours du temps, mais certains auteurs ont permis à ces probabilités de varier au cours du temps (voir, par exemple, Filardo, 1994, Durland et McCurdy, 1994, ou Layton et Smith, 2007). Evidemment, le choix du nombre de régimes soulève de nombreuses questions et doit être adapté au nombre de phases du cycle considéré (voir par exemple Ferrara, 2003, pour une discussion sur ce sujet). Généralement, s'agissant de la conjoncture économique, le nombre d'états varie entre deux (favorable et défavorable) et

trois (favorable, neutre et défavorable). Par exemple, dans le cas du cycle des affaires considéré par le NBER et le CEPR, l'état défavorable est la récession, l'état favorable est l'expansion et la présence d'un état moyen correspond souvent, notamment pour de nombreux pays de la zone euro, à un régime de croissance positive mais peu soutenue. Dans le cas du cycle d'accélération, l'état favorable est l'accélération, l'état défavorable est la décélération et l'état moyen correspond à un régime de croissance constante. Au cours de l'étape d'inférence statistique, l'estimation des paramètres θ des modèles permet de fournir en sortie, pour chaque date t , la probabilité instantanée d'appartenance à un régime donné sachant le passé, ou probabilité filtrée, définie par :

$$P(S_t = i | \hat{\theta}, F_t), \quad (4)$$

où F_t est l'ensemble d'information disponible à la date t et $\hat{\theta}$ le paramètre estimé du modèle. Cette probabilité filtrée définie par l'équation (4) est récupérée par le conjoncturiste afin d'évaluer l'état courant de l'économie. La probabilité filtrée d'appartenance au régime est complétée par la probabilité lissée d'appartenance au régime, $P(S_t = i | \hat{\theta}, F_T)$, où T est le nombre total d'observations, qui utilise l'information sur l'ensemble de la période considérée.

Une fois obtenues les chroniques des probabilités filtrées et lissées, nous utilisons les premières pour classer les observations entre les états conjoncturels considérés. Les probabilités lissées sont souvent utilisées afin de construire une chronologie des points de retournements. Dans une optique de détection des points de retournements conjoncturels, une règle simple consiste à assigner l'observation à la date t au régime qui a la plus grande probabilité filtrée :

$$i^* = \arg \max_{i=1, \dots, K} P(S_t = i | F_t, \hat{\theta}). \quad (5)$$

Nous présentons ci-dessous deux modèles à changements de régimes markoviens, le premier permettant de modéliser une série quantitative, notée $(Y_t)_t$, et le second une série qualitative, notée $(X_t)_t$. Nous présentons les modèles dans un cadre multivarié.

2.1 Le modèle à changements de régimes markoviens de Hamilton (1989)

Les modèles à changements de régimes markoviens (*Markov-Switching Models* ou MS) ont été popularisés dans la littérature statistique par Hamilton (1989) afin de prendre en compte un certain type de non-stationarité présente dans de nombreuses séries économiques et financières. Ayant observé que ce type de séries présente souvent des ruptures dans leur moyenne, l'idée originale d'Hamilton (1989) fut de modéliser cette non-stationarité à l'aide d'un processus linéaire par morceaux. En particulier, on suppose que la série observée peut être approchée à l'aide d'un processus autorégressif dont les paramètres évoluent au cours du temps selon une variable inobservable qui suit une chaîne de Markov du premier ordre à K états. Ainsi, Hamilton a proposé un modèle univarié AR(4) dont les paramètres sont gouvernés par une chaîne de Markov à deux états pour la variation trimestrielle du PIB des Etats-Unis.

Nous présentons ci-dessous le processus MS(K) étendu dans un cadre multivarié, tel que proposé par Krolzig (1997). On définit le processus N -vectoriel du second ordre $(Y_t)_{t \in \mathbb{Z}} = (Y_t^1, \dots, Y_t^N)_{t \in \mathbb{Z}}$, à valeurs réelles, comme étant un processus MS(K), s'il vérifie les équations suivantes dans le cas d'un processus VAR(p) (on parle alors de processus MS(K)-VAR(p)) :

$$Y_t - \mu(S_t) = \sum_{i=1}^p \Phi_i(S_t)(Y_{t-i} - \mu(S_{t-i})) + \varepsilon_t, \quad (6)$$

où $(S_t)_t$ suit une chaîne de Markov du premier ordre à valeurs dans l'ensemble dénombrable $\{1, \dots, K\}$, où $(\varepsilon_t)_{t \in \mathbb{Z}}$ est un processus bruit blanc gaussien centré de matrice de variance-covariance $\Sigma(S_t)$, de dimension (N, N) et où $\Phi_1(S_t), \dots, \Phi_p(S_t)$ sont des matrices (N, N) décrivant la dépendance du modèle au régime S_t .

L'estimation des paramètres du modèle, c'est-à-dire les coefficients des matrices $\Phi_j(S_t)$, la matrice de variance-covariance et les probabilités de transition η_{ij} , se fait par maximum de vraisemblance (EMV) appliqué aux densités conditionnelles du modèle :

$$f(y_t/F_{t-1}, \theta) = \sum_{j=1}^K f(y_t/S_t = j, F_{t-1}, \theta) P(S_t = j/F_{t-1}, \theta), \quad (7)$$

où θ représente le vecteur de paramètres à estimer : $\theta = (\Phi_j(S_t), \sigma^2, \eta_{ij})$, K le nombre d'états conjoncturels retenus, F_{t-1} est le vecteur d'information connue jusqu'à la date $t - 1$, $F_{t-1} = (Y_1, \dots, Y_{t-1})$ et $P(S_t = j/F_{t-1}, \theta)$ la probabilité filtrée.

Toutefois, dans le cadre des processus à changements de régimes markoviens, la difficulté réside dans le fait que l'on ne peut pas observer la série S_t , qui doit donc être estimée à chaque date t . Pour cela, Hamilton propose de mettre en oeuvre un algorithme récursif permettant d'obtenir les probabilités filtrées et lissées à chaque date t . Pour simplifier les notations, posons $P_{t/t-1} = P(S_t = i/F_{t-1}, \theta)$, pour un état donné i , tel que $i \in \{1, \dots, K\}$. Si l'on suppose que la valeur initiale $P_{1/0}$ et le paramètre θ sont connus, Hamilton (1994) a montré que l'inférence optimale et la prévision des probabilités filtrées peuvent être respectivement obtenues en itérant les deux équations suivantes :

$$P_{t/t} = \frac{P_{t/t-1} \cdot f(y_t/S_t = i, F_{t-1}, \theta)}{\sum_{j=1}^K P_{t/t-1} \cdot f(y_t/S_t = j, F_{t-1}, \theta)} \quad (8)$$

$$P_{t+1/t} = \eta P_{t/t} \quad (9)$$

où η est la matrice des probabilités de transition donnée par l'équation (3).

2.2 Le modèle à chaîne de Markov cachée

En pratique, le conjoncturiste cherche à interpréter chaque nouvelle valeur d'une variable comme étant un signal positif ou négatif, voire neutre, pour l'économie ou le secteur étudié. Pour cela, il a besoin d'une base de comparaison pour évaluer l'évolution de cette variable, qui peut être soit la valeur anticipée de la variable, soit une valeur passée. Ce type d'information qualitative est fréquente en conjoncture. Donc, on considère dans ce paragraphe que l'information disponible au conjoncturiste se présente sous la forme d'un vecteur observé $(x_{1,t}, \dots, x_{N,t})_{t=1, \dots, T}$ issu d'un vecteur $(X_t)_{t \in \mathbb{Z}}$ de N variables qualitatives (X_t^1, \dots, X_t^N) à valeurs dans l'ensemble des états $\{1, \dots, K\}$. Si les valeurs prises par S_t ne sont pas directement observées, il est cependant possible de déterminer la nature de la phase conjoncturelle à la date t à partir de l'ensemble des signaux collectés pour chaque variable. On peut dire qu'il est plus probable d'observer des signaux orientés positivement (respectivement négativement ou de manière neutre) en période d'activité favorable (respectivement défavorable ou neutre). On obtient ainsi les probabilités conditionnelles d'observer certains signaux sachant l'état de la conjoncture, $\forall n \in \{1, \dots, N\}$ et $\forall k, j \in \{1, \dots, K\}$, :

$$\pi_{n,j}(k) = P(X_t^n = x_{n,t} | S_t = j). \quad (10)$$

On obtient alors la matrice des probabilités conditionnelles, notée π de dimension $(K \times N, K)$, en empilant les probabilités conditionnelles pour les différents états conjoncturels retenus :

$$\pi = \begin{pmatrix} \pi_{1,1}(1) & \dots & \pi_{1,K}(1) \\ \dots & \dots & \dots \\ \pi_{1,1}(K) & \dots & \pi_{1,K}(K) \\ \dots & \dots & \dots \\ \pi_{N,1}(1) & \dots & \pi_{N,K}(1) \\ \dots & \dots & \dots \\ \pi_{N,1}(K) & \dots & \pi_{N,K}(K) \end{pmatrix} \quad (11)$$

De plus, comme la variable markovienne cachée est supposée synthétiser l'information commune aux N variables qualitatives, ces dernières sont supposées indépendantes entre elles, conditionnellement à $(S_t)_t$. On peut alors écrire l'égalité suivante, $\forall k, j = \{1, \dots, K\}$, :

$$P(X_t = x_t | S_t = j) = \prod_{n=1}^N \pi_{n,j}(k), \quad (12)$$

S'agissant de l'estimation des paramètres du modèle à chaîne de Markov cachée, à savoir les matrices η et π , la méthode utilisée est celle du maximum de vraisemblance. En effet, d'après la formule de Bayes, la vraisemblance du modèle est donnée par :

$$P(X_T = x_T, X_{T-1} = x_{T-1}, \dots, X_1 = x_1) = \prod_{t=2}^T P(X_t = x_t | F_{t-1}) \cdot P(X_1 = x_1), \quad (13)$$

où F_t est l'information disponible à la date t . Les probabilités conditionnelles $P(X_t = x_t | F_{t-1})$ de l'équation (13) étant inconnues, elles doivent être estimées à chaque date t à l'aide d'un algorithme récursif de filtrage présenté ci-dessous.

A partir d'une initialisation $P(S_1 | F_0) = \eta \cdot P^*$, où P^* est le vecteur des probabilités initiales, l'algorithme de filtrage itère les trois équations suivantes pour obtenir la vraisemblance (équation (13)) pour un paramètre θ donné :

$$P(S_t = j | F_t) = \frac{P(S_t = j | F_{t-1}) \prod_{n=1}^N \pi_{n,j}(x_{n,t})}{P(X_t = x_t | F_{t-1})} \quad (14)$$

où les probabilités $P(S_t = j | F_{t-1})$ sont obtenues en intégrant sur les valeurs prises par S_t :

$$P(S_t = j | F_{t-1}) = \sum_{i=1}^K P(S_{t-1} = i | F_{t-2}) \cdot \eta_{ij} \quad (15)$$

et où les probabilités $P(X_t = x_t | F_{t-1})$ sont obtenues en intégrant sur les valeurs prises par S_t :

$$P(X_t = x_t | F_{t-1}) = \sum_{j=1}^K P(S_t = j | F_t) \prod_{n=1}^N \pi_{n,j}(x_{n,t}) \quad (16)$$

Comme résultat de l'étape d'estimation des paramètres, on obtient ainsi $P(S_t = i | \hat{\theta}, F_t)$ les probabilités filtrées d'appartenance à un régime i donné, pour $i \in \{1, \dots, K\}$.

2.3 Mise en œuvre des modèles

2.3.1 Méthodes de codage

Lorsqu'on cherche à appliquer le modèle à chaîne de Markov caché décrit dans la section 2.2, il est nécessaire d'introduire des variables qualitatives en input dans le modèle. Nous décrivons ci-dessous les deux méthodes de codage que nous avons testées pour passer d'une information quantitative, contenue dans les N séries d'enquête d'opinion $(Y_t^n)_t$, à une information qualitative $(X_t^n)_t$.

La première méthode de codage est due à Grégoir et Lengart (1998, 2000) et consiste à s'intéresser aux innovations des séries d'origine, obtenues par ajustement d'un modèle auto-régressif d'ordre p à chacune des N séries quantitatives $(Y_t^n)_t$ considérées. Généralement, l'ordre p du processus est choisi par minimisation d'un critère d'information de type AIC ou BIC. L'idée de cette méthode est de s'intéresser aux surprises conjoncturelles, c'est-à-dire l'écart entre la réalisation de la variable et l'anticipation que l'on pouvait en faire à la date précédente. Le fait de se baser sur les innovations pour qualifier de favorable ou défavorable la nature du choc sur les séries permet de se concentrer uniquement sur leur signe. Ainsi, un creux est identifié lorsque les signaux positifs, initialement minoritaires face aux signaux négatifs, deviennent majoritaires. De même, les pics sont détectés au moment où les signaux négatifs deviennent les plus nombreux. Ces innovations sont ensuite codées selon une variable $(Z_t)_t$ qui prend comme valeur $+1$ ou -1 en fonction du signe de l'innovation (respectivement positif ou négatif). Les auteurs introduisent une seconde variable de Markov $(W_t)_t$ qui prend comme valeurs $+1$ si l'orientation de l'économie est claire et 0 sinon. Ainsi, la chaîne de Markov $(S_t)_t = (Z_t, W_t)_t$ censée représenter l'état courant de l'économie prend quatre modalités. Cependant, lorsque l'orientation de l'économie est incertaine ($W_t = 0$), les observations positives et négatives sont équiprobables, c'est-à-dire :

$$\begin{aligned} P(Y_t^n = +1 | (Z_t, W_t) = (+1, 0)) &= P(Y_t^n = +1 | (Z_t, W_t) = (-1, 0)) \\ &= P(Y_t^n = -1 | (Z_t, W_t) = (+1, 0)) \\ &= P(Y_t^n = -1 | (Z_t, W_t) = (-1, 0)) \\ &= 0,5 \end{aligned}$$

La deuxième méthode de codage, choisie par exemple par Baron et Baron (2002), repose sur la variation d'une série quantitative $(Y_t^n)_t$ sur une certaine période p , définie par $\Delta_p Y_t^n = Y_t^n - Y_{t-p}^n$. Cette variation peut être centrée et/ou réduite. Plus p est élevé, plus la variation va être lissée, mais déphasée par rapport au cycle de référence, et inversement. Il y a donc un arbitrage à effectuer entre lissage et déphasage en fonction de p . En général, différentes valeurs de p sont testées empiriquement, à l'aide de critères de validation des modèles (voir section suivante). L'idée de la méthode est de découper la distribution de la série en un nombre de classes distincts à l'aide des quantiles d'ordre α de la distribution, notés $q(\alpha)$. Les quantiles peuvent être estimés à partir d'une estimation de la densité de distribution obtenue par la méthode non-paramétrique des noyaux (Baron et Baron, 2002) ou, beaucoup plus simplement, en utilisant les quantiles empiriques. Ainsi, si on désire créer, par exemple, trois classes, à partir $\Delta_p Y_t^n$, on utilise les deux quantiles $q(\alpha_1)$ et $q(\alpha_2)$, de telle manière que :

$$X_t^n = \begin{cases} -1 & \text{si } \Delta_p Y_t^n < q(\alpha_1) \\ 0 & \text{si } \Delta_p Y_t^n \in [q(\alpha_1), q(\alpha_2)] \\ +1 & \text{si } \Delta_p Y_t^n > q(\alpha_2) \end{cases}$$

En pratique, les quantiles sont choisis tels que $\alpha_1 = 0,33$ et $\alpha_2 = 0,66$, mais ce choix peut évidemment être discuté. Outre certains avantages soulignés dans le papier de Baron et Baron (2002), cette dernière méthode de codage a l'avantage d'être facilement généralisable à plusieurs régimes en introduisant le nombre adéquat de quantiles.

2.3.2 Calcul de l'indicateur

Dans cette étude, nous cherchons à construire deux indicateurs synthétiques probabilistes qui indiquent à chaque mois la probabilité d'appartenance à un régime conjoncturel compte tenu de l'information disponible à cette date. A partir des probabilités filtrées $P(S_t = i|\hat{\theta}, F_t)$ issues des modèles markoviens, nous allons construire nos indicateurs, qui dépendent du type de modèle choisi et du nombre de régimes.

Dans le cas d'un codage de type Grégoir et Lenglart (1998, 2000), l'indicateur est égal à la différence entre les probabilités filtrées de se trouver dans l'état favorable et l'état défavorable, tel que :

$$I_t = [P(S_t = (+1, 1)|F_t) + P(S_t = (+1, 0)|F_t)] - [P(S_t = (-1, 1)|F_t) + P(S_t = (-1, 0)|F_t)]$$

où $S_t = (Z_t, W_t)$ est la variable markovienne synthétique qui représente l'état de la conjoncture (pour le premier élément) et la qualité du signal (pour le second élément).

Pour tous les autres types de modélisation, l'indicateur synthétique, noté $(I_t)_t$ est calculé à partir des probabilités filtrées d'appartenance aux régimes. On distingue deux cas en fonction du nombre de régimes considérés. Si $K = 2$, on note P_{1t} et P_{2t} les probabilités filtrées d'appartenir, respectivement, à un état défavorable et favorable. Si $K = 3$, on note P_{1t} , P_{2t} et P_{3t} les probabilités d'appartenir, respectivement, à un état défavorable, moyen et favorable. L'indicateur synthétique est alors donné par les égalités suivantes :

- si $K = 2$:

$$I_t = P_{2t} - P_{1t}$$

- si $K = 3$:

$$I_t = \begin{cases} P_{2t} - P_{1t}, & \text{si } P_{1t} \geq 0,5 \\ (P_{3t} - P_{1t}) / (P_{3t} + P_{1t}), & \text{si } P_{2t} \geq 0,5 \\ P_{3t} - P_{2t}, & \text{si } P_{3t} \geq 0,5 \end{cases} \quad (17)$$

Ainsi, chaque indicateur varie dans l'intervalle $[-1; +1]$. Notons que, dans le cas où $K = 3$, lorsque le régime intermédiaire est le plus probable, l'indicateur mesure en fait l'écart entre les probabilités des régimes haut et bas.

2.3.3 Règle de décision

Une fois les indicateurs synthétiques construits, la question est alors de savoir comment les interpréter. Lorsque l'indicateur est proche de 1, cela signifie que la conjoncture économique est dans un état favorable et que, symétriquement, quand il se rapproche de -1, la conjoncture est dans un état défavorable. Il faut cependant déterminer ce qu'on entend par "proche" de 1 ou de -1 et comment interpréter quand l'indicateur se trouve dans la zone intermédiaire. L'approche utilisée est de déterminer un seuil symétrique β , tel que $0 < \beta < 1$, au-delà duquel la conjoncture est dans un état favorable et en dessous de $-\beta$ la conjoncture est dans un état défavorable. Lorsque

l'indicateur se situe dans l'intervalle $[-\beta; \beta]$, le message délivré est neutre. Ainsi, par exemple, l'INSEE préconise le seuil de 0,33 pour interpréter l'indicateur de retournement conjoncturel de Grégoir et Lengart (1998, 2000) publié avec les résultats de l'enquête mensuelle dans l'industrie. Ferraton (2006) utilise également ce seuil pour interpréter l'indicateur de la DGTPE sur la zone euro. De manière intuitive, plus le seuil β est proche de 1, plus l'indicateur va être fiable, mais il va être retardé sur le cycle. Le choix de ce seuil détermine l'arbitrage fiabilité/retard de l'indicateur. En fait, il semble intéressant non pas de choisir un seuil *a priori* mais de tester la robustesse de l'indicateur au seuil. Cet exercice sera effectué pour chaque indicateur dans la section 4.

Dans le cas où $K = 3$, lorsque le régime intermédiaire est le plus probable, l'indicateur est alors très sensible à l'écart entre les probabilités des régimes haut et bas. Afin de rendre l'indicateur plus robuste, on décide que, lorsque la probabilité intermédiaire est suffisamment élevée (supérieure à 0,90), le régime prédominant est le régime intermédiaire et on force alors l'indicateur à rester dans l'intervalle $[-\beta; \beta]$ de la manière suivante :

$$I_t = \beta \frac{P_{3t} - P_{1t}}{P_{3t} + P_{1t}}, \quad \text{si } P_{2t} \geq 0,90. \quad (18)$$

De manière pratique, ce conditionnement permet d'éviter une trop forte volatilité dans l'analyse en temps réel, en particulier pour l'indicateur de récession industrielle (voir section 4).

2.4 Critères de sélection des modèles

Afin de sélectionner le modèle qui fournit le meilleur indicateur, au sens où il reproduit au mieux la datation de référence, nous allons considérer une batterie de critères de mesure de la qualité globale de l'indicateur $(I_t)_{t=1, \dots, T}$. On note $(R_t)_{t=1, \dots, T}$ la variable provenant de la datation de référence, telle que $R_t = 1$ si l'économie est dans une phase de ralentissement (ou de récession industrielle) à la date t et $R_t = 0$ sinon. Chaque critère de sélection va dépendre du seuil β utilisé dans la règle de décision.

Le premier critère considéré est le critère classique de Brier (1950), le QPS (*Quadratic Probability Score*) défini par :

$$QPS(\beta) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (1_{(I_t < -\beta)} - R_t)^2, \quad (19)$$

où $1_{(\cdot)}$ est la fonction indicatrice. Plus l'indicateur est proche de la référence au sens de ce critère, plus le QPS est proche de zéro. Ce critère est utilisé dans la plupart des études empiriques pour mesurer le degré de concordance entre l'indicateur et la chronologie de référence, mais il présente plusieurs défauts. En particulier, même si deux variables sont non corrélées, elle peuvent présenter un QPS élevé si leur degré de persistance est élevé (voir Harding et Pagan, 2006). Ceci est notamment le cas pour les récessions dont les probabilités de rester dans le même régime sont généralement proches de 0,9. De plus, les propriétés de la loi de distribution de ce critère ne sont pas connues, ce qui ne permet pas d'effectuer de tests statistiques.

Le second critère que l'on utilise tient également compte des moments où l'indicateur se trouve dans la phase intermédiaire. On décide d'attribuer à ce critère d'adéquation la valeur 0 lorsque l'indicateur est dans la même phase que la datation de référence, la valeur 2 lorsque l'indicateur est dans la phase opposée de la datation de référence et la valeur 1 lorsque l'indicateur se situe

dans le régime intermédiaire entre $-\beta$ et β . Ainsi, le critère d'adéquation est défini de la manière suivante :

$$Adequation(\beta) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T u_t(\beta), \quad (20)$$

où

$$u_t(\beta) = \begin{cases} 1 - (1_{(I_t > \beta)} - 1_{(I_t < -\beta)}), & \text{si } R_t = 0 \\ 1 + (1_{(I_t > \beta)} - 1_{(I_t < -\beta)}), & \text{si } R_t = 1 \end{cases} \quad (21)$$

On cherchera donc à minimiser ce critère d'adéquation.

Le troisième critère auquel on s'intéresse est un critère de lisibilité (voir Bahu *et alii*, 2006). On part de l'idée que le régime intermédiaire est un régime d'incertitude, dans lequel l'indicateur est difficilement interprétable. Par conséquent, un indicateur lisible est un indicateur qui reste peu dans la zone intermédiaire. On définit le critère de lisibilité de la manière suivante :

$$Lisibilite(\beta) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T 1_{(-\beta < I_t < \beta)}. \quad (22)$$

Ce critère estime de manière fréquentielle le nombre de fois où l'indicateur se situe dans la zone intermédiaire. Plus ce critère est proche de zéro, plus sa lisibilité est forte.

Enfin, nous nous intéressons au critère du nombre de signaux manqués et de faux signaux. Un signal est dit manqué à la date t si l'économie est dans un régime de ralentissement (ou de récession industrielle), *i.e.* $R_t = 1$, alors que l'indicateur ne signale pas de ralentissement (ou de récession industrielle), *i.e.* $I_t \geq -\beta$. De même, un faux signal est émis à la date t si l'indicateur signale un ralentissement (ou une récession industrielle), *i.e.* $I_t < -\beta$, alors que l'économie est en accélération (ou en expansion industrielle), *i.e.* $R_t = 0$. Ainsi, le nombre de signaux manqués (SM) est estimé de la manière suivante :

$$SM(\beta) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T 1_{(I_t \geq -\beta) \cap (R_t = 1)}, \quad (23)$$

et le nombre de faux signaux (FS) est estimé de la manière suivante :

$$FS(\beta) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T 1_{(I_t < -\beta) \cap (R_t = 0)}, \quad (24)$$

On utilisera également un résumé du nombre de faux signaux et de signaux manqués en prenant la moyenne des deux indicateurs SM et FS.

3 Sélection des indicateurs

Dans cette section, nous nous attachons à construire (i) un indicateur probabiliste du cycle des affaires industriel et (ii) un indicateur probabiliste du cycle d'accélération. D'une manière générale, les résultats présentés ci-dessous mettent en évidence que les modèles markoviens appliqués aux séries d'enquête de la Banque de France permettent de reproduire correctement le cycle des affaires industriel et le cycle d'accélération global. Un résultat intéressant que nous obtenons est que les enquêtes en niveau sont utiles pour décrire le cycle des affaires industriel, alors que la

variation des enquêtes est adaptée à la description du cycle d'accélération. De plus, les enquêtes concernent uniquement le secteur industriel, ce qui explique pourquoi il est risqué de décrire le cycle des affaires global avec ce type de données. En effet, la caractérisation des récessions globales de l'économie passe par une analyse multivariée appliquée à différentes variables, telles que l'emploi, la production industrielle ou les ventes au détail, afin de mesurer la diffusion du phénomène à travers l'économie. En revanche, les accélérations et les décélérations du secteur industriel sont à l'origine du cycle d'accélération de l'ensemble de l'économie, à cause, en partie, de la relative inertie des fluctuations du secteur des services. Ceci permet d'expliquer pourquoi les enquêtes dans l'industrie sont des bons indicateurs des régimes d'accélération et de décélération de l'ensemble de l'économie. Les estimations des différents modèles ont été menées avec le logiciel GAUSS en utilisant les packages MSVARlib de Bellone (2005) et DEREK de Bardaji et Tallet (2005).

3.1 Présentation des données

Les données sont issues du volet industrie de l'Enquête Mensuelle de Conjoncture (EMC) de la Banque de France. Les résultats des enquêtes sur l'industrie sont retenus car ils sont fortement corrélés à la croissance de la production industrielle, et permettent ainsi d'établir chaque mois un diagnostic conjoncturel fiable et précoce. En effet, les questions posées dans l'EMC portent sur le passé proche ainsi que sur les anticipations des chefs d'entreprise. Elles permettent ainsi de capter les évolutions à court terme du comportement des acteurs économiques et de rendre compte de la situation courante et des perspectives d'évolution à venir. De plus, les enquêtes ont l'avantage d'être une source d'informations économiques rapidement disponibles, c'est-à-dire bien plus rapidement que les données relatives aux principaux agrégats macroéconomiques, et (très) peu révisées. Ces données d'enquêtes sont publiées (corrigées des variations saisonnières) depuis janvier 1987 et rétro-polées jusqu'à janvier 1981, en fréquence mensuelle, et disponibles quelques jours seulement après la fin de la collecte des réponses des chefs d'entreprise (autour du 15 du mois M pour l'activité de l'ensemble du mois $M-1$). Quatorze soldes d'opinion sont sélectionnés pour l'ensemble industrie, qui comprend les quatre principaux secteurs du champ manufacturier (biens de consommation, biens d'équipement, biens intermédiaires et industrie automobile) et l'industrie agro-alimentaire. Les questions sont les suivantes¹ : l'évolution de la production par rapport au mois précédent ($M/M-1$) ; l'évolution des livraisons $M/M-1$; l'évolution des commandes globales $M/M-1$; l'évolution des commandes étrangères $M/M-1$; l'évolution du prix des matières premières $M/M-1$; l'évolution du prix des produits finis $M/M-1$; l'évolution des stocks de produits finis $M/M-1$; l'état du carnet de commandes ; le niveau des stocks de produits finis ; le niveau des stocks de matières premières ; le niveau du carnet de commandes en semaines d'activité ; le taux d'utilisation des capacités de production ; l'évolution prévue de la production pour les prochains mois ; et l'évolution prévue des stocks de produits finis pour les prochains mois.

Nous utilisons également l'ICA (Indicateur du Climat des Affaires) dans l'industrie de la Banque de France. Ce dernier est calculé à partir du premier axe d'une analyse en composantes principales (ACP) appliquée à l'ensemble des 14 variables précédentes de l'EMC. Les représentations graphiques de ces variables et de l'ICA sont données en annexe.

¹Les questions posées aux chefs d'entreprise comptent sept modalités de réponses : très forte augmentation, forte augmentation, augmentation, stabilité, diminution, forte diminution, et très forte diminution.

3.2 Un indicateur du cycle des affaires industriel

Dans cette partie, nous considérons différents modèles afin de proposer un indicateur du cycle des affaires industriel, que nous nommerons IPRI (Indicateur Probabiliste de Récession Industrielle). La première difficulté de cet exercice est l'absence d'une chronologie de référence des points de retournement de ce cycle. Afin de posséder notre propre chronologie, nous avons effectué une datation de l'indice de la production industrielle français depuis 1987 à l'aide de l'algorithme classique de Bry et Boschan (1971). Les résultats soulignent trois périodes de récession industrielle depuis 1987. La première phase concerne la période 1990-1993 et correspond à la dernière récession globale de l'économie française. La seconde phase des années 1995-96 concerne une phase de faible croissance globale due à une consolidation budgétaire. Enfin la dernière phase 2001-2003 est causée par un choc externe, en l'occurrence la récession américaine de 2001, liée à l'éclatement de la bulle boursière des sociétés des nouvelles technologies de l'information et de la communication. Ainsi, à partir de cette datation de référence, nous allons chercher le modèle qui permet de répliquer au mieux ces trois phases, à l'aide des critères présentés précédemment.

Nous considérons dans notre analyse plusieurs indicateurs, issus de combinaisons entre modèles et variables, que nous testerons à l'aide des critères de sélection. S'agissant des variables, nous retenons d'abord les 14 séries de l'EMC de la Banque de France. Dans le cas du cycle des affaires industriel, nous choisissons de considérer uniquement les variables en niveau. En effet, ce cycle étant fortement persistant, les surprises conjoncturelles mesurées par les innovations ou les variations ne semblent pas adaptées pour reproduire ce cycle. Par souci de parcimonie, nous cherchons à réduire le nombre de variables. Nous utiliserons d'abord les quatre variables qui contribuent au premier axe de l'ACP appliquée à l'ensemble des variables², puis nous utiliserons l'indicateur ICA de la Banque de France. S'agissant des modèles, nous utilisons un processus $MS(K)$ -VAR(p) appliqué aux différentes séries. Pour ce qui est de la spécification des modèles, des résultats préliminaires ont montré que le choix de $p = 0$ était le plus approprié pour répliquer correctement les cycles. Ce résultat est cohérent avec la littérature sur le sujet. Le choix du nombre de régimes K étant délicat *a priori*, nous avons décidé de tester les deux alternatives classiques, à savoir $K = 2$ et $K = 3$. Ainsi, nous obtenons 6 modèles différents, auxquels nous ajoutons un modèle interne à la Banque de France développé par Baron (1999) :

- MS(3)-VAR(0) à 14 variables
- MS(2)-VAR(0) à 14 variables
- MS(3)-VAR(0) à 4 variables
- MS(2)-VAR(0) à 4 variables
- MS(3)-AR(0) sur l'ICA
- MS(2)-AR(0) sur l'ICA
- Approche de Baron (1999)

Les résultats obtenus en termes de critères de qualité de reproduction des cycles sont contenus dans le tableau 1. D'après ce tableau 1, on note que les modèles MS(3) à 14 variables, MS(2) ICA et celui de Baron (1999) ont des critères QPS et d'adéquation sensiblement supérieurs aux autres modèles. De plus, le modèle de Baron manque clairement de lisibilité. S'agissant des quatre modèles restant, les critères retenus ne permettent pas de discriminer clairement entre les indicateurs. On note cependant que le modèle MS(2) à 4 variables est le plus lisible et possède (de peu) les meilleurs critères QPS et d'adéquation, mais il a tendance à sur-estimer les signaux manqués

²En effet, ces quatre variables contribuant majoritairement au premier axe de l'ACP sont retenues car cet axe, représentant l'ICA, est fortement corrélé avec l'IPI. Par ailleurs, en utilisant le test de Banerji (1999a), ces variables sont celles étant les moins retardées par rapport au cycle d'accélération.

et à sous-estimer les faux signaux. En fait, d'après la figure 1, on observe que cet indicateur est relativement lisse, mais fournit un faux signal persistant en 2001 en indiquant une phase d'expansion alors que l'industrie était en récession. Ceci pénalise fortement cet indicateur, alors qu'il aurait pu paraître comme le meilleur candidat. D'autre part, l'indicateur issu du modèle MS(3) à 4 variables apparaît plus volatil que les autres indicateurs et fournit également un faux signal marqué au cours de la récession industrielle de 2001. Enfin, si l'on doit comparer les modèles MS(2) à 14 variables et le modèle MS(3) sur l'ICA, les résultats fournis par ces modèles sont relativement proches, présentant en particulier deux faux signaux de récession industrielle de courte durée en 1999 et en 2005. Le critère de parcimonie nous fait préférer le modèle MS(3) sur l'ICA au modèle MS(2) à 14 variables. S'agissant de la robustesse de l'indicateur à la règle de décision qui dépend du seuil β , les résultats sont présentés sur la figure 7. On observe que le modèle MS(3) à 4 variables semble le moins robuste aux variations du seuil β , alors que le modèle MS(3) sur l'ICA fournit des résultats semblables jusqu'au seuil de 0,85, avec un minimum aux alentours de 0,8.

Par conséquent, nous définissons comme IPRI l'indicateur issu du modèle MS(3) appliqué à l'ICA, afin de suivre en temps réel le cycle des affaires industriel. Même si ce modèle n'apparaît pas systématiquement comme le plus performant dans le tableau 1, il semble être le plus fiable sur

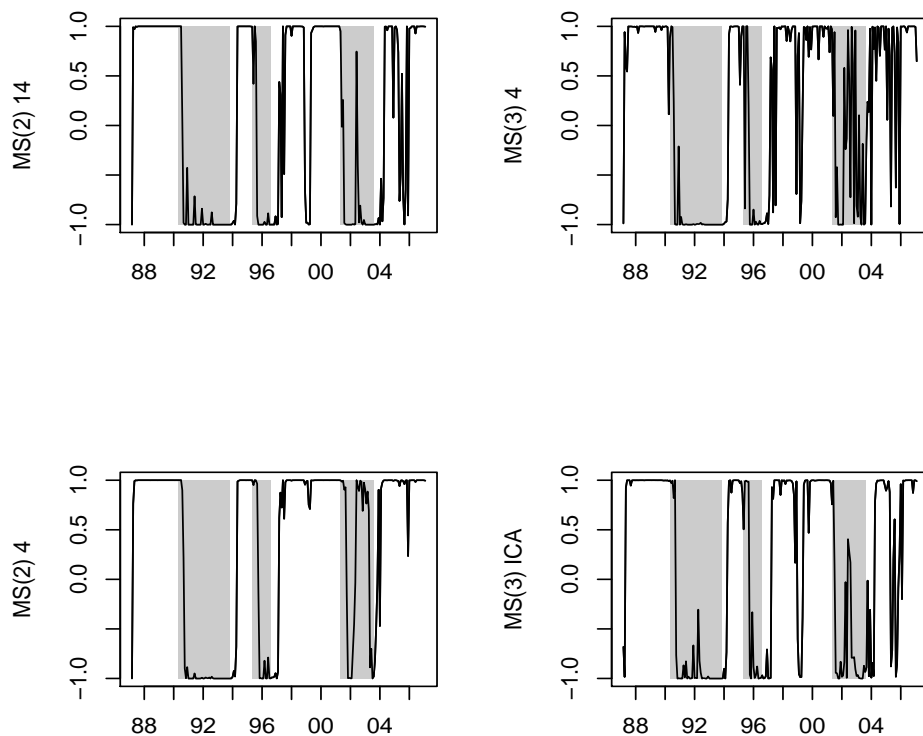


FIG. 1 – Indicateurs du cycle des affaires industriel issus de 4 modèles concurrents : MS(2) à 14 variables (en haut à gauche), MS(3) à 4 variables (en haut à droite), MS(2) à 4 variables (en bas à gauche), et MS(3) sur l'ICA (en bas à droite). Les périodes de récessions industrielles sont en gris.

	QPS	Adéquation	Lisibilité	Signaux manqués	Faux signaux	(Manqués + Faux)/2
MS(3) 14	0,283	0,558	0,021	0,283	0,000	0,142
MS(2) 14	0,187	0,371	0,046	0,058	0,129	0,094
MS(3) 4	0,183	0,358	0,075	0,096	0,087	0,092
MS(2) 4	0,179	0,354	0,037	0,125	0,054	0,089
MS(3) ICA	0,187	0,383	0,067	0,079	0,108	0,090
MS(2) ICA	0,246	0,521	0,054	0,062	0,183	0,123
Baron	0,225	0,450	0,208	0,192	0,033	0,112

TAB. 1 – Valeurs des différents critères de qualité de reproduction des cycles des affaires industriels pour les 7 indicateurs développés. Ces critères doivent être minimisés.

l'ensemble des critères. S'agissant du seuil de la règle de décision, les résultats obtenus montrent que les résultats sont équivalents pour un seuil variant entre 0,5 et 0,85 : nous choisissons donc le seuil le plus bas afin d'être plus réactif. Ainsi, on évalue que lorsque cet indicateur est supérieur à 0,5 l'industrie se trouve dans une phase d'expansion et que lorsque l'indicateur est inférieur à -0,5 l'industrie se trouve en récession. A l'aide des moments empiriques de janvier 1990 à décembre 2006, on estime que, dans une phase d'expansion, l'IPI croît en moyenne à un taux de 4,25 % par an, et dans une phase de récession ce taux moyen est de -1,88 %. De plus, lorsque l'IPRI se trouve dans l'intervalle $[-0,5; 0,5]$, on considère que l'activité industrielle se trouve dans une phase intermédiaire qui correspond à une croissance positive mais nettement plus faible que dans le régime d'expansion (estimée en moyenne à 0,27 % par an). Les écart-types de chaque régime sont proches, autour de 2,4.

3.3 Un indicateur du cycle d'accélération

On s'intéresse maintenant au développement d'un indicateur du cycle d'accélération de l'économie française, que nous nommerons IPCA (Indicateur Probabiliste du Cycle d'Accélération). Peu d'études se sont penchées sur la datation de ce cycle. Harding (2004) propose une chronologie des points de retournement du cycle d'accélération français de 1970 à 1998, effectuée à partir du PIB. Cornec (2006) propose une datation de la conjoncture française à partir d'un modèle statistique qui prend en compte simultanément des variables de fréquences différentes (mensuelles et trimestrielles), sur la période 1985-2004. Néanmoins, sa caractérisation des phases ne permet pas de pouvoir dater exactement le cycle d'accélération tel que nous l'avons défini. A notre connaissance, la seule datation du cycle d'accélération français régulièrement mise à jour est celle fournie par l'ECRI. La méthodologie utilisée pour dater les points de retournement cycliques est basée sur une approche totalement non-paramétrique et est brièvement présentée dans les papiers de Banerji (1999b) et Banerji et Hiris (2001). Les datations de l'ECRI faisant référence dans de nombreux travaux académiques, nous utiliserons leur chronologie pour construire notre indicateur. La chronologie disponible sur leur site au moment de cette étude finit sur un pic du cycle d'accélération en juin 2004. Or, il semble clair que la France est sortie depuis de ce régime de décélération. A partir de l'information disponible à ce jour, nous avons daté la fin du cycle d'accélération au mois de juillet 2005. Ainsi, la datation du cycle d'accélération de la France que nous utilisons comme référence, sur la période de janvier 1988 à décembre 2006, est présentée dans le tableau suivant :

A nouveau, nous considérons dans notre analyse plusieurs indicateurs, issus de combinaisons entre modèles et variables, que nous testons à l'aide des critères de sélection. S'agissant des variables, nous procédons de manière identique à précédemment en considérant d'abord les 14 séries de l'EMC de la Banque de France, puis les quatre variables qui contribuent au premier axe

Pics	Creux
février 1988	mai 1993
janvier 1995	septembre 1996
janvier 1998	février 1999
mai 2000	mai 2003
juin 2004	juillet 2005*

TAB. 2 – Points de retournement du cycle d'accélération (source ECRI, excepté juillet 2005)

de l'ACP, et enfin l'ICA. En ce qui concerne les modèles, nous utilisons le modèle à chaîne de Markov cachée, en testant systématiquement le codage de l'approche de Grégoir et Lengart (1998, 2000), notée GL ci-dessous, et celui de Baron et Baron (2002), notée BB ci-dessous. Le choix du nombre de régimes est donc $K = 4$ dans l'approche de Grégoir et Lengart (1998, 2000) et $K = 3$ dans celle de Baron et Baron (2002). Pour cette dernière approche, nous testons également la différence des séries sur 2 mois et sur 12 mois. Ainsi, nous obtenons les 9 modèles suivants :

- GL à 14 variables
- BB à 14 variables en VB (variation bimensuelle)
- BB à 14 variables en VA (variation annuelle)
- GL à 4 variables
- BB à 4 variables en VB
- BB à 4 variables en VA
- GL sur l'ICA
- BB sur l'ICA en VB
- BB sur l'ICA en VA

Les résultats obtenus sont présentés dans le tableau 3. Il apparaît ainsi clairement que l'indicateur

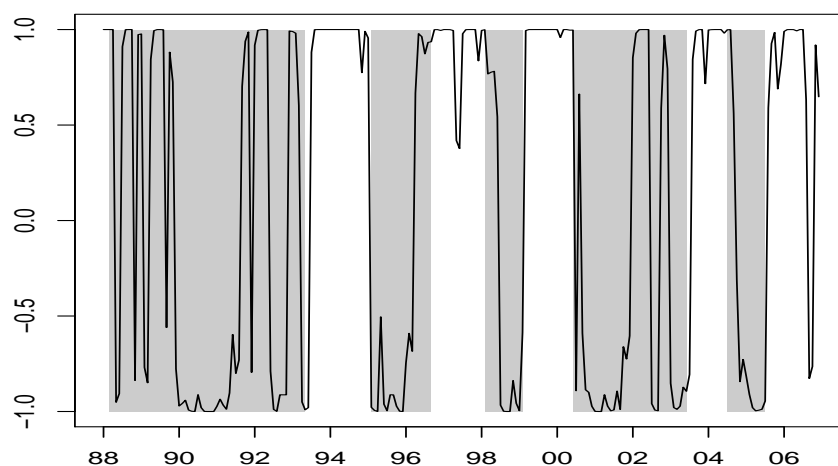


FIG. 2 – Indicateur du cycle d'accélération (IPCA) issu d'un modèle à chaîne de Markov cachée estimé à partir des 4 principales variables en différence sur 2 mois, de janvier 1988 à décembre 2006 (les périodes de ralentissement sont en gris)

	QPS	Adéquation	Lisibilité	Signaux Manqués	Faux signaux	(Manqués + Faux)/2
GL 14	0,408	0,785	0,048	0,276	0,131	0,204
BB 14 VB	0,465	0,930	0,044	0,377	0,088	0,232
BB 14 VA	0,346	0,680	0,048	0,254	0,092	0,173
GL 4	0,403	0,789	0,044	0,276	0,127	0,201
BB 4 VB	0,254	0,513	0,013	0,232	0,022	0,127
BB 4 VA	0,329	0,623	0,053	0,281	0,048	0,164
GL ICA	0,601	0,943	0,697	0,526	0,074	0,300
BB ICA VB	0,443	0,903	0,079	0,364	0,079	0,221
BB ICA VA	0,399	0,798	0,000	0,351	0,048	0,199

TAB. 3 – Critères pour les indicateurs du cycle d’accélération

qui sur-performe systématiquement sur l’ensemble des critères retenus est celui issu de l’approche de Baron et Baron (2000) lorsqu’on utilise les 4 principales variables issues de l’ACP, en variation sur deux mois (voir figure 4). Cet indicateur sera donc défini comme étant l’IPCA. Les modèles qui utilisent en input les variations sur un an fournissent un indicateur stable, mais trop retardé par rapport au cycle de référence. De plus, l’utilisation d’une seule variable dans un modèle univarié ne semble pas adéquate, ces modèles ayant été développés dans un cadre multivarié. L’indicateur retenu est plus volatil que celui obtenu dans la section précédente pour suivre les récessions industrielles, ce qui se traduit par un nombre de signaux manqués plus élevé. Ce résultat est cohérent avec les résultats qui soulignent que le cycle d’accélération est plus volatil que le cycle des affaires. Donc, l’exercice de suivi mensuel du cycle d’accélération est plus risqué en termes d’erreur. D’une manière empirique, il semble raisonnable d’attendre 3 mois avant d’annoncer un point de retournement du cycle d’accélération. Ceci permettra de limiter le nombre de faux signaux, au détriment d’un retard plus élevé dans l’annonce. S’agissant de la robustesse de l’IPCA à la règle de décision qui dépend du seuil β , nous avons calculé les différents critères en fonction de ce seuil (voir figure 8). Il s’avère que l’indicateur est robuste jusqu’au seuil de 0,6, à partir duquel les 3 critères considérés (QPS, adéquation et lisibilité) présentent une rupture dans leur tendance et augmentent avec une forte pente. Donc, de manière cohérente avec l’indicateur de récession industrielle, nous préconisons d’utiliser le seuil de 0,5. Par conséquent, nous optons pour la règle de décision selon laquelle l’IPCA signale une phase d’accélération lorsque il se situe au-dessus de 0,5 et signale une phase de décélération lorsque il se situe en dessous de -0,5. Lorsque l’indicateur se situe dans l’intervalle $[-0,5; 0,5]$, on considère que la croissance de l’économie est stable.

4 Validation en temps réel des indicateurs

Dans cette section, nous cherchons à valider historiquement les deux indicateurs en les confrontant aux diagnostics conjoncturels émis pendant certaines périodes où l’activité était marquée par des retournements cycliques. Pour cela, nous avons réalisé une simulation dynamique afin de se placer autant que possible dans une situation réelle, c’est-à-dire nous avons effectué une estimation en ne prenant en compte que l’information disponible à la date à laquelle on souhaite commencer l’analyse et nous avons réitéré l’estimation en ajoutant mois après mois la nouvelle information. Nous avons utilisé la règle précisée dans l’équation (18), de manière à rendre plus robuste l’indicateur. L’objectif est de voir si avec de tels outils, on aurait pu anticiper les retournements ou les inflexions de la conjoncture (ou au moins en avance par rapport aux discours des conjoncturistes). Nous débutons cette analyse en temps réel à partir de janvier 1998 et cela mois par mois jusqu’en février 2007. Notons que les révisions des données ont un très

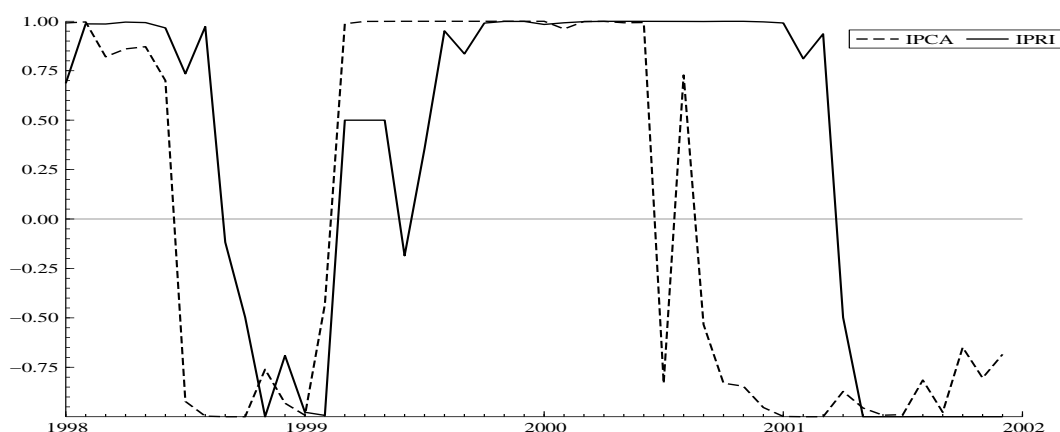


FIG. 3 – Indicateurs du cycle d'accélération (IPCA) et de récession industrielle (IPRI) en temps réel de janvier 1998 à décembre 2001.

faible impact sur l'indicateur, car les séries d'enquêtes de la Banque de France ne sont que très peu révisées d'un mois sur l'autre.

4.1 Le trou d'air de 1998

Le début de l'année 1998 s'inscrit dans un climat d'incertitude. La crise boursière et financière d'Asie du Sud-Est fait redouter une crise pour l'ensemble des pays partenaires. Cependant, les analyses conjoncturelles de l'époque, dans la continuité du climat industriel particulièrement favorable de 1997, restent très optimistes et les conjoncturistes craignent peu que la dynamique de la croissance en Europe, en particulier en France, s'en trouve atténuée. La principale raison évoquée est la reprise de la demande intérieure considérée comme pouvant contrebalancer la baisse des exportations en partance pour les pays d'Asie. Toutefois, dans le courant de l'année 1999, les analystes indiquent : *"après l'accélération de 1997, la croissance de l'industrie a ralenti en 1998. La demande extérieure, exceptionnelle en 1997, s'est en effet tassée en raison des développements de la crise dans les pays émergents et de ses effets induits sur la zone euro"*³. L'année 1998 est donc marquée par un ralentissement de la croissance qui débute en janvier selon la datation du cycle d'accélération publiée par l'ECRI.

Au début de l'année 1998, l'IPCA indique que l'économie est dans un régime d'accélération dans le prolongement de la bonne année 1997. Mais à partir du mois de juillet, l'indicateur évolue dans la partie inférieure du graphique en dessous du seuil choisi de -0,5, signalant ainsi un ralentissement de l'activité. L'indicateur signale donc clairement le ralentissement de 1998 et l'incertitude qui caractérise l'économie française, mais avec cinq mois de retard par rapport à la datation de l'ECRI. Cependant, le signal donné par l'IPCA serait arrivé avant que les analyses économiques de l'époque ne décèlent ce ralentissement.

En ce qui concerne l'IPRI, il signale une entrée en récession industrielle au mois d'octobre 1998. Le signal émis est cependant très court car il prend fin en février 1999, ne durant ainsi que 5 mois. La récession industrielle signalée par l'IPRI a donc été très peu sévère, notamment du fait de sa faible durée. En fait, le secteur industriel français n'a été touché par la crise asiatique qu'à travers les échanges avec les principaux pays européens, Allemagne et Italie surtout. Le choc subi a été moindre que celui subi par ces deux derniers pays, pour lesquels la récession a été plus sévère.

³INSEE Première (n°661) de juin 1999.

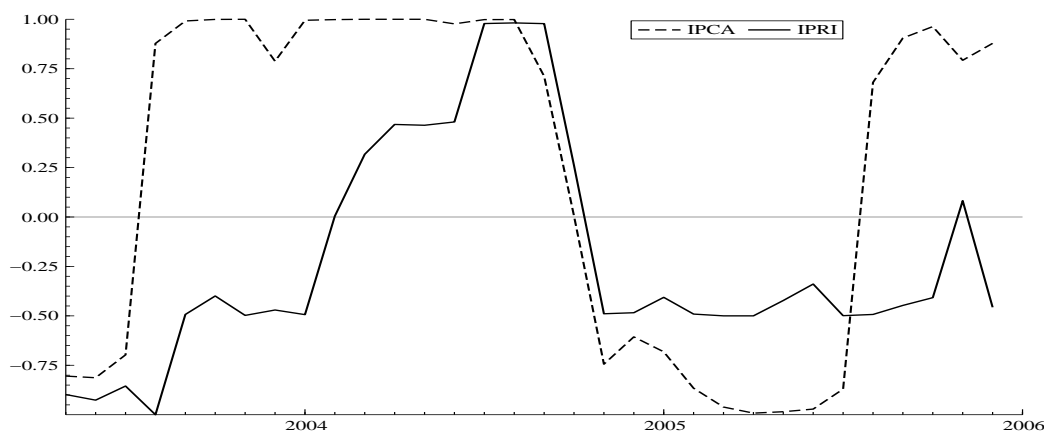


FIG. 4 – Indicateurs du cycle d'accélération (IPCA) et de récession industrielle (IPRI) en temps réel de mai 2003 à décembre 2005.

4.2 La reprise de 1999

Tout au long de l'année 1999, les deux indicateurs fournissent un message homogène. Dès le mois de février, l'IPCA indique que l'économie entre dans un régime d'accélération, ce que confirme l'IPRI le mois suivant en franchissant le seuil de $-0,5$, signalant alors le début d'un régime d'expansion industrielle.

L'année 1999 est effectivement marquée par le redressement de la conjoncture industrielle française. En effet, après les incertitudes de l'hiver 1998-1999, la production a rebondi dès le second trimestre 1999 et la croissance s'est consolidée début 2000⁴. La reprise début 1999 (identifiée en février 1999 selon la datation du cycle d'accélération) et l'accélération au second semestre suggèrent que l'industrie française a retrouvé son dynamisme. Les indicateurs signalent clairement cette reprise et ce, de façon coïncidente.

4.3 Le ralentissement de 2000 et la récession industrielle de 2001

Dès le mois de juillet 2000, l'IPCA bascule une première fois en dessous du seuil de $-0,5$, même si ce signal ne persiste pas le mois d'après. En revanche, à partir du mois de septembre, l'IPCA signale clairement que l'activité est dans un régime de décélération. La situation se dégrade progressivement jusqu'au mois de mai 2001 à partir duquel l'IPRI indique une récession industrielle.

Les analyses conjoncturelles⁵ indiquent que l'industrie manufacturière est en récession en 2001 et n'échappe pas à la détérioration de la conjoncture mondiale. Ce ralentissement est identifié en mai par la datation du cycle du taux de croissance et il est suivi d'une récession industrielle identifiée en février 2001 par la datation du cycle classique. Par conséquent, les deux indicateurs auraient permis en temps réel de décrire correctement la situation cyclique, dans un délai relativement bref (4 mois pour le ralentissement et 3 mois pour la récession industrielle).

⁴INSEE Première (n° 711) de mai 2000.

⁵INSEE Première (n° 858) de juillet 2002.

4.4 L'accélération et la sortie de récession industrielle de 2003

Les analyses conjoncturelles⁶ font état d'une reprise qui s'est amorcée mi-2003 et qui va se poursuivre pendant une partie de 2004, favorisée par le dynamisme de la demande intérieure française. Cependant, l'accélération de la production manufacturière reste modérée (relativement aux précédentes phases de reprise de 1993 et 1997) et les questions restent ouvertes sur la situation de 2004.

Au mois d'août 2003, l'IPCA franchit à la hausse le seuil de 0,5, indiquant ainsi le début d'un nouveau régime d'accélération. Le mois suivant, l'IPRI franchit le seuil de -0,5 indiquant le retour à un régime d'expansion industrielle, mais reste jusqu'en juin 2004 dans l'intervalle $[-0,5; 0,5]$, signifiant ainsi que la croissance du secteur est restée modérée pendant ces trois trimestres (T3 2003, T1 et T2 2005).

4.5 Une reprise qui avorte en 2005

Les diagnostics⁷ révèlent que la reprise qui se profilait depuis mi-2003 ne se concrétise ni en 2004, ni en 2005. Dans un contexte de croissance mondiale dynamique, les exportations françaises en produits manufacturés ne progressent pas autant que leur potentiel le leur permettrait alors que les importations en produits manufacturés progressent fortement, impliquant des contributions négatives du commerce extérieur.

Dans le prolongement de la reprise de l'année 2004, les deux indicateurs signalent que la conjoncture est bien orientée. Mais, en novembre 2004, l'IPCA franchit à la baisse le seuil de $-0,5$, signalant ainsi le début d'un régime de ralentissement de l'activité. Au même moment, l'IPRI revient dans l'intervalle $[-0,5; 0,5]$, indiquant ainsi une croissance modérée de l'activité industrielle. Ce régime perdurera jusqu'en décembre 2005. Les deux indicateurs confirment bien l'avortement de la reprise qui se dessinait début 2004.

Au début de l'année 2006, la production industrielle rebondit, grâce à une accélération des exportations. Sous l'effet de la reprise allemande et de la progression générale de la demande extérieure, les exportations de produits manufacturés renouent avec un taux de croissance élevé⁸. L'IPCA indique une sortie de la phase de ralentissement à partir du mois d'août 2005, qui se poursuivra tout au long de l'année 2006, en ligne avec le diagnostic conjoncturel établi.

Au cours de cette analyse menée en temps réel, nous avons vu qu'avec un délai raisonnable, les deux indicateurs sont capables de signaler les accélérations et décélérations de l'économie française, ainsi que les expansions et récessions du secteur industriel. Toutefois, on s'aperçoit qu'il faut attendre au moins trois mois pour pouvoir valider un signal de manière quasi certaine, ce qui augmente d'autant le délai de détection.

5 Conclusion

Ce document présente deux nouveaux indicateurs probabilistes de retournements cycliques développés par la Banque de France, afin de suivre tous les mois les fluctuations de l'activité économique française, de manière coïncidente. L'IPCA (indicateur probabiliste du cycle d'accélération) cherche à détecter les points de retournement du cycle d'accélération de l'ensemble de l'économie et l'IPRI (indicateur probabiliste de récession industrielle) a pour objectif d'estimer

⁶INSEE première (n° 1031) de juillet 2005.

⁷INSEE première (n° 1097) d'août 2006.

⁸D'après "*L'industrie en France*" publié par l'INSEE en 2006.

l'occurrence d'une récession dans le secteur industriel. L'analyse en temps réel des deux indicateurs montre leur complémentarité en termes d'analyse cyclique, car les cycles visés diffèrent par leurs caractéristiques. Chaque indicateur est construit à partir d'un modèle à changements de régime markoviens et n'utilise comme information que les enquêtes dans l'industrie publiées par la Banque de France. Ceci implique une rapidité de diffusion des indicateurs (environ quinze jours après la fin du mois de référence), soit bien en avance sur le chiffre de l'IPI (environ 40 jours après la fin du mois de référence). Ces outils visent à apporter une information cyclique complémentaire aux différents outils quantitatifs de prévision de la Banque de France.

Un des objectifs à venir est désormais d'étendre la méthodologie au cadre de la zone euro en utilisant les séries d'enquête de la Commission Européenne afin de détecter en temps réel les points de retournement des cycles de l'ensemble de la zone.

Références

- [1] Anas, J., Ferrara, L. (2004), Turning points detection : The ABCD approach and two probabilistic indicators, *Journal of Business Cycle Measurement and Analysis*, Vol 1, n°2, pp. 1-36.
- [2] Anas, J., Billio, M., Ferrara, L., LoDuca, M. (2007), A turning point chronology for the Euro-zone, in *Growth and Cycle in the Euro zone*, G.L. Mazzi and G. Savio (eds.), pp. 261-274, Palgrave MacMillan, New York.
- [3] Bahu, M., Bardaji, J., Clavel, L., Tallet, F. (2006), Analyse de la conjoncture du bâtiment depuis 1980 et construction d'un indicateur de retournement, Note de Conjoncture de l'INSEE, mars 2006, pp. 17-30.
- [4] Bardaji, J., Tallet, F. (2005), Le modèle DERECE, DETECTION des RETOURNEMENTS CONJONCTURELS, Manuel d'utilisateur, Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques.
- [5] Barhoumi, K., Brunhes-Lesage, V., Darné, O., Ferrara, L., Pluyaud, B. and Rouvreau, B. (2007), Monthly forecasting of French GDP : A revised version of the OPTIM model, paper presented at the meeting *Forecasting Short-term Economic Developments and the Role of Econometric Models*, Bank of Canada, October 25-26, 2007.
- [6] Banerji, A. (1999a), The lead profile and other non-parametric tools to evaluate survey series as leading indicators, *Research Paper*, Economic Cycle Research Institute.
- [7] Banerji, A. (1999b), The three Ps : Simple tools for monitoring economic cycles, *Business Economics*, 34, 3, pp. 72-76.
- [8] Banerji, A., Hiris, L.(2001), A framework for measuring international business cycles, *International Journal of Forecasting*, 17, pp. 333-348.
- [9] Baron, G. (1999), Elaboration d'un indicateur de retournement de conjoncture à partir de l'enquête mensuelle de la Banque de France dans l'industrie, Rapport de stage, Banque de France.
- [10] Baron, H., Baron, G. (2002), Un indicateur de retournement conjoncturel dans la zone euro, *Economie et Statistiques*, n°359-360, pp. 101-121.
- [11] Bellone, B. (2005), Classical estimation of multivariate Markov-Switching models using MSVARlib, User Guide.
- [12] Bellone, B. (2006), Une lecture probabiliste du cycle d'affaires américain, *Economie et Prévision*, n°72, pp. 63-81.
- [13] Bellone, B., Gautier, E., LeCoent, S. (2005), Les marchés financiers anticipent-ils les retournements conjoncturels ?, Note d'Etude et de Recherche, n°128, Banque de France.
- [14] Bengoechea, P., Camacho, M., Perez-Quiros, G. (2006), A useful tool to identify recessions in the Euro-area, *International Journal of Forecasting*, vol. 22, issue 4, pp. 735-749.
- [15] Bouabdallah, O., Tselikas, S. (2007), Les variables financières permettent-elles de mieux connaître l'état de l'économie en temps réel ?, *Trésor-Eco*, n°16, juin 2007, DGTPE.
- [16] Brier, G.W. (1950), Verification of forecasts expressed in terms of probability, *Monthly Weather Review*, 75, 1-3.
- [17] Bry, G., Boschan, C. (1971), *Cyclical Analysis of Time series : Selected Procedures and Computer Programs*, NBER, Columbia University Press.
- [18] Burns, A.F., Mitchell, W.C., (1946), *Measuring Business Cycles*, NBER, Columbia University Press.

- [19] Chauvet, M., Piger, J.M. (2003), Identifying business cycle turning points in real time, *Review of the Federal Reserve Bank of St. Louis*, March/April, pp. 47-61.
- [20] Clements, M.P., Krolzig, H.M. (2003), Business cycle asymmetries : Characterization and testing based on Markov-Switching autoregressions, *Journal of Business and Economic Statistics*, 21, 1, pp. 196-211.
- [21] Cornec, M. (2006), Analyse factorielle dynamique multi-fréquence appliquée à la datation de la conjoncture française, *Economie et Prévision*, n°172, pp. 29-43.
- [22] Cotis, J.P., Coppel, J. (2005), Business cycle dynamics in OECD countries : Evidence, causes and policy implications, paper presented at the *Reserve Bank of Australia Economic Conference*, July 2005, Sidney, Australia.
- [23] Cristadoro, R., Veronese G. (2006), Tracking the economy in the largest Euro area countries : A large data sets approach, in *Convergence or Divergence in Europe ?*, O. de Bandt, H. Herrmann and G. Parigi (eds.), Springer, pp. 63-93.
- [24] Darné, O., Brunhes-Lesage, V. (2007), L'Indicateur Synthétique Mensuel d'Activités (ISMA) : une révision ", *Bulletin de la Banque de France*, n°162, pp. 21-36.
- [25] Durland, J.M., McCurdy, T.H. (1994), Duration-dependent transitions in a Markov model of US GNP growth, *Journal of Business and Economic Statistics*, 12, pp. 279-288.
- [26] Ferrara, L. (2003), A three-regime real-time indicator for the US economy, *Economics Letters*, n°81, pp. 373-378.
- [27] Ferrara, L. (2006), Un nouvel indicateur d'entrée et sortie de récession pour la zone Euro, Document de Travail n°72, Centre d'Observation Economique.
- [28] Ferraton, P.E. (2006), Les indicateurs de retournement : des compléments utiles à l'analyse conjoncturelle, *Diagnostics, Prévisions et Analyses Economiques*, n°98, février 2006, DGTPE.
- [29] Filardo, A.J., (1994) Business cycle phases and their transition, *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 12, pp. 299-308.
- [30] Grégoir, S., Lenglard, F. (1998), Un nouvel indicateur pour saisir les retournements de conjoncture, *Economie et Statistiques*, n°314, pp. 81-102.
- [31] Grégoir, S., Lenglard, F. (2000), Measuring the probability of a business cycle turning point by using a multivariate qualitative hidden Markov model, *Journal of Forecasting*, n°19, pp. 39-60.
- [32] Hamilton, J.D. (1989), A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle, *Econometrica*, vol 57, n°2, pp. 357-384.
- [33] Harding, D. (2004), Non-parametric turning point detection, dating rules and the construction of the Euro-zone chronology, in *Monographs of Official Statistics : Statistical Methods and Business Cycle Analysis of the Euro zone*, G.L. Mazzi and G. Savio (eds.), Eurostat, pp. 122-146.
- [34] Harding, D., Pagan, A. (2006), Synchronization of cycles, *Journal of Econometrics*, 132, pp. 59-79.
- [35] Irac, D., Sédillot, F. (2002), Un modèle de prévision de court terme pour l'activité française (OPTIM), Note d'Etudes et de Recherche No 88, Banque de France.
- [36] Krolzig, H.M. (1997), *Markov-Switching Vector Autoregressions. Modelling Statistical Inference and Application to Business Cycle Analysis*, Springer, Berlin.

- [37] Krolzig, H.M. (2001), Markov-Switching Procedures for Dating the Euro-zone Business Cycle, *Quarterly Journal of Economic Research*, 3, 339-351.
- [38] Krolzig, H.M. (2004), Constructing Turning Point Chronologies with Markov-Switching Vector Autoregressive Models : the Euro-zone Business Cycle, in *Monographs of Official Statistics : Statistical Methods and Business Cycle Analysis of the Euro zone*, G.L. Mazzi and G. Savio (eds.), Eurostat, pp. 147-190.
- [39] Krolzig, H.M., Toro, J., (2001), Classical and modern business cycle measurement : The European case, *Discussion Paper in Economics*, 60, University of Oxford.
- [40] Lahiri, K., Wang, J.G., (1994), Predicting cyclical turning points with leading index in a Markov switching model, *Journal of Forecasting*, vol 13, n°2, pp 245-263.
- [41] Layton, A.P., Smith, D.R. (2007), Business cycle dynamics with duration dependence and leading indicators, *Journal of Macroeconomics*, in press.
- [42] Lindgren, G. (1978), Markov regime models for mixed distribution and switching regressions, *Scandinavian Journal of Statistics*, 5, 81-91.
- [43] Neftçi, S. (1982), Optimal predictions of cyclical downturns, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 4, 307-327.
- [44] Neftçi, S. (1984), Are economic time series asymmetric over the business cycle, *Journal of Political Economy*, 92, 307-328.
- [45] Potter, S.M. (1995), A nonlinear approach to US GNP, *Journal of Applied Econometrics*, 10, 109-125.
- [46] Sichel, D.E. (1994), Inventories and the three phases of the business cycles, *Journal of Business and Economic Statistics*, 12, 269-277.
- [47] Zarnowitz, V., Ozyldirim, A. (2006), Time series decomposition and measurement of business cycles, trends and growth cycles, *Journal of Monetary Economics*, 53, 1717-1739.

6 Annexes

	Régime 1 k=1	Régime 2 k=2	Régime 3 k=3
Paramètres			
$\hat{\mu}_k$	88,03	100,44	112,87
σ^2	16,39	16,39	16,39
Proba. ergodique	0,1530	0,5174	0,3296
Proba. de transition			
Régime 1	0,85	0,04	0,00
Régime 2	0,15	0,92	0,05
Régime 3	0,00	0,04	0,95

TAB. 4 – Paramètres estimés de l'IPRI (indicateur de récession industrielle) de janvier 1981 à février 2007

	Régime 1 k=1	Régime 2 k=2	Régime 3 k=3
Régime 1	0,8497	0,36	0,00
Régime 2	0,1503	0,18	0,19
Régime 3	0,0000	0,46	0,81

TAB. 5 – Matrice de transition estimée de l'IPCA (indicateur probabiliste du cycle d'accélération) de janvier 1981 à février 2007

	Régime 1 k=1	Régime 2 k=2	Régime 3 k=3
$\hat{\pi}_{1,k}(1)$	0,63	0,58	0,07
$\hat{\pi}_{1,k}(2)$	0,13	1,00	0,15
$\hat{\pi}_{1,k}(3)$	0,10	0,99	0,14
$\hat{\pi}_{2,k}(1)$	0,56	0,51	0,11
$\hat{\pi}_{2,k}(2)$	0,34	0,34	0,36
$\hat{\pi}_{2,k}(3)$	0,47	0,00	0,39
$\hat{\pi}_{3,k}(1)$	0,53	0,00	0,44
$\hat{\pi}_{3,k}(2)$	0,35	0,36	0,41
$\hat{\pi}_{3,k}(3)$	0,02	0,07	0,56
$\hat{\pi}_{4,k}(1)$	0,40	0,00	0,46
$\hat{\pi}_{4,k}(2)$	0,36	0,00	0,41
$\hat{\pi}_{4,k}(3)$	0,09	0,13	0,47

TAB. 6 – Probabilités conditionnelles estimées de l'IPCA (indicateur du cycle d'accélération) de janvier 1981 à février 2007

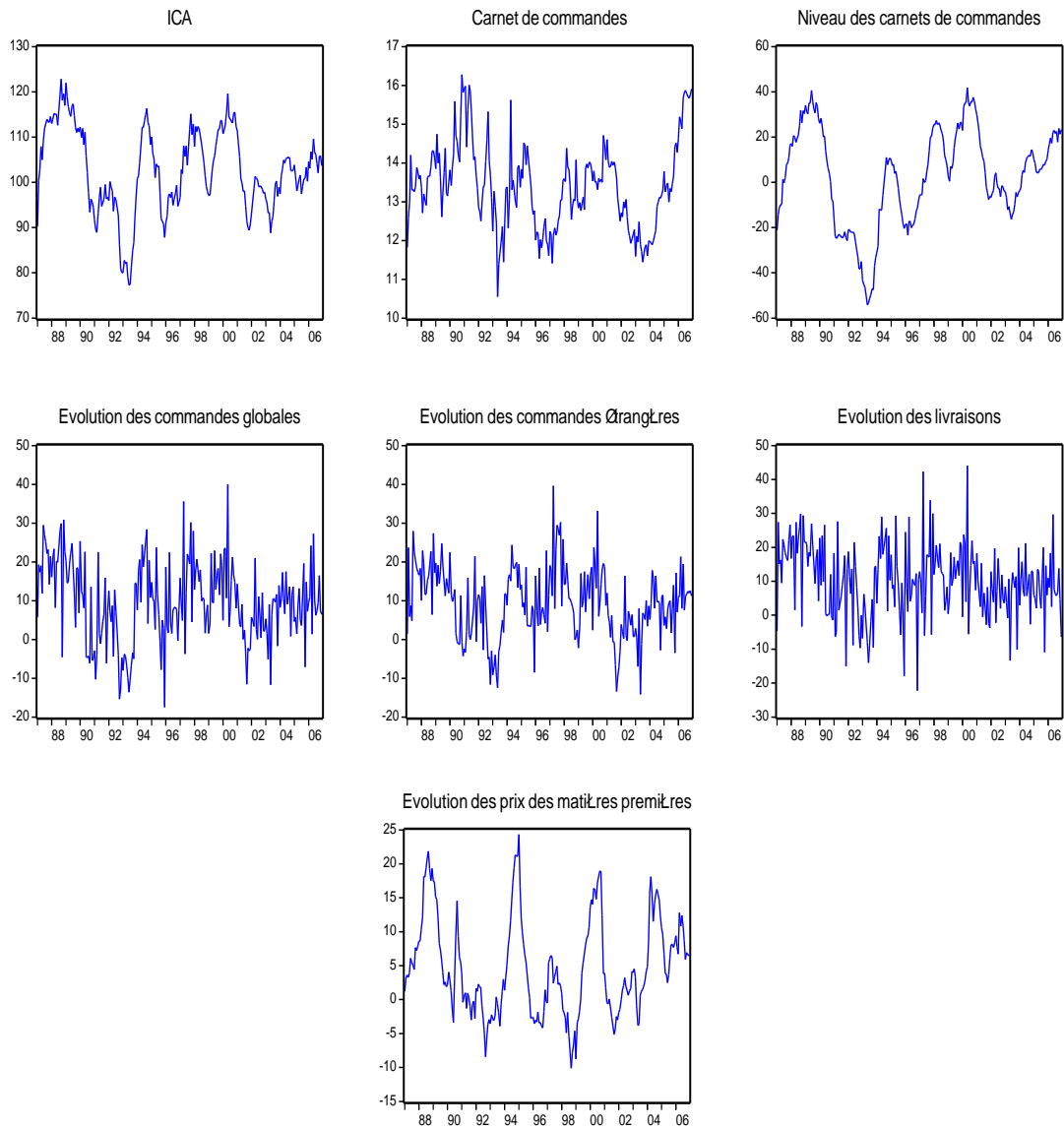


FIG. 5 – Représentations de l'ICA et des variables de l'EMC.

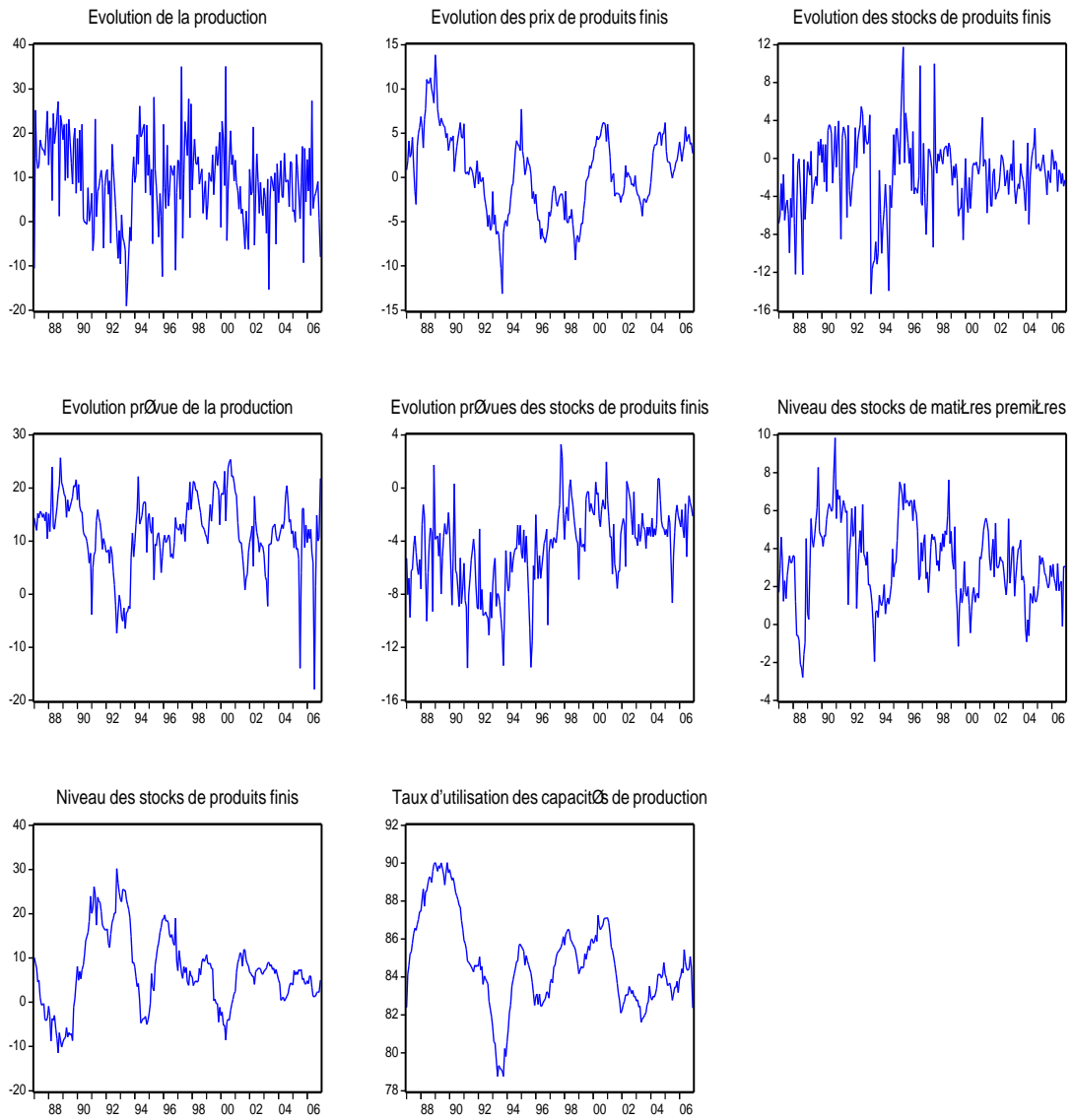


FIG. 6 – Représentations des variables de l'EMC.

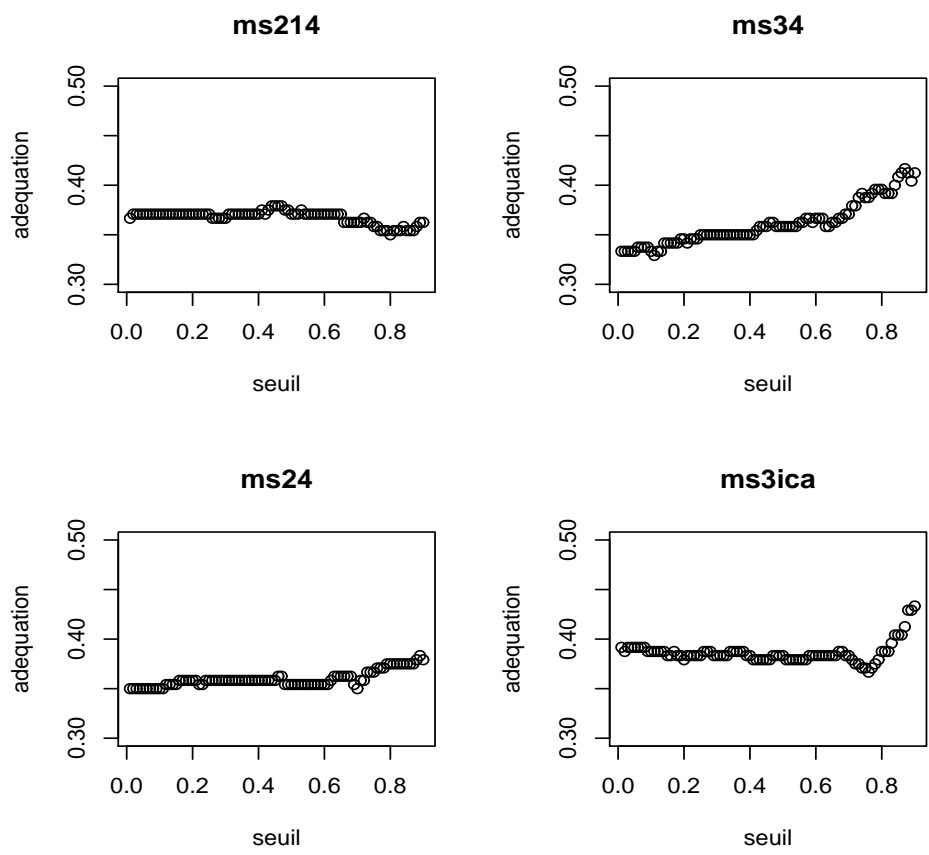


FIG. 7 – Robustesse du critère d'adéquation au seuil β des 4 indicateurs potentiels du cycle des affaires industriel

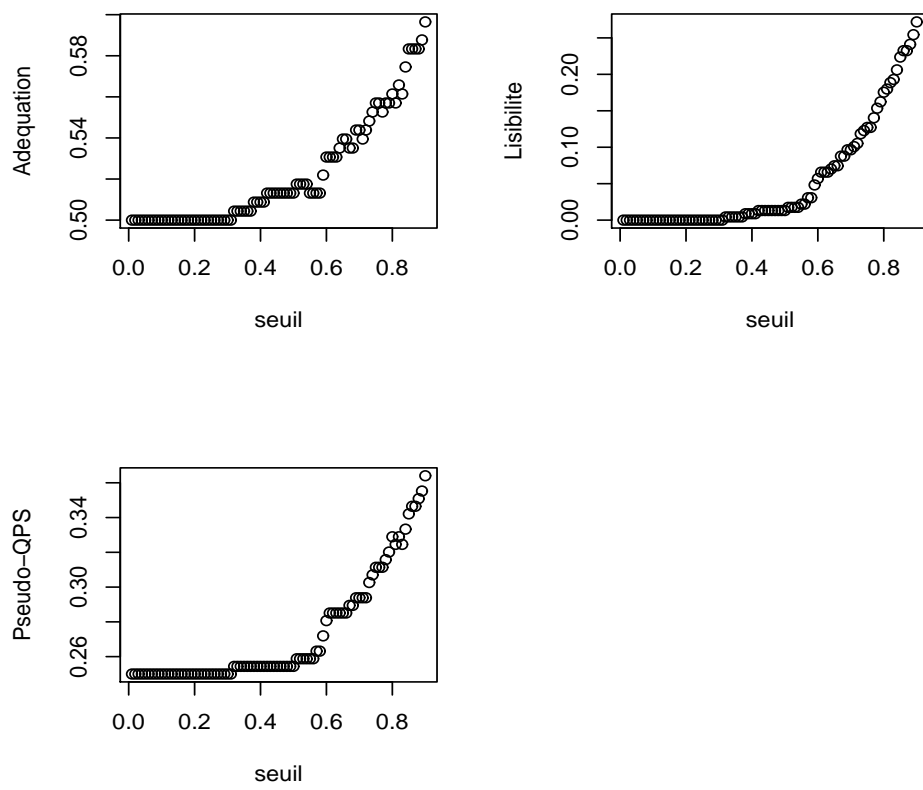


FIG. 8 – Robustesse aux critères d’adéquation, QPS et lisibilité de l’IPCA

Notes d'Études et de Recherche

156. J.-S. Mésonnier, "The Reliability of Macroeconomic Forecasts based on Real Interest Rate Gap Estimates in Real Time: an Assessment for the Euro Area," October 2006.
157. O. de Bandt, C. Bruneau and W. El Amri, "Convergence in Household Credit Demand across Euro Area Countries: Evidence from Panel Data," October 2006.
159. J. Idier, "Stock Exchanges Industry Consolidation and Shock Transmission," December 2006.
160. E. Gautier, "The Behaviour of Producer Prices: Some Evidence from the French PPI Micro Data," December 2006.
161. O. Loisel, "Bubble-free interest-rate rules," December 2006.
162. J. Boivin and M. P. Giannoni, "DSGE Models in a Data-Rich Environment," January 2007.
163. J. Coffinet, J. Matheron et C. Poilly, « Une évaluation structurelle du ratio de sacrifice dans la zone euro », janvier 2007.
164. P. Vermeulen, D. Dias, M. Dossche, E. Gautier, I. Hernando, R. Sabbatini and H. Stahl, "Price setting in the euro area: Some stylised facts from Individual Producer Price Data," February 2007.
165. C. Bordes, L. Clerc and V. Marimoutou, "Is there a structural break in equilibrium velocity in the euro area?" February 2007.
166. D. Fougère, « Les méthodes micro-économétriques d'évaluation », mars 2007.
167. C. Jardet and G. Le Fol, "Euro money market interest rates dynamics and volatility: How they respond to recent changes in the operational framework," May 2007.
168. L. Clerc, "Understanding asset prices: determinants and policy implications," May 2007.
169. F. Savignac, "The impact of financial constraints on innovation: What can be learned from a direct measure?," June 2007.
170. J. Idier, C. Jardet and A. de Loubens, "Determinants of long-term interest rates in the United States and the euro area: A multivariate approach," June 2007.
171. O. Darné et V. Brunhes-Lesage, « L'Indicateur Synthétique Mensuel d'Activité (ISMA) : une révision », Juillet 2007.
172. R. Kierzenkowski et V. Oung, « L'évolution des crédits à l'habitat en France : une grille d'analyse en termes de cycles », Juillet 2007.
173. O. de Bandt, A. Banerjee and T. Koźluk, "Measuring Long-Run Exchange Rate Pass-Through," July 2007.
174. J. Alho and V. Borgy, "Global Ageing and Macroeconomic Consequences of Demographic Uncertainty in a Multi-regional Model," July 2007.
175. J.-S. Mésonnier and J.-P. Renne, "Does uncertainty make a time-varying natural rate of interest irrelevant for the conduct of monetary policy?," September 2007.

176. J. Idier and S. Nardelli, "Probability of informed trading: an empirical application to the euro overnight market rate," September 2007.
177. H. Partouche, "Time-Varying Coefficients in a GMM Framework: Estimation of a Forward Looking Taylor Rule for the Federal Reserve," September 2007.
178. C. Ewerhart and N. Valla, "Financial Market Liquidity and the Lender of Last Resort," September 2007.
179. C. Ewerhart and N. Valla, "Forced Portfolio Liquidation," September 2007.
180. P.-A. Beretti and G. Cetto, "Indirect ICT Investment," September 2007.
181. E. Jondeau and J.-G. Sahuc, "Testing heterogeneity within the euro area," September 2007.
182. J.-G. Sahuc and Frank Smets, "Differences in Interest Rate Policy at the ECB and the Fed: An Investigation with a Medium-Scale DSGE Model," September 2007.
183. J. Coffinet and S. Gouteron, "Euro Area Market Reactions to the Monetary Developments Press Release," October 2007.
184. C. Poilly, "Does Money Matter for the Identification of Monetary Policy Shocks: A DSGE Perspective," October 2007.
185. E. Dhyne, C. Fuss, H. Pesaran and P. Sevestre, "Lumpy Price Adjustments: a Microeconomic Analysis," October 2007.
186. R. Cooper, H. Kempf and D. Peled, "Regional Debt in Monetary Unions: Is it Inflationary?," November 2007.
187. M. Adanero-Donderis, O. Darné and L. Ferrara, « Deux indicateurs probabilistes de retournement cyclique pour l'économie française », Novembre 2007.

Pour accéder à la liste complète des Notes d'Études et de Recherche publiées par la Banque de France veuillez consulter le site : <http://www.banque-france.fr/fr/publications/ner/ner.htm>

For a complete list of Working Papers published by the Banque de France, please visit the website: <http://www.banque-france.fr/gb/publications/ner/ner.htm>

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

For any comment or enquiries on the Working Papers, contact the library of the Research Directorate at the following address :

BANQUE DE FRANCE
41- 1404 Labolog
75049 Paris Cedex 01
tél : 0033 (0)1 42 92 49 55 ou 62 65
fax :0033 (0)1 42 92 62 92
email : thierry.demoulin@banque-france.fr
jeannine.agoutin@banque-france.fr