
NOTES D'ÉTUDES

ET DE RECHERCHE

**L'INDICATEUR SYNTHÉTIQUE
MENSUEL D'ACTIVITÉ (ISMA) :
UNE RÉVISION**

Olivier Darné et Véronique Brunhes-Lesage

Juillet 2007

NER - E # 171



**L'INDICATEUR SYNTHÉTIQUE
MENSUEL D'ACTIVITÉ (ISMA) :
UNE RÉVISION**

Olivier Darné et Véronique Brunhes-Lesage

Juillet 2007

NER - E # 171

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".

L'Indicateur Synthétique Mensuel d'Activité (ISMA) : une révision*

Olivier DARNÉ

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

Véronique BRUNHES-LESAGE[†]

Banque de France (DGEI-DAMEP-DIACONJ)

*Nous remercions Hervé Le Bihan et Frédéric Tallet pour leurs remarques et commentaires ainsi que les participants à un séminaire interne à la Banque de France.

[†]Correspondance : veronique.brunhes-lesage@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

L'article présente de nouvelles équations économétriques d'étalonnage pour l'Indicateur Synthétique Mensuel d'Activité (ISMA) de la Banque de France. L'ISMA est un outil de prévision de la croissance trimestrielle du produit intérieur brut de la France qui se compose de deux équations, l'une pour le trimestre en cours et l'autre à un horizon de prévision d'un trimestre, basées sur des données mensuelles du volet industrie de l'Enquête Mensuelle de Conjoncture de la Banque de France. Par rapport à la démarche retenue jusqu'à présent dans l'ISMA, deux améliorations sont proposées. D'une part, du point de vue technique, nous étudions la possibilité d'affiner le processus de sélection des indicateurs en déterminant de manière automatique les variables utiles à la modélisation. Cette méthode de sélection automatique de variables apporte ainsi un cadre économétrique robuste, transparent et systématique à la sélection de variables explicatives. D'autre part, du point de vue de la modélisation, nous examinons la possibilité d'étendre le champ des enquêtes utilisées dans l'ISMA en intégrant les enquêtes sur les services marchands de la Banque de France. La performance de prévision des différents modèles sélectionnés est discutée sur les trois dernières années.

Mots-clés : Analyse conjoncturelle, prévision du PIB, étalonnages, données d'enquête.

Codes JEL : C22, C42, C53.

Abstract

This paper proposes new bridge equations for the Monthly Index of Business Activity (MIBA) published by the Banque de France. The MIBA is a forecasting tool for the quarterly GDP growth in France both for the current quarter and the next quarter, originally based on the surveys in the industrial sector published in the Monthly Business Survey (MBS) conducted by the Banque de France. Two improvements are suggested: first, from a technical viewpoint, we use an automatic model selection procedure which brings a robust, clear and systematic framework for selecting variables; second, from a modelling viewpoint, we take into account the business surveys in the services sector published by the Banque de France. The forecasting performance of the different models is evaluated.

Keywords: Conjunctural analysis, GDP forecasting, bridge equations, business surveys.

JEL Codes: C22, C42, C53.

1 Introduction

L'Indicateur Synthétique Mensuel d'Activité (ISMA) est un outil de prévision de la croissance trimestrielle du produit intérieur brut (PIB) pour la France développé en 1997 par la Direction de la Conjoncture dans le Service des Synthèses Conjoncturelles¹. Depuis octobre 2005, cet indicateur est géré par la Direction des Analyses Macroéconomiques et de la Prévision dans le service de Diagnostic Conjoncturel. L'ISMA se compose de deux équations économétriques d'étalonnage, l'une pour le trimestre en cours et l'autre à un horizon de prévision d'un trimestre, basées sur des données mensuelles du volet industrie de l'Enquête Mensuelle de Conjoncture (EMC) de la Banque de France. Cette procédure d'étalonnage qui mobilise l'information prévisionnelle des enquêtes qualitatives est assez usuelle (Scherrer, 1996 ; Buffeteau et Mora, 2000 ; Erkel-Rousse et Prioux, 2002 ; Irac et Sédillot, 2002 ; Bouton et Erkel-Rousse, 2002 ; Dubois et Michaux, 2006 ; Cornec et Deperraz, 2006). De nombreuses institutions utilisent ainsi l'information contenue dans les enquêtes de conjoncture dans leur indicateur de croissance du PIB (Grassman et Keereman, 2001 ; Charpin, 2002 ; Heyer et Péléraux, 2004 ; Sédillot et Pain, 2003 ; Rünstler et Sédillot, 2003 ; Grenouilleau, 2004)² car les enquêtes mensuelles 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. De plus, les enquêtes de conjoncture apportent des indications précoces sur le passé récent et les perspectives d'évolution à court terme du comportement des acteurs économiques. Les prévisions sont actualisées tous les mois à l'aide des nouvelles données de l'EMC et sont publiées dans la Vue d'Ensemble³ de l'EMC depuis janvier 2000.

Les données d'enquête font l'objet d'un traitement à l'aide de la méthode d'analyse en composantes principales (ACP) afin de concentrer le maximum d'information au sein d'un nombre réduit de variables. Initialement effectuée sur l'ensemble de l'industrie ainsi que sur deux secteurs du manufacturier, à savoir les biens d'équipement et les biens intermédiaires, l'ACP est étendue depuis 2002 à deux autres branches de l'industrie manufacturière : l'industrie

¹Voir Smyk et Ricart (2005) et Fougier (2000), entre autres.

²Voir aussi Nunes (2005).

³Seule la prévision du trimestre en cours est actuellement publiée dans la Vue d'Ensemble de l'EMC : http://www.banque-france.fr/fr/stat_conjoncture/conjonc/pagemc.htm.

automobile et les biens de consommation. Nous proposons de rajouter un autre secteur industriel : l'industrie agro-alimentaire. Nous examinons également la possibilité d'étendre le champ des enquêtes utilisées dans l'ISMA en intégrant les enquêtes sur les services marchands de la Banque de France.

Dans le cadre de cette étude, nous analysons la possibilité d'affiner le processus de sélection des indicateurs en déterminant de manière automatique les variables utiles à la modélisation. Cette méthode de sélection automatique de variables, basée sur les travaux de Krolzig et Hendry (2001), apporte ainsi un cadre économétrique robuste, transparent et systématique à la sélection de variables explicatives dans nos modèles de prévisions.

La première partie de cet article présente brièvement la méthode de construction des variables explicatives employées dans les équations. La deuxième partie décrit la nouvelle méthodologie de sélection de ces variables. La troisième partie conclut sur les performances de précision des prévisions des différents modèles retenus.

2 Construction des variables explicatives

Les données employées pour la construction des variables explicatives des équations de prévision sont issues du volet industrie de l'EMC. Les résultats des enquêtes sur l'industrie sont retenus pour prévoir le taux de croissance du PIB car la production industrielle explique une part importante de la production totale, avec près de 30% entre 1987 et 2005 (30% en 2006). D'autre part, la variabilité de la production industrielle contribue fortement (environ 50%) à la variabilité de la production marchande totale. Ces données d'enquêtes sont de fréquence mensuelle et débutent en 1987. 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, ainsi que pour chacun de ses secteurs. Les questions posées portent sur le passé proche ainsi que sur les anticipations des entrepreneurs. Elles permettent ainsi de capter les évolutions à court terme et de rendre compte de la situation courante et des perspectives d'évolution à venir. Ces questions sont les suivantes : 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.

Au total, 84 séries élémentaires sont disponibles⁴. Afin de concentrer l'information contenue de façon diffuse dans l'ensemble de ces données au sein d'un nombre réduit de variables, une analyse en composantes principales (ACP) est réalisée à partir des données désaisonnalisées pour chaque secteur du champ manufacturier et pour l'ensemble de l'industrie. Une ACP a également été réalisée sur les 70 séries élémentaires, c'est-à-dire les 14 questions pour chacun des 5 secteurs, mais les prévisions obtenues à partir de ces axes ont été de moins bonne qualité par rapport à celles issues des axes de chaque secteur et de l'ensemble industrie. Par conséquent, nous n'avons pas retenu cette approche dans notre étude.

A l'issue de cette étape, les cinq premiers facteurs sur les quatorze possibles de chaque ACP sont retenus, soit 30 variables. Ces cinq premiers facteurs sont retenus car ils permettent de couvrir 70 à 90% de l'information contenue dans l'enquête (tableau 1). Le premier axe de l'ACP pour chaque composante (chaque secteur du champ manufacturier et ensemble de l'industrie) restitue à lui seul entre 30 et 53% de l'inertie, c'est-à-dire de l'information contenue dans les quatorze séries sélectionnées pour chaque composante.

Nous étudions également la possibilité d'introduire les enquêtes de conjoncture dans les services marchands de l'EMC de la Banque de France⁵. En effet, les enquêtes dans les services marchands sont également intéressantes pour la prévision de la croissance car la production des services marchands occupent une place de plus en plus importante dans l'activité économique et expliquent également une grande partie de la production totale, avec près de 45% entre

⁴La non-stationnarité a été étudiée et toutes les séries peuvent être considérées comme stationnaires.

⁵Les enquêtes dans les services portent sur dix secteurs d'activités, à savoir l'hôtellerie, le travail temporaire, l'ingénierie informatique, l'ingénierie technique, la location de véhicule, le conseil pour les affaires et la gestion, les agences, conseil en publicité, les activités de nettoyage, le conseil affaires et gestion, la réparation automobile et le transport routier de marchandises.

Table 1: Inertie expliquée par les vecteurs propres de l'ACP (en %).

	Inertie marginale					Inertie cumulée				
	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5
Industrie	48	16	11	8	4	48	64	75	83	88
Biens de consommation	32	15	14	11	7	32	47	61	71	78
Industrie automobile	35	15	9	8	6	35	50	59	67	73
Biens d'équipement	43	14	9	8	6	43	57	66	75	81
Biens intermédiaires	53	14	10	8	4	53	68	78	85	89
Industrie agro-alimentaire	30	17	12	8	7	30	47	59	66	73
Services	74	11	7			74	84	91		

1989 et 2005 (48% en 2006). Ces données sont bimestrielles depuis 1989 puis elles deviennent mensuelles en juin 2002. Afin d'obtenir un historique mensuel suffisamment long, ces séries ont été rétro-polées par l'approche des valeurs manquantes proposée par Gómez et Maravall (1994) et disponible dans le logiciel TRAMO.

Sept soldes d'opinion ont été retenus pour l'ensemble services⁶ : l'évolution de l'activité M/M-1 (EVACT) ; l'évolution des prix M/M-1 (EVPRIX) ; l'évolution des effectifs M/M-1 (EVEFF) ; le niveau de trésorerie (NIVTRES) ; l'évolution prévue de l'activité pour les prochains mois (PREVACT) ; l'évolution prévue des prix pour les prochains mois (PREVPRIX) ; et l'évolution prévue des effectifs pour les prochains mois (PREVEFF). Ces séries ont été désaisonnalisées à l'aide de la méthode Census X-12, tandis que celle employée pour corriger des variations saisonnières des séries d'enquêtes dans l'industrie est Census X-11.

Les services marchands seront testés lors de la modélisation de l'ISMA à partir de ces sept séries. Afin de conserver la même méthodologie que celle employée pour l'enquête industrie nous prenons également en compte les axes issus d'une ACP sur les séries d'enquête dans les services marchands. Seuls les trois premiers axes sont retenus puisqu'ils permettent de couvrir 90% de l'information contenue dans l'enquête (tableau 1). Les axes de l'ensemble industrie et l'ensemble services

⁶D'autres questions sont disponibles mais avec un historique trop court.

marchands sont présentés graphiquement en annexe A.

3 Étalonnages

En raison de la périodicité trimestrielle du PIB publié par l'INSEE, les axes mensuels issus de l'ACP sont trimestrialisés. Les étalonnages supposent donc que toutes les enquêtes mensuelles se rapportant à un trimestre soient connues. Néanmoins, lorsque des données d'enquêtes sont manquantes, par exemple si on souhaite faire en février une prévision pour le premier trimestre, il est nécessaire d'utiliser une autre stratégie pour pallier ce problème puisque que l'on ne dispose que d'un mois de ce trimestre. Lors de la création de l'ISMA en 1997, trois équations différentes avaient été sélectionnées en fonction de la position dans le trimestre du mois auquel était réalisée la prévision (1er, 2ème ou 3ème mois du trimestre). Ce système avait pour désavantage de rendre difficile l'interprétation des révisions mensuelles des estimations de croissance, puisqu'elles pouvaient être dues non pas aux variations ayant affecté les séries explicatives mais aux changements d'équations. Par conséquent, en 2002, une harmonisation des étalonnages a été mise en place en estimant une seule équation quelque soit la position du mois dans le trimestre. Le problème des données manquantes du trimestre coïncident a été résolu en faisant la moyenne :

- du 1er mois du trimestre et des 2 derniers mois du trimestre précédent lorsque l'on dispose d'un mois du trimestre ;
- des deux 1er mois du trimestre et du dernier mois du trimestre précédent lorsque l'on dispose de 2 mois du trimestre ;
- des trois mois du trimestre lorsque l'on dispose des 3 mois du trimestre.

Nous proposons également deux alternatives pour résoudre ce problème de valeurs manquantes. D'une part, les séries sont prolongées à partir d'un modèle autorégressif afin d'obtenir tous les points mensuels manquants du trimestre coïncident ; d'autre part, nous considérons que les points mensuels disponibles du trimestre coïncident représentent ce trimestre, c'est-à-dire que lorsqu'on ne dispose que de l'enquête de janvier alors le point de janvier représente le premier trimestre et lorsqu'on ne dispose que de deux mois alors la moyenne des points de janvier et février représente le premier trimestre.

L'ISMA dispose de deux équations économétriques : la première permet de prévoir la croissance du PIB du trimestre en cours (équation coïncidente) et la deuxième celle du trimestre suivant (équation future). L'ISMA a pour objectif de prévoir les données provisoires du PIB, c'est-à-dire les chiffres de la croissance du PIB parus lors de la publication des « premiers résultats » par l'INSEE, qui sont d'intérêt majeur pour les conjoncturistes et non les données définitives qui ne sont publiées que trois ans après⁷.

La variable expliquée est le taux de croissance du PIB aux prix de 2000 calculé sous la forme de la différence première en logarithme (\dot{y}_t). L'équation coïncidente correspond à un modèle autorégressif auquel sont ajoutés les axes issus de l'ACP sur les données d'enquête. Plus précisément, le taux de croissance du PIB dépend ainsi d'une constante (α), de la valeur retardée de la variation trimestrielle du PIB (\dot{y}_{t-1}), des axes (retardés ou pas) issus de l'ACP ($z_{i,t}$), et d'un terme d'erreur (u_t), soit :

$$\dot{y}_t = \alpha + \beta \dot{y}_{t-1} + \sum_i \sum_{j=0}^4 \gamma_{ij} z_{i,t-j} + u_t \quad (1)$$

L'équation future est estimée de la même manière. Néanmoins, compte tenu de l'horizon de prévision plus éloigné, aucun axe $z_{i,t}$ contemporain n'est retenu, soit :

$$\dot{y}_t = \alpha + \beta \dot{y}_{t-1} + \sum_i \sum_{j=1}^4 \gamma_{ij} z_{i,t-j} + u_t \quad (2)$$

Lors de la détermination d'un modèle utilisé pour l'estimation et la prévision du PIB, il est nécessaire d'employer au maximum l'information disponible. La démarche employée dans l'ISMA (approche « *stepwise* ») consiste à sélectionner un certain nombre de variables (explicatives) permettant *a priori* de modéliser la variable expliquée, puis d'éliminer successivement les variables non significatives jusqu'à obtenir une sélection de variables significatives vérifiant des tests de spécification. L'équation obtenue fait alors l'objet d'un diagnostic complémentaire. Néanmoins, ce type d'approche a l'inconvénient d'être coûteux en

⁷Les comptes trimestriels font l'objet de trois publications, l'estimation précoce, les premiers résultats et les résultats détaillés, respectivement 42 ou 43 jours, 50 jours et 90 jours après la fin du trimestre. A chaque publication, les chiffres peuvent être révisés sur l'ensemble du passé. Ces révisions sont néanmoins moins importantes au fur et à mesure que la période considérée est éloignée dans le temps. Voir l'étude réalisée par Di Fonzo (2005) pour l'OCDE pour une discussion sur les révisions des comptes trimestriels de la France.

temps car il faut tester un très grand nombre de modèles⁸, mais également elle peut être difficilement reproductible car les variables retenues sont issues d'un savoir-faire spécifique et d'un choix du prévisionniste.

Il existe des approches plus efficaces qui conduisent à sélectionner de manière automatique des variables utiles à la modélisation. Elles permettent d'apporter un cadre économétrique robuste, transparent et systématique à la sélection de variables explicatives. Un outil de sélection automatique de variables a été proposé par Hoover et Perez (1999) et Krolzig et Hendry (2001)⁹.

Leur démarche consiste, à partir d'un modèle très général¹⁰ (capturant les caractéristiques sous-jacentes des données), à procéder, selon plusieurs modèles possibles, à l'élimination successive de variables non significatives, à condition qu'un certain nombre de tests de spécification soient acceptés à chaque étape. L'objectif est d'obtenir un modèle qui soit à la fois bien spécifié, c'est-à-dire qu'une variable explicative importante du phénomène à étudier n'a pas été omise, et parcimonieux, c'est-à-dire qu'il ne contienne pas de variables inutiles. Lorsque cette démarche conduit à plusieurs modèles possibles, c'est-à-dire des modèles ayant une qualité d'ajustement très proche, ceux-ci sont sélectionnés en fonction d'un critère de sélection de modèles standard de type Akaike ou Schwarz afin d'obtenir un modèle final. Dans ce cas, il est néanmoins possible de retenir ces modèles de qualité d'ajustement très proche afin de tester leur performance prédictive (voir les annexes B et C pour une présentation de la méthode¹¹). Cette démarche permet de tester de manière automatique un nombre important de modèles potentiellement pertinents, sans avoir à estimer l'ensemble des modèles possibles à partir du modèle général, et dans un temps réduit. La robustesse de la procédure de Krolzig et Hendry (2001) a été montrée au travers de séries réelles et simulées par Campos, Hendry et Krolzig (2003), Perez-Amaral, Gallo et White (2005) et Castle (2005). Cette stratégie est ap-

⁸Si le nombre de variables que l'on souhaite inclure dans l'estimation est de 20, le nombre de modèles qui peuvent être construits est alors de 2^{20} , soit plus d'un million de possibilités.

⁹Perez-Amaral, Gallo et White (2003) ont également proposé un outil automatique de modélisation prédictive appelé RETINA, *RElevant Transformation of the Inputs Network Approach*, (voir Marinucci, 2005). Perez-Amaral, Gallo et White (2005) et Castle (2005) comparent les caractéristiques des deux outils en montrant les similitudes, les différences et les complémentarités de ces deux méthodes.

¹⁰Cette stratégie est connue sous le nom anglo-saxon de « *general-to-specific* » (Gets). Voir Campos, Ericsson et Hendry (2005) pour une revue de la littérature sur la modélisation Gets.

¹¹Pour une présentation plus détaillée, voir Dubois et Michaux (2006).

pliquée à travers le logiciel Grocer développé par Dubois (2003)¹².

Les tests de spécifications utilisés dans notre étude, préconisés par Krolzig et Hendry (2001), sont les suivants : le test du multiplicateur de Lagrange d'autocorrélation des résidus à l'ordre cinq [LM(5)] de Godfrey (1978) ; le test de normalité [DH] de Doornik et Hansen (1994) ; le test d'hétéroscédasticité quadratique entre les régresseurs [NP] de Nicholls et Pagan (1983) ; et le test d'échec prédictif de Chow sur respectivement 50% [Chow(50%)] et 90% [Chow(90%)] de la période de Hendry (1979).

Un indice de conditionnement du modèle [BKW] est également proposé (Besley *et alii*, 1980), permettant de détecter la présence de multicollinéarité¹³.

Cette démarche n'a pu être appliquée directement sur l'ensemble des variables retenues pour la modélisation des deux équations, à cause du trop grand nombre de variables explicatives par rapport à la taille de l'échantillon. C'est pour ces raisons que nous avons utilisé une stratégie en deux étapes : dans un premier temps, la procédure automatique de sélection de variables est appliquée sur chaque secteur industriel et sur l'ensemble industrie. Ceci revient à proposer un modèle pour chaque composante, c'est-à-dire pour les cinq secteurs industriels et l'ensemble industrie. On obtient ainsi une pré-sélection de variables. Dans un deuxième temps, ces variables pré-sélectionnées sont regroupées en distinguant les différentes configurations possibles et la procédure automatique de sélection est employée à nouveau.

Pour les deux équations, coïncidente (c) et future (f), nous proposons d'estimer quatre types de modèles basés sur les axes de l'ACP, dont la construction a été réalisée au préalable, issus respectivement des enquêtes sur : (i) les cinq secteurs industriels (modèle SECT), (ii) l'ensemble industrie uniquement (modèle IND), (iii) l'ensemble industrie et les cinq secteurs industriels (modèle INSEC), et (iv) l'ensemble industrie et l'ensemble services marchands (modèle SERVA avec les axes de l'ensemble services et modèle SERVS avec les séries

¹²Nous utilisons la version 1.212 de Grocer qui est disponible à l'adresse suivante : <http://dubois.ensae.net/grocer.html>.

¹³Si l'indice BKW est inférieur à 100, le modèle est considéré comme satisfaisant du point de vue de la colinéarité. Plus l'indice est proche de un, meilleure est la modélisation.

individuelles de l'ensemble services)¹⁴. La stratégie de sélection en deux étapes a été utilisée à chaque fois, sauf pour les modèles IND. Par ailleurs, la sélection automatique de variables pour les deux équations a été appliquée sur la période 1987 à 2005 pour les modèles issus uniquement du volet industrie de l'EMC et sur la période 1989 à 2005 lorsque l'enquête dans les services marchands était prise en compte dans la modélisation¹⁵. L'estimation de ces équations est donnée en annexes D et E ainsi que celle des équations utilisées jusqu'à présent pour l'ISMA (modèle ISMA), réestimées sur la période 1987 à 2005.

Toutes les équations sélectionnées ont des propriétés statistiques satisfaisantes. En effet, le test LM indique le rejet de l'hypothèse d'autocorrélation des résidus. Ces résidus suivent une loi normale d'après le test de Doornik et Hansen et sont homoscédastiques selon le test de Nicholls et Pagan. Les tests de Chow montrent également le bon comportement prévisionnel de ces équations. Enfin, ces modèles sont également satisfaisants du point de vue de la colinéarité d'après l'indice de conditionnement BKW.

La stabilité des équations, garante de la fiabilité des équations, a été vérifiée à l'aide du test du CUSUM de Brown *et alii* (1975) sur l'ensemble des coefficients des modèles mais aussi au travers du test de stabilité récursif des coefficients (annexes F et G).

Par ailleurs, la représentation graphique des variations trimestrielles du PIB observées et ajustées (à partir des modèles estimés) montre que l'ajustement des modèles coïncidents (annexe D) par rapport au taux de croissance trimestriel observé du PIB semble être de bonne qualité. Même si toutes les irrégularités n'ont pu être reproduites, la précision de ces modèles est bonne puisque les fluctuations du taux de croissance du PIB sont, en moyenne, bien retracées. En effet, les évolutions issues des trois modèles rendent relativement bien compte de la récession de 1993 mais également des ralentissements de l'activité en 1996

¹⁴Les données des services marchands n'ont pas fait l'objet d'une pré-sélection du fait, d'une part, du peu de variables disponibles, et d'autre part, de l'objectif de cette étude, c'est-à-dire d'évaluer si l'enquête dans les services marchands peut apporter une information supplémentaire à la modélisation de l'ISMA. Une modélisation avec les cinq secteurs industriels et l'ensemble services n'a pas été retenue également dans un souci de cohérence. Il semble préférable de modéliser l'ensemble services marchands avec l'ensemble industrie.

¹⁵Nous avons également appliqué la sélection automatique de variables sur une période plus courte (de 1996 à 2005) afin d'évaluer l'impact de la longueur de l'échantillon sur la prévision. Les résultats obtenus montrent que la performance de prévision avec les équations estimées sur la plus longue période est meilleure.

et en 2001.

4 Les performances en prévision

Afin d'évaluer les performances de prévision des différentes améliorations suggérées, nous avons mené divers exercices de simulations sur la période 2003T1 à 2005T4.

La méthode de prévision utilisée jusqu'à présent pour l'ISMA est dite « semi-dynamique »¹⁶. En effet, le modèle est estimé sur la période 1987T1-2002T4, correspondant à la période des comptes trimestriels définitifs¹⁷ disponibles lors de notre analyse, et la prévision est obtenue par simulation dynamique. Nous testons également la performance de prévision d'une autre approche, c'est-à-dire l'estimation du modèle sur toute la période, comprenant à la fois les comptes trimestriels définitifs et ceux non définitifs, et l'obtention de la prévision à l'aide d'une simulation statique¹⁸.

La précision des prévisions issues des différentes équations est mesurée par l'erreur de prévision. Les prédictions obtenues à partir des différents modèles sont comparées aux chiffres de la croissance du PIB d'intérêt pour les conjoncturistes, à savoir ceux parus lors de la publication des « premiers résultats » par l'INSEE sur la période 2003T1 à 2005T4¹⁹. Les équations actuelles de l'ISMA (coïncidente et future) serviront de benchmark pour évaluer

¹⁶Nous employons le terme de « semi-dynamique » pour la méthode de prévision par opposition à la méthode dynamique de prévision. Dans cette dernière approche, l'estimation du modèle se fait sur toute la période de l'échantillon dont on dispose (comptes définitifs et provisoires) et la prévision est obtenue par simulation dynamique sur la période hors de l'échantillon.

¹⁷Pour des raisons pratiques, les paramètres des équations sont ré-estimés lors de chaque enquête mensuelle de conjoncture avec une structure et une période d'estimation fixes. Le processus de recherche est réactualisé lors des changements de coefficients saisonniers de l'enquête mensuelle de conjoncture ou à l'occasion de la livraison d'une nouvelle année de comptes nationaux définitifs.

¹⁸La méthode dynamique calcule des prévisions dynamiques en plusieurs étapes lorsque l'horizon de prévision est supérieur à un pas, c'est-à-dire que les valeurs précédemment prévues des variables dépendantes retardées sont utilisées lors du développement des prévisions de la valeur en cours. Par contre, la méthode statique calcule une séquence de prévisions en une étape, c'est-à-dire en employant les valeurs réelles (connues) plutôt que les valeurs prévues pour les variables dépendantes retardées. Lorsque l'horizon de prévision est d'un pas, les méthodes dynamique et statique donnent la même valeur.

¹⁹Les prévisions sont réalisées avec la version des comptes provisoires de 2005T4.

la performance de prévision des nouvelles équations proposées.

Les mesures moyennes de l'erreur de prévision sont données dans les tableaux 2 et 3. Les résultats détaillés sont présentés en annexe H²⁰. Les résultats sont présentés en fonction de (i) la disponibilité des données de l'EMC, c'est-à-dire si on dispose d'un (1ère estimation), deux (2ème estimation) ou trois mois (3ème estimation) d'enquête du trimestre en cours ; (ii) la méthode de résolution des points mensuels manquants du trimestre en cours (moyenne à l'aide des trois derniers mois disponibles, prolongation par un modèle autorégressif et moyenne des mois du trimestre en cours) ; et (iii) la méthode de prévision (semi-dynamique ou statique).

Au vue des résultats pour les prévisions du trimestre coïncident (tableau 2) aucun modèle ne donne les meilleures prévisions quelle que soit la situation. Néanmoins, on peut remarquer que trois modèles donnent les plus petites moyennes d'erreurs de prévisions selon la méthode de prévision, la disponibilité des données et la méthode de résolution des points manquants. Ces modèles sont INDC, INSECc et SERVSc. Pour les prévisions du trimestre futur (tableau 3) deux modèles, INDF et SERVAF, affichent le plus souvent les meilleures prévisions. Il faut quand même noter que les moyennes des erreurs de prévisions des différents modèles sont assez proches les unes des autres. Il est donc difficile à ce stade de sélectionner un modèle à partir de ce critère.

Mais, au-delà de la performance moyenne des prévisions, il est important de mesurer la variabilité des erreurs de prévisions, afin de savoir si de bonnes performances à certaines périodes ne sont pas associées à des erreurs importantes à d'autres périodes. Pour cela, afin de déterminer si la performance en prévision de ces différents modèles est statistiquement significative, nous utilisons le test d'égalité des performances prédictives de Diebold et Mariano (1995)²¹. L'hypothèse nulle testée est $H_0 : MSE_1 = MSE_2$ contre l'hypothèse alternative $H_1 : MSE_1 < MSE_2$, où MSE_1 représente la moyenne quadratique des erreurs de prévision (MSE, *Mean Square Error*) du modèle 1, et MSE_2 celle du modèle

²⁰Les moyennes et les écart-types présentés en annexe H ont été calculées par les erreurs de prévisions prises en valeur absolue.

²¹Il faut noter que Harvey, Leybourne et Newbold (1997) ont montré que le test de Diebold et Mariano (1995) pouvait avoir une faible puissance en présence de petits échantillons. Nous avons appliqué la correction de la statistique de test proposée par ces auteurs et la significativité des résultats n'a pas été modifiée.

²². Dans notre étude, le modèle 1 correspond au modèle ISMA utilisé jusqu'à maintenant (ISMAc ou ISMAf selon les cas), notre benchmark, et le modèle 2 correspond aux divers modèles suggérés. Les tableaux 4 et 6 présentent les résultats respectivement pour les modèles coïncidents et futurs.

D'après le tableau 4, les modèles INDc et SERVSc donnent de meilleures prévisions par rapport au modèle ISMAc, notamment lors des deuxième et troisième estimations du PIB. Par contre, pour la prévision du trimestre futur (tableau 6), tous les modèles proposés sont plus performants que le modèle ISMAf. Il apparaît donc que les nouveaux modèles que nous proposons présentent un gain en terme de contenu prédictif, et que celui-ci est statistiquement significatif.

Afin d'évaluer l'apport supplémentaire en prévision lié à la modélisation des données sur les services marchands, nous comparons la performance de prévision des modèles SERVSc et SERVaf par rapport aux modèles présentant les plus petites erreurs de prévision moyennes, c'est-à-dire tous les autres modèles sauf les modèles ISMAc et ISMAf. Nous appliquons à nouveau le test d'égalité de performance en considérant les modèles SERVSc et SERVaf comme le modèle 1 et les autres modèles comme le modèle 2. Les résultats sont présentés dans les tableaux 5 et 7.

Pour les prévisions du trimestre coïncident (tableau 5) le modèle SERVSc est plus performant que les modèles SECTc et SERVAc. En effet, les statistiques DM pour les modèles SECTc et SERVAc sont pratiquement à chaque fois inférieures à -1.64. Par contre, il est plus difficile de départager clairement les autres modèles, notamment les modèles INDc, INSECc et SERVSc qui ont des prévisions très proches, notamment lors des deux dernières estimations. Les statistiques de Diebold-Mariano des modèles INDc et INSECc pour les deuxième et troisième estimations ne sont pas, en général, statistiquement significatives. Ceci signifie que les prévisions du modèle SERVSc ne sont pas meilleures que celles des modèles INDc et INSECc, et vice versa. Au total, les services marchands semblent apporter une information intéressante pour la prévision du trimestre coïncident.

D'après le tableau 7, le modèle SERVaf semble donner de meilleures prévisions

²²L'hypothèse nulle est rejetée au seuil de 5% (respectivement 10%) lorsque la statistique de test est supérieure à 1.96 (1.64). En effet, cette statistique de test suit asymptotiquement une loi normale. Si la statistique de test est statistiquement significative (à 5 ou 10%) et positive (respectivement négative) alors le modèle 2 est plus (respectivement moins) performant que le modèle 1 (le benchmark).

par rapport aux modèles SECT_f, INSEC_f et SERVS_f, notamment INSEC_f lors de la troisième estimation, puisque les statistiques de Diebold-Mariano sont inférieures à -1.64. Ceci met en évidence l'apport prévisionnel des services marchands pour prédire le trimestre futur. Cependant, le modèle IND_f semble être plus performant que le modèle SERVAF, même si les prévisions sont proches.

Par ailleurs, nous montrons également que les prévisions obtenues à l'aide d'une simulation statique sont équivalentes (statistiquement) à celles obtenues à partir de l'approche actuellement employée, c'est-à-dire en simulation « semi-dynamique » (tableau 8). En ce qui concerne le problème des valeurs manquantes mensuelles du trimestre, l'approche consistant à prendre les mois précédents et celle prolongeant les séries à l'aide d'un modèle AR donnent des résultats très proches. Par contre, l'approche considérant uniquement les valeurs disponibles du trimestre ne procure pas de résultats satisfaisants, notamment lors de la première estimation de la croissance du PIB (tableau 9).

5 Conclusion

Nous avons présenté dans cet article de nouvelles équations économétriques d'étalonnage pour l'indicateur synthétique mensuel d'activités (ISMA) de la Banque de France afin de prévoir la croissance trimestrielle du PIB français (trimestre en cours et celui à venir). Deux améliorations ont donc été proposées par rapport à la démarche retenue jusqu'à présent dans l'ISMA : la première, du point de vue technique, a été d'affiner le processus de sélection des indicateurs en déterminant de manière automatique les variables utiles à la modélisation, apportant ainsi un cadre économétrique robuste, transparent et systématique à la sélection de variables explicatives ; la deuxième, du point de vue de la modélisation, a été d'étendre le champ des enquêtes utilisées dans l'ISMA, initialement basé sur les enquêtes du volet industrie de l'EMC de la Banque de France, en intégrant les enquêtes sur les services marchands de la Banque de France.

Toutes les équations sélectionnées présentent des propriétés statistiques satisfaisantes et leur performance de prévision a été évaluée et comparée. Les résultats obtenus montrent que pour le trimestre en cours trois modèles (IND_c, INSEC_c et SERVSc) donnent les meilleurs résultats, alors que seulement deux modèles (IND_f et SERVAF) sont plus performants pour le trimestre futur. Il

apparaît donc que les enquêtes sur les services marchands apportent une information intéressante pour la prévision de la croissance du PIB, en complément des enquêtes sur l'industrie.

Les prévisions de la Banque de France de la croissance du PIB français s'appuieront, par conséquent, sur les trois modèles retenus²³ pour le trimestre coïncident et sur les deux modèles sélectionnés pour le trimestre futur.

²³Le passage des comptes trimestriels aux prix chaînés a eu un impact marginal sur les résultats de la modélisation de l'ISMA.

Table 2: Moyenne des erreurs de prévision des modèles coïncidents sur la période 2003T1 à 2005T4.

Points manquants	Méthode de prévision	ISMA _c	IND _c	SECT _c	INSEC _c	SERVA _c	SERVSc
1ère estimation							
Moyenne mois précédents	semi-dyna	0.28	0.28	0.32	0.25	0.31	0.28
	statique	0.25	0.26	0.29	0.22	0.29	0.27
Prolongation AR	semi-dyna	0.30	0.26	0.28	0.25	0.28	0.25
	statique	0.25	0.24	0.27	0.26	0.28	0.23
Moyenne mois en cours	semi-dyna	0.32	0.30	0.28	0.32	0.28	0.28
	statique	0.30	0.32	0.28	0.33	0.29	0.28
2ème estimation							
Moyenne mois précédents	semi-dyna	0.27	0.24	0.28	0.24	0.28	0.25
	statique	0.26	0.21	0.27	0.22	0.26	0.23
Prolongation AR	semi-dyna	0.29	0.23	0.29	0.27	0.28	0.26
	statique	0.25	0.23	0.26	0.25	0.25	0.23
Moyenne mois en cours	semi-dyna	0.28	0.26	0.28	0.27	0.27	0.25
	statique	0.27	0.23	0.26	0.27	0.26	0.24
3ème estimation							
Moyenne mois précédents	semi-dyna	0.24	0.21	0.23	0.20	0.24	0.22
	statique	0.20	0.18	0.21	0.20	0.20	0.20

Pour chaque méthode de prévision et de traitement des points manquants, on indique en gras la plus petite erreur de prévision moyenne.

Table 3: Moyenne des erreurs de prévision des modèles futurs sur la période 2003T1 à 2005T4.

Points manquants	Méthode de prévision	ISMAf	INDf	SECTf	INSECF	SERVAf	SERVSf
1ère estimation							
Moyenne mois précédents	semi-dyna	0.33	0.28	0.26	0.27	0.27	0.32
	statique	0.33	0.29	0.26	0.25	0.26	0.32
Prolongation AR	semi-dyna	0.32	0.25	0.24	0.27	0.21	0.28
	statique	0.31	0.25	0.23	0.27	0.22	0.25
Moyenne mois en cours	semi-dyna	0.29	0.23	0.23	0.22	0.23	0.24
	statique	0.28	0.21	0.23	0.23	0.22	0.23
2ème estimation							
Moyenne mois précédents	semi-dyna	0.34	0.26	0.26	0.28	0.25	0.28
	statique	0.34	0.24	0.25	0.27	0.24	0.27
Prolongation AR	semi-dyna	0.33	0.24	0.26	0.28	0.25	0.26
	statique	0.33	0.24	0.26	0.26	0.24	0.26
Moyenne mois en cours	semi-dyna	0.33	0.24	0.25	0.26	0.23	0.27
	statique	0.33	0.25	0.25	0.25	0.23	0.27
3ème estimation							
Moyenne mois précédents	semi-dyna	0.33	0.23	0.27	0.27	0.24	0.25
	statique	0.32	0.23	0.26	0.27	0.23	0.25

Pour chaque méthode de prévision et de traitement des points manquants, on indique en gras la plus petite erreur de prévision moyenne.

Table 4: Comparaison des performances prédictives des modèles coïncidents (Modèle 1 = ISMAc) sur la période 2003T1 à 2005T4.

Points manquants	Méthode de prévision	Modèles 2				
		INDc	SECTc	INSECc	SERVAc	SERVSc
1ère estimation						
Moyenne mois précédents	semi-dyna	-0.25	-1.80**	0.33	-1.00	0.41
	statique	-1.25	-2.30*	1.70**	-0.93	-0.61
Prolongation AR	semi-dyna	-0.51	-0.86	-0.07	0.10	4.34*
	statique	0.07	-1.05	-0.62	-0.87	0.46
Moyenne mois en cours	semi-dyna	0.72	0.31	-0.46	1.69**	2.43*
	statique	-0.59	-0.53	-0.58	0.04	0.82
2ème estimation						
Moyenne mois précédents	semi-dyna	1.97*	-0.69	0.96	-0.78	1.98*
	statique	0.42	-1.84**	0.09	-1.43	3.04*
Prolongation AR	semi-dyna	2.28*	-0.76	0.36	-0.17	2.68*
	statique	-0.08	-0.96	-0.32	-0.76	0.55
Moyenne mois en cours	semi-dyna	-0.27	-0.91	0.05	0.42	2.82*
	statique	1.71**	-0.30	-0.35	0.56	1.73**
3ème estimation						
Moyenne mois précédents	semi-dyna	2.04*	2.94*	-0.09	0.06	3.47*
	statique	0.56	-0.85	0.24	-0.18	0.80

* Significatif au seuil de 5% et ** significatif au seuil de 10%. Si $DM > 1.96$ (respectivement 1.64) alors le modèle 2 est plus performant que le benchmark (modèle 1) au seuil de 5% (respectivement 10%). Si $DM < -1.96$ (respectivement -1.64) alors le modèle 1 est plus performant que le modèle 2 au seuil de 5% (respectivement 10%).

Table 5: Comparaison des performances prédictives des modèles coïncidents (Modèle 1 = SERVSc) sur la période 2003T1 à 2005T4.

Points manquants	Méthode de prévision	Modèles 2			
		INDc	SECTc	INSECc	SERVAc
1ère estimation					
Moyenne mois précédents	semi-dyna	-0.56	-2.37*	-0.04	-2.04*
	statique	-0.05	-2.06*	-1.97*	-1.12
Prolongation AR	semi-dyna	-1.26	-2.25*	-1.17	-1.88**
	statique	-0.58	-1.99*	-1.37	-1.96*
Moyenne mois en cours	semi-dyna	-2.40*	-1.97*	-1.74**	-2.29*
	statique	-2.20*	-2.04*	-1.77**	-2.36*
2ème estimation					
Moyenne mois précédents	semi-dyna	-0.31	-2.32*	-0.85	-2.49*
	statique	-0.62	-3.01**	-1.33	-3.29*
Prolongation AR	semi-dyna	-0.27	-2.46*	-1.16	-3.71*
	statique	-0.51	-1.88**	-0.77	-3.20*
Moyenne mois en cours	semi-dyna	-2.44*	-2.68*	-1.37	-2.89*
	statique	-0.25	-1.76**	-1.36	-2.98*
3ème estimation					
Moyenne mois précédents	semi-dyna	-1.02	-1.96*	0.29	-2.66*
	statique	0.18	-1.69**	-0.26	-0.88

* Significatif au seuil de 5% et ** significatif au seuil de 10%. Si $DM > 1.96$ (respectivement 1.64) alors le modèle 2 est plus performant que le benchmark (modèle 1) au seuil de 5% (respectivement 10%). Si $DM < -1.96$ (respectivement -1.64) alors le modèle 1 est plus performant que le modèle 2 au seuil de 5% (respectivement 10%).

Table 6: Comparaison des performances prédictives des modèles futurs (Modèle 1 = ISMAf) sur la période 2003T1 à 2005T4.

Points manquants	Méthode de prévision	Modèles 2				
		INDf	SECTf	INSECf	SERVAf	SERVSf
1ère estimation						
Moyenne mois précédents	semi-dyna	2.62*	3.17*	3.37*	2.29*	2.19*
	statique	1.97*	3.28*	3.39*	2.60*	2.02*
Prolongation AR	semi-dyna	2.54*	3.39*	2.51*	2.52*	2.58*
	statique	3.34*	4.18*	3.42*	3.24*	3.80*
Moyenne mois en cours	semi-dyna	3.16*	2.79*	4.98*	2.93*	3.29*
	statique	3.19*	2.70*	4.78*	3.16*	3.81*
2ème estimation						
Moyenne mois précédents	semi-dyna	3.10*	5.43*	5.09*	3.33*	3.77*
	statique	2.90*	5.16*	5.23*	3.79*	4.13*
Prolongation AR	semi-dyna	2.47*	4.37**	3.40*	2.04*	2.97*
	statique	2.46*	4.24**	4.15*	2.55*	2.97*
Moyenne mois en cours	semi-dyna	2.61*	3.88*	5.42*	2.66*	3.26*
	statique	2.49*	3.51*	5.42*	3.22*	3.18*
3ème estimation						
Moyenne mois précédents	semi-dyna	2.52*	2.30*	2.49*	2.44*	3.66*
	statique	2.50*	2.34*	2.14*	2.50*	3.98*

* Significatif au seuil de 5% et ** significatif au seuil de 10%. Si $DM > 1.96$ (respectivement 1.64) alors le modèle 2 est plus performant que le benchmark (modèle 1) au seuil de 5% (respectivement 10%). Si $DM < -1.96$ (respectivement -1.64) alors le modèle 1 est plus performant que le modèle 2 au seuil de 5% (respectivement 10%).

Table 7: Comparaison des performances prédictives des modèles futurs (Modèle 1 = SERVAF) sur la période 2003T1 à 2005T4.

Points manquants	Méthode de prévision	Modèles 2			
		INDf	SECTf	INSECF	SERVSf
1ère estimation					
Moyenne mois précédents	semi-dyna	2.16*	2.66*	2.07*	-0.38
	statique	-0.44	1.35	2.01*	-1.79**
Prolongation AR	semi-dyna	-0.40	0.26	-1.98*	-1.67**
	statique	-0.25	1.18	-1.89**	0.38
Moyenne mois en cours	semi-dyna	1.97*	-0.11	0.11	0.50
	statique	1.60	-0.35	-0.55	0.63
2ème estimation					
Moyenne mois précédents	semi-dyna	0.93	0.18	-1.84**	0.47
	statique	0.69	0.52	-0.82	0.56
Prolongation AR	semi-dyna	2.25	0.19	-0.63	0.73
	statique	0.92	-0.08	-0.47	0.39
Moyenne mois en cours	semi-dyna	0.77	-1.94**	-1.68**	-0.17
	statique	-1.65**	-1.74**	-0.86	-1.64**
3ème estimation					
Moyenne mois précédents	semi-dyna	2.18*	-0.77	-2.04*	1.11
	statique	-0.50	-1.73**	-2.67*	0.36

* Significatif au seuil de 5% et ** significatif au seuil de 10%. Si $DM > 1.96$ (respectivement 1.64) alors le modèle 2 est plus performant que le benchmark (modèle 1) au seuil de 5% (respectivement 10%). Si $DM < -1.96$ (respectivement -1.64) alors le modèle 1 est plus performant que le modèle 2 au seuil de 5% (respectivement 10%).

Table 8: Comparaison des performances prédictives des modèles coïncidents (Modèle 1 = moyenne mois précédents) sur la période 2003T1 à 2005T4.

Modèles 2			
Modèles	Méthode de prévision	prolongation AR	moyenne mois en cours
1ère estimation			
SERVAc	semi-dyna	-0.09	-1.27
	statique	0.11	-0.92
INDc	semi-dyna	-1.91**	-1.68**
	statique	-0.66	-1.67**
INSECc	semi-dyna	-1.33	-1.83**
	statique	-1.16	-1.66**
2ème estimation			
SERVAc	semi-dyna	-0.38	-0.81
	statique	1.36	0.49
INDc	semi-dyna	0.07	1.55
	statique	1.36	-0.58
INSECc	semi-dyna	-0.78	-4.61*
	statique	-1.23	-0.82

* Significatif au seuil de 5% et ** significatif au seuil de 10%. Si $DM > 1.96$ (respectivement 1.64) alors le modèle 2 est plus performant que le benchmark (modèle 1) au seuil de 5% (respectivement 10%). Si $DM < -1.96$ (respectivement -1.64) alors le modèle 1 est plus performant que le modèle 2 au seuil de 5% (respectivement 10%).

Table 9: Comparaison des performances prédictives des modèles coïncidents (Modèle 1 = prévision en semi-dynamique) sur la période 2003T1 à 2005T4.

Modèles 2 - statique				
Modèles	estimation	moyenne mois précédents	prolongation AR	moyenne mois en cours
SERVAc	1ère	5.66*	3.27*	2.13*
	2ème	0.64	0.76	0.93
	3ème	1.11		
INDc	1ère	1.36	2.56*	1.12
	2ème	1.05	0.92	0.68
	3ème	0.55		
INSECc	1ère	0.90	0.83	1.57
	2ème	0.45	0.39	1.42
	3ème	0.05		

* Significatif au seuil de 5% et ** significatif au seuil de 10%. Si $DM > 1.96$ (respectivement 1.64) alors le modèle 2 est plus performant que le benchmark (modèle 1) au seuil de 5% (respectivement 10%). Si $DM < -1.96$ (respectivement -1.64) alors le modèle 1 est plus performant que le modèle 2 au seuil de 5% (respectivement 10%).

References

- [1] **Besley D.A., Kuh E. et Welch R.E.** (1980), *Regression Diagnostics: Identifying Influential Data and Sources of Colinearity*, John Wiley and Sons, New-York.
- [2] **Bouton F. et Erkel-Rousse H.** (2002), "Conjonctures sectorielles et prévisions à court terme de l'activité : l'apport des enquêtes de conjoncture dans les services", *Economie et Statistique*, 359-360, 35-68.
- [3] **Brown M.B., Durbin J. et Evans J.M.** (1975), "Techniques for testing the constancy of regression relationships over time", *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 37, 149-192.
- [4] **Buffeteau S. et Mora V.** (2000), "La prévision des comptes de la zone euro à partir des enquêtes de conjoncture", Note de Conjoncture (décembre), INSEE.
- [5] **Campos J., Ericsson N.R. et Hendry D.F.** (2005), "General-to-specific: An overview and selected bibliography", International Finance Discussion Papers No 838, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- [6] **Campos J., Hendry D.F. et Krolzig H-M.** (2003), "Consistent model selection by an automatic Gets approach", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 65, 803-819.
- [7] **Castle J.L.** (2005), "Evaluating PcGets and RETINA as automatic model selection algorithms", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 67, 837-880.
- [8] **Charpin F.** (2002), "Un indicateur de croissance à court terme de la zone euro", *Revue de l'OFCE*, 83, 229-243.
- [9] **Cornec M. et Deperraz T.** (2006), "Un nouvel indicateur synthétique mensuel résumant le climat des affaires dans les services en France", *Economie et Statistique*, 395-396, 13-38.
- [10] **Diebold F.X. et Mariano R.S.** (1995), "Comparing predictive accuracy", *Journal of Business and Economic Statistics*, 13, 253-265.

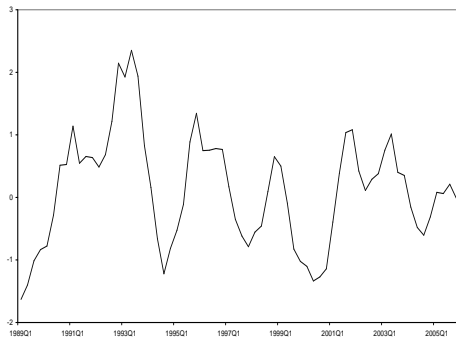
- [11] **Di Fonzo T.** (2005), "Revisions in quarterly GDP of OECD countries", STD/NAES No 24, OCDE.
- [12] **Doornik J.A. et Hansen H.** (1994), "A practical test for univariate and multivariate normality", Discussion Paper, Nuffield College.
- [13] **Dubois E.** (2003), "GROCER: An econometric toolbox for Scilab", Mimeo, Direction de la Prévision de l'Analyse Economique. <http://dubois.ensae.net/grocer.html>.
- [14] **Dubois E. et Michaux E.** (2006), "Etalonnage à l'aide d'enquêtes de conjonctures : de nouveaux résultats", *Economie et Prévision*, 72, 11-28.
- [15] **Erkel-Rousse H. et Prioux G.** (2002), "L'apport des enquêtes de conjoncture dans les différents secteurs d'activité à l'analyse conjoncturelle", Note de Conjoncture (juin), INSEE.
- [16] **Fougier B.** (2000), "Méthodologie détaillée de l'indicateur synthétique mensuel d'activité (ISMA)", Note interne No 00-08, DGEI-DCONJ-SSC, Banque de France.
- [17] **Godfrey L.G.** (1978), "Testing for higher order serial correlation in regression equations when the regressors include lagged dependent variables", *Econometrica*, 46, 1303-1313.
- [18] **Gómez V. et Maravall A.** (1994), "Estimation, prediction and interpolation for nonstationary series with the Kalman filter", *Journal of the American Statistical Association*, 89, 611-624.
- [19] **Grasmann P. et Keereman F.** (2001), "An indicator-based short-term forecast for quarterly GDP in the euro area", Economic Paper No 154, Commission Européenne.
- [20] **Grenouilleau D.** (2004), "A sorted leading indicators dynamic (SLID) factor model for short-run euro-area GDP forecasting", Economic Paper No 219, Commission Européenne.
- [21] **Harvey D.I., Leybourne S.J. et Newbold P.** (1997), "Testing the equality of prediction mean square errors", *International Journal of Forecasting*, 13, 273-281.

- [22] **Hendry D.F.** (1979), "Predictive failure and econometric modelling in macro-economics: The transactions demand for money", dans *Economic Modelling*, Ormerod P. (ed), Heinemann, London.
- [23] **Hoover K. et Perez S.** (1999), "Data mining reconsidered: Encompassing and the general-to-specific approach to specification search", *Econometrics Journal*, 2, 167-191.
- [24] **Irac D. et 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.
- [25] **Krolzig H.-M. et Hendry D.F.** (2001), "Computer automation of general-to-specific model selection procedures", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 25, 831-866.
- [26] **Marinucci M.** (2005), "RETINA Winpack for real data: A quick guide for automatic model selection", Report, Universidad Complutense de Madrid.
- [27] **Nicholls D.F. et Pagan A.R.** (1983), "Heteroscedasticity in models with lagged dependent variables", *Econometrica*, 51, 1233-1242.
- [28] **Nunes L.C.** (2005), "Nowcasting quarterly GDP growth in a monthly coincident indicator model", *Journal of Forecasting*, 24, 575-592.
- [29] **Perez-Amaral T., Gallo G.M. et White H.** (2005), "A comparison of complementary automatic modelling methods: RETINA and PcGets", *Econometric Theory*, 21, 262-277.
- [30] **Perez-Amaral T., Gallo G.M. et White H.** (2003), "A flexible tool for model building: The Relevant Transformation of the Inputs Networks Approach (RETINA)", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 65, 821-838.
- [31] **Rünstler G. et Sédillot F.** (2003), "Short-term estimates of euro area real GDP by means of monthly data", Working Paper No 276, Banque Centrale Européenne.
- [32] **Scherrer S.** (1996), "Prévoir l'activité et les effectifs à partir des enquêtes de conjoncture", Document de Travail No 96-13, INSEE.

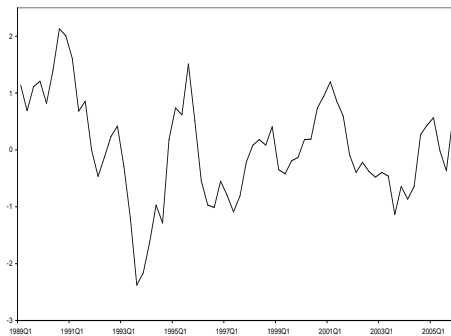
- [33] **Sédillot F. et Pain N.** (2003), "Indicator models of real GDP growth in selected OECD countries", Economic Department Working Paper No 364, OCDE.
- [34] **Smyk A. et Ricart R.** (2005), "Indicateur synthétique mensuel d'activité", Note interne No 05-57, DGEI-DCONJ-SSC, Banque de France.

Annexes

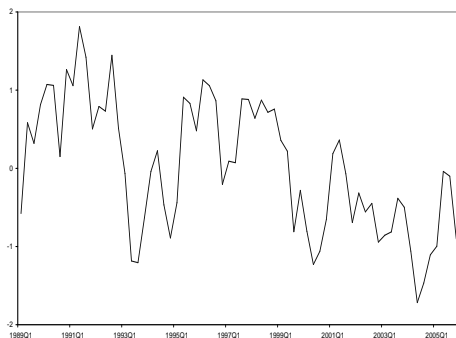
A Graphiques des axes de l'ensemble industrie et des services marchands



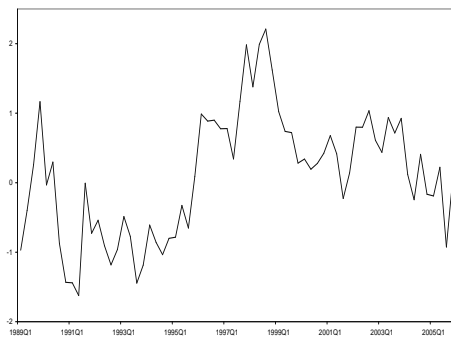
(a) Axe 1 Ensemble Industrie



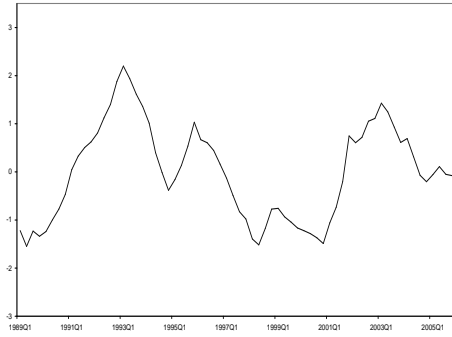
(b) Axe 2 Ensemble Industrie



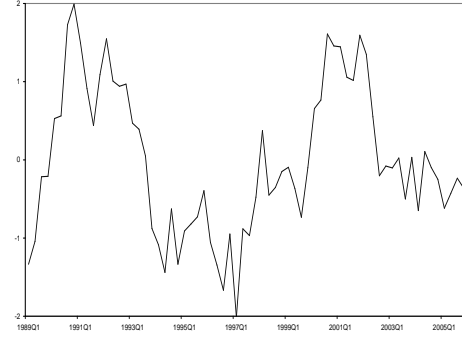
(c) Axe 3 Ensemble Industrie



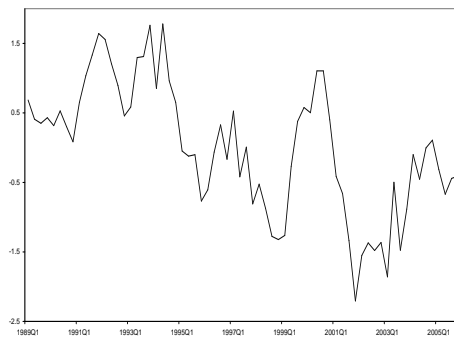
(d) Axe 4 Ensemble Industrie



(e) Axe 1 Services Marchands



(f) Axe 2 Services Marchands



(g) Axe 3 Services Marchands

B Présentation de l'algorithme de sélection automatique de modèles

Étape I²⁴

1. Estimation et test du modèle général (noté GUM, *General Unrestricted Model*)

- Si toutes les variables explicatives sont significatives alors le GUM est le *modèle final*, et l'algorithme s'arrête ;
- Si un test de diagnostique n'est pas validé pour le GUM alors son niveau de significativité est ajusté ou bien le test est exclu à partir d'une batterie de tests lors du processus de simplification du GUM ;
- Sinon un processus de recherche de modèles commence en supprimant une ou plusieurs variables non significatives.

2. Processus de réduction multiple : simplification séquentielle et test du GUM

- Si des tests de diagnostique échouent, et que le processus de recherche de modèles est terminé, alors l'algorithme retourne au dernier modèle accepté lors de ce processus ;
 - si le dernier modèle accepté ne peut être réduit davantage alors il devient le *modèle terminal* de ce processus ;
 - sinon la dernière variable supprimée est réintroduite, et le processus de recherche continue avec une nouvelle réduction en supprimant la variable non significative suivante du dernier modèle accepté.
- Si tous les tests sont validés mais une ou plusieurs variables sont non significatives alors la variable la moins significative est enlevée : si cette spécification a déjà été testée précédemment alors le processus actuel de recherche est terminé ;
- Si tous les tests de diagnostics sont validés et toutes les variables sont significatives alors le modèle est le *modèle terminal* de ce processus.

3. Englobement

²⁴Voir Dubois et Michaux (2006) pour une présentation plus technique.

- Si aucune des réductions n'est acceptée alors le GUM est le *modèle final* ;
- Si seulement un modèle passe le processus de « testimation²⁵ » alors c'est le *modèle final* ;
- Sinon les *modèles terminaux* sont testés contre leur *modèle union* (modèle rassemblant toutes les variables explicatives de tous les modèles terminaux) :
 - si tous les *modèles terminaux* sont rejetés alors leur *modèle union* est le *modèle final* ;
 - si exactement un des *modèles terminaux* n'est pas rejeté alors c'est le *modèle final* ;
 - sinon les modèles rejetés sont supprimés, et les *modèles terminaux* restant sont testés contre leur *modèle union* :
 - * si tous les *modèles terminaux* restant sont rejetés alors leur *modèle union* est le *modèle final* ;
 - * si exactement un *modèle terminal* restant n'est pas rejeté alors c'est le *modèle final* ;
 - * sinon le *modèle union* des modèles « survivant » devient le GUM de l'étape II.

Étape II

1. **Estimation et test du GUM comme dans l'étape I** (les niveaux de significativité restent fixés)
2. **Processus de réduction multiple comme dans l'étape I**
3. **Englobement et sélection du modèle final**
 - si seulement un modèle passe le processus de « testimation » de l'étape II alors c'est le *modèle final* ;
 - sinon les *modèles terminaux* de l'étape II sont testés contre leur *modèle union* :
 - si tous les *modèles terminaux* sont rejetés alors leur *modèle union* est le *modèle final* ;

²⁵Voir l'annexe B.

- si exactement un *modèle terminal* n'est pas rejeté alors c'est le *modèle final* ;
- sinon des critères d'information de sélection de modèles sont appliqués pour déterminer un unique *modèle final*.

C Le processus de « testimation »

Ce processus dépend du choix de : la pré-recherche de test de Fisher de simplification ; les niveaux de significativité φ de tels tests les tests de simplifications (test de Student et/ou test de Fisher) ; les niveaux de significativité α des tests de simplification ; les n contrôles de diagnostiques dans la batterie de tests ; les paramètres de ces tests de diagnostiques ; les niveaux de significativité η de ces n tests de diagnostiques ; les niveaux de significativité γ des tests d'englobement ; le critère d'information de sélection de modèles (AIC, BIC, HQ).

En suivant les recommandations de Krolzig et Hendry (2001), les niveaux de significativité des tests sont : $\varphi = 0,05$; $\alpha = 0,05$; $\eta = 0,01$; et $\gamma = 0,5$. Le critère d'information utilisé est le BIC.

D Modèles coïncidents

Table 10: Modèle ISMAc.

Variable	Coefficient	t-stat
Axe 1 Ensemble industrie (t)	-0.434	-8.37
Axe 3 Bien intermédiaires (t)	0.138	3.26
D(Axe 1 Bien intermédiaires) (t-1)	-0.217	-2.59
\dot{y}_{t-1}	-0.344	-3.13
α	0.690	10.51

$\bar{R}^2 = 0.63$ – SE = 0.27 – DW = 1.83

Figure 1: Variation trimestrielle du PIB (observée et ajustée) - Modèle ISMAc.

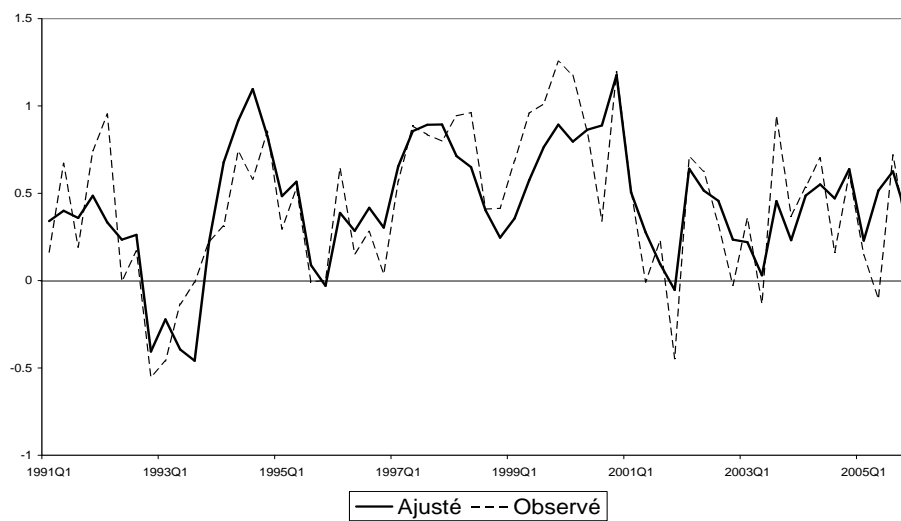


Table 11: Modèle INDc.

Variable	Coefficient	t-stat
Axe 1 Ensemble industrie (t)	-0.528	-10.27
Axe 3 Ensemble industrie (t-3)	0.158	3.92
Axe 4 Ensemble industrie (t-1)	0.163	3.49
Axe 4 Ensemble industrie (t-3)	-0.105	-2.26
\dot{y}_{t-1}	-0.373	-3.62
α	0.700	11.48

$\bar{R}^2 = 0.68$ – SE = 0.26 – DW = 1.97 – BKW = 3
 LM(5) = 2.21 [0.07] – DH = 1.37 [0.50]
 NP = 0.69 [0.73] – Chow(50%) = 1.02 [0.48]
 Chow(90%) = 0.65 [0.71]

Les p -values des statistiques de test sont données entre crochets.

Figure 2: Variation trimestrielle du PIB (observée et ajustée) - Modèle INDc.

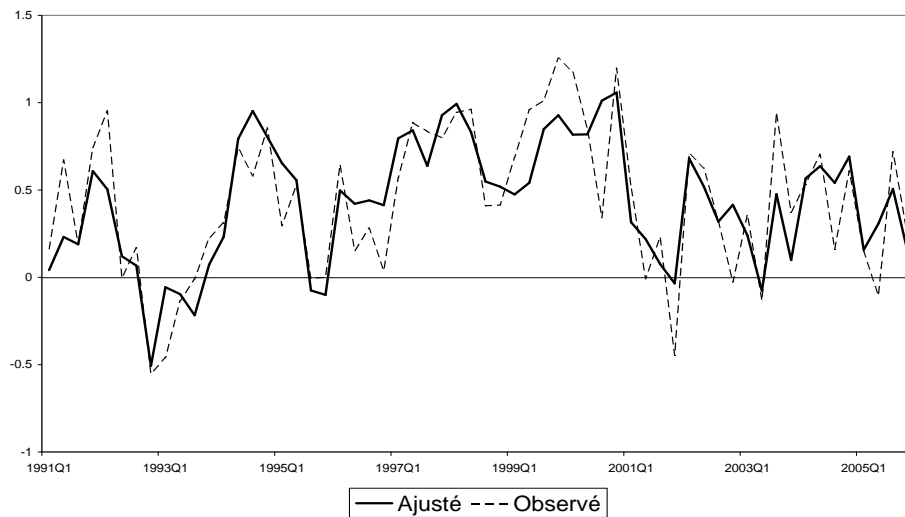


Table 12: Modèle SECTc.

Variable	Coefficient	t-stat
Axe 2 Biens de consommation (t-2)	0.269	6.50
Axe 3 Biens de consommation (t-2)	-0.124	-3.61
Axe 1 Biens d'équipement (t)	-0.282	-5.74
Axe 2 Biens d'équipement (t-4)	-0.204	-5.30
Axe 2 Industrie agro-alimentaire (t)	-0.151	-2.95
Axe 1 Industrie automobile (t)	-0.298	-6.81
Axe 2 Industrie automobile (t-4)	-0.171	-4.83
\dot{y}_{t-1}	-0.246	-2.81
α	0.646	12.12

$\bar{R}^2 = 0.74$ – SE = 0.23 – DW = 2.14 – BKW = 4
 LM(5) = 1.11 [0.37] – DH = 1.48 [0.48]
 NP = 0.58 [0.88] – Chow(50%) = 1.36 [0.21]
 Chow(90%) = 0.90 [0.51]

Les p -values des statistiques de test sont données entre crochets.

Figure 3: Variation trimestrielle du PIB (observée et ajustée) - Modèle SECTc.

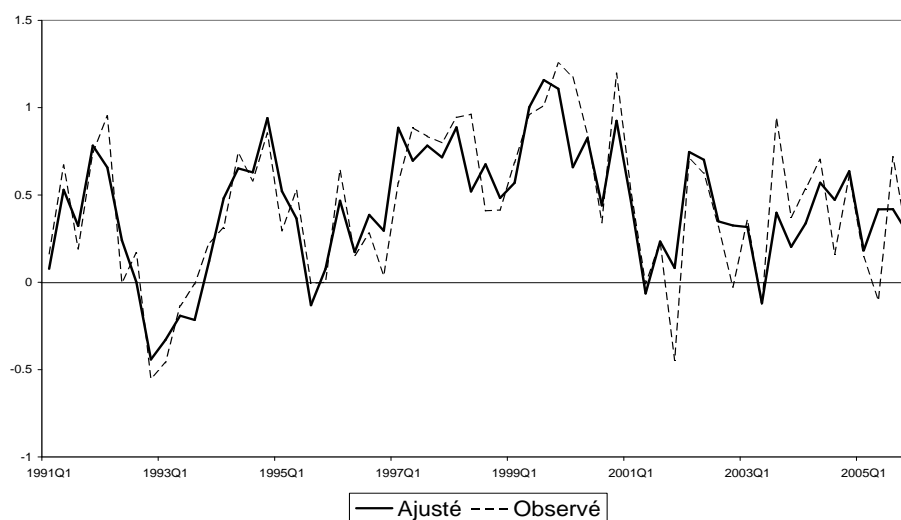


Table 13: Modèle INSECc.

Variable	Coefficient	t-stat
Axe 1 Ensemble industrie (t)	-0.611	-12.81
Axe 4 Ensemble industrie (t-1)	0.129	3.63
Axe 2 Biens de consommation (t-2)	0.174	4.74
Axe 3 Biens de consommation (t-2)	-0.124	-3.89
Axe 2 Biens d'équipement (t-4)	-0.155	-4.87
Axe 4 Biens d'équipement (t-4)	0.083	2.57
\dot{y}_{t-1}	-0.353	-4.08
α	0.698	13.42

$\bar{R}^2 = 0.76$ – SE = 0.22 – DW = 2.12 – BKW = 4
 LM(5) = 1.85 [0.12] – DH = 1.34 [0.51]
 NP = 1.01 [0.47] – Chow(50%) = 1.08 [0.42]
 Chow(90%) = 1.04 [0.41]

Les p -values des statistiques de test sont données entre crochets.

Figure 4: Variation trimestrielle du PIB (observée et ajustée) - Modèle INSECc.

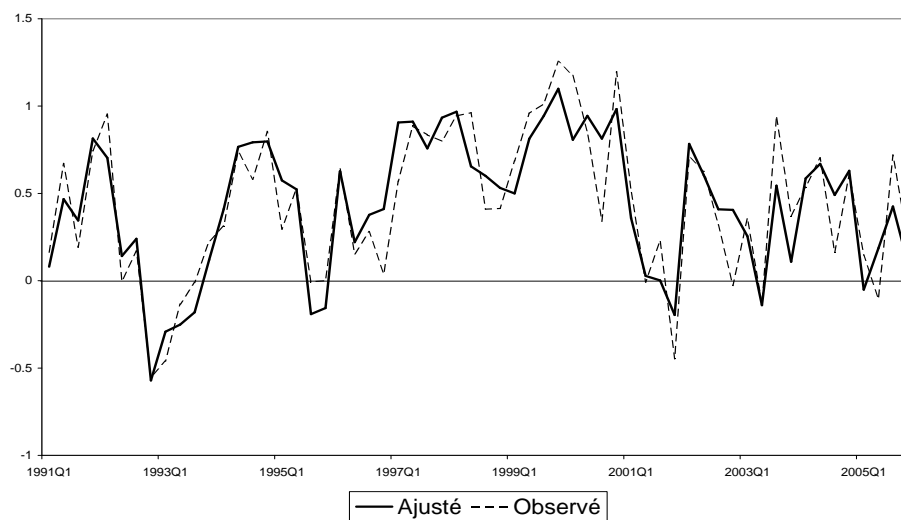


Table 14: Modèle SERVAc.

Variable	Coefficient	t-stat
Axe 1 Ensemble industrie (t)	-0.374	-4.58
Axe 2 Ensemble industrie (t)	-0.131	-2.99
Axe 3 Ensemble industrie (t-2)	0.116	2.55
Axe 1 Services (t)	-0.140	-2.09
\dot{y}_{t-1}	-0.242	-2.17
α	0.618	9.22

$\bar{R}^2 = 0.61$ – SE = 0.26 – DW = 2.02 – BKW = 4
 LM(5) = 0.53 [0.72] – DH = 0.91 [0.63]
 NP = 0.56 [0.84] – Chow(50%) = 1.26 [0.28]
 Chow(90%) = 1.35 [0.25]

Les p -values des statistiques de test sont données entre crochets.

Figure 5: Variation trimestrielle du PIB (observée et ajustée) - Modèle SERVAc.

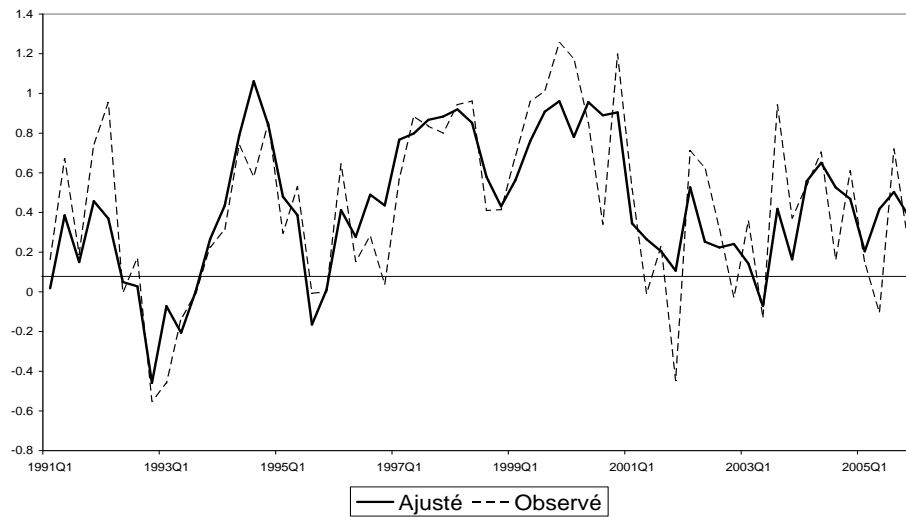


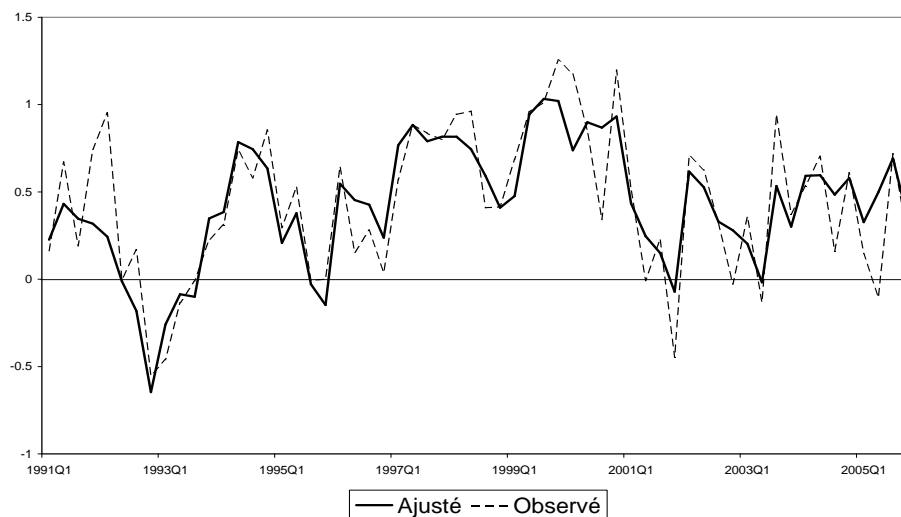
Table 15: Modèle SERVSc.

Variable	Coefficient	t-stat
Axe 1 Ensemble industrie (t)	-0.440	-5.84
Axe 1 Ensemble industrie (t-2)	0.199	3.93
Axe 2 Ensemble industrie (t-2)	0.128	3.10
Axe 4 Ensemble industrie (t-1)	0.113	3.07
Série Service EVACT (t)	0.146	2.51
\dot{y}_{t-1}	-0.228	-2.20
α	0.585	9.31

$\bar{R}^2 = 0.65$ – SE = 0.25 – DW = 1.99 – BKW = 5
 LM(5) = 1.43 [0.23] – DH = 4.24 [0.12]
 NP = 0.90 [0.49] – Chow(50%) = 1.17 [0.35]
 Chow(90%) = 1.68 [0.14]

Les p -values des statistiques de test sont données entre crochets.

Figure 6: Variation trimestrielle du PIB (observée et ajustée) - Modèle SERVSc.



E Modèles futurs

Table 16: Modèle ISMAf.

Variable	Coefficient	t-stat
Axe 1 Industrie (t-1)	-0.357	-7.46
Axe 1 Biens de consommation (t-3)	-0.170	-3.11
D(Axe 3 Industrie automobile) (t-1)	-0.114	-2.51
α	0.509	12.76
$\bar{R}^2 = 0.43 - SE = 0.34 - DW = 1.78$		

Figure 7: Variation trimestrielle du PIB (observée et ajustée) - Modèle ISMAf.

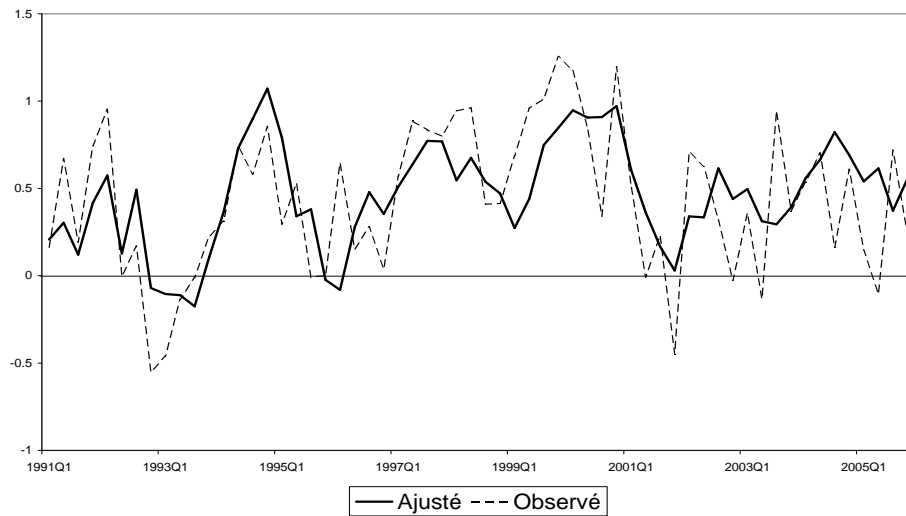


Table 17: Modèle INDf.

Variable	Coefficient	t-stat
Axe 1 Ensemble industrie (t-1)	-0.339	-7.26
Axe 2 Ensemble industrie (t-1)	-0.150	-3.05
Axe 3 Ensemble industrie (t-2)	0.152	2.81
Axe 4 Ensemble industrie (t-3)	-0.198	-2.62
Axe 4 Ensemble industrie (t-4)	0.247	3.30
α	0.503	12.79

$\bar{R}^2 = 0.44$ – SE = 0.33 – DW = 2.12 – BKW = 3
 LM(5) = 4.88 [0.01] – DH = 0.91 [0.64]
 NP = 1.42 [0.20] – Chow(50%) = 1.08 [0.42]
 Chow(90%) = 0.44 [0.87]

Les p -values des statistiques de test sont données entre crochets.

Figure 8: Variation trimestrielle du PIB (observée et ajustée) - Modèle INDf.

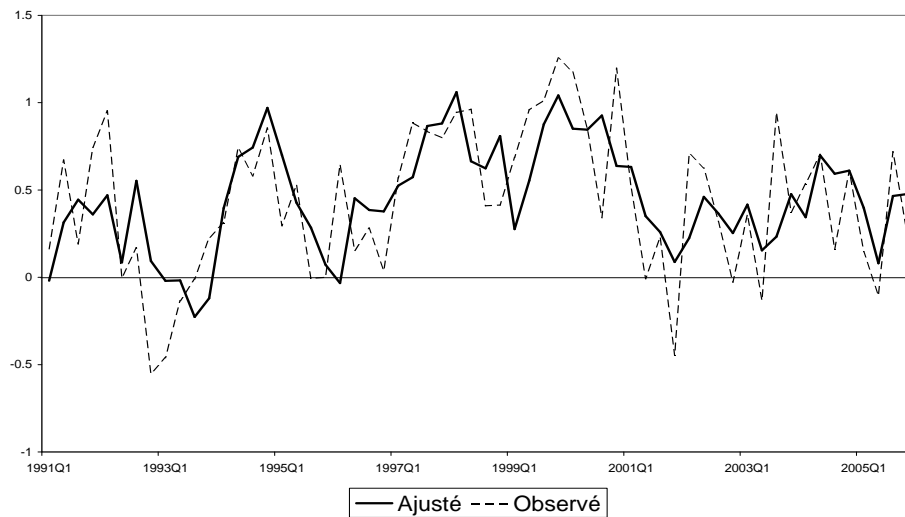


Table 18: Modèle SECTf.

Variable	Coefficient	t-stat
Axe 2 Biens de consommation (t-2)	0.147	3.05
Axe 1 Biens d'équipement (t-1)	-0.290	-6.66
Axe 4 Industrie agro-alimentaire (t-1)	0.142	3.11
Axe 3 Industrie automobile (t-1)	-0.171	-3.63
α	0.505	13.39

$\bar{R}^2 = 0.48$ – SE = 0.32 – DW = 1.84 – BKW = 2
 LM(5) = 1.91 [0.12] – DH = 0.23 [0.89]
 NP = 0.63 [0.75] – Chow(50%) = 0.97 [0.54]
 Chow(90%) = 0.69 [0.68]

Les p -values des statistiques de test sont données entre crochets.

Figure 9: Variation trimestrielle du PIB (observée et ajustée) - Modèle SECTf.

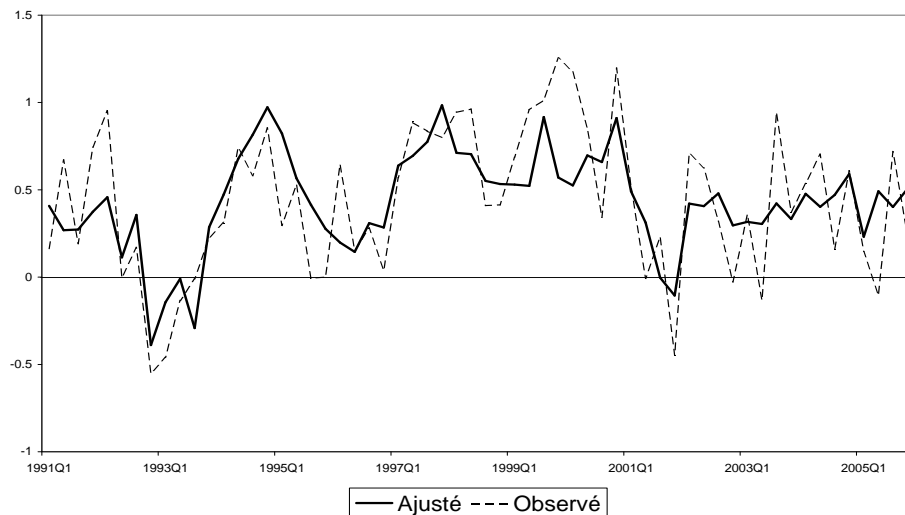


Table 19: Modèle INSECf.

Variable	Coefficient	t-stat
Axe 1 Ensemble industrie (t-1)	-0.606	-2.65
Axe 1 Biens de consommation (t-3)	-0.094	-1.66
Axe 2 Biens de consommation (t-2)	0.188	3.17
Axe 1 Biens d'équipement (t-1)	-0.204	-2.26
Axe 1 Biens intermédiaires (t-1)	0.460	2.22
Axe 4 Industrie agro-alimentaire (t-1)	0.122	2.72
Axe 3 Industrie automobile (t-1)	-0.160	-3.17
α	0.505	13.85

$\bar{R}^2 = 0.52$ – SE = 0.31 – DW = 2.12 – BKW = 15
 LM(5) = 2.40 [0.06] – DH = 4.36 [0.11]
 NP = 0.69 [0.78] – Chow(50%) = 0.81 [0.72]
 Chow(90%) = 0.95 [0.48]

Les p -values des statistiques de test sont données entre crochets.

Figure 10: Variation trimestrielle du PIB (observée et ajustée) - Modèle INSECf.

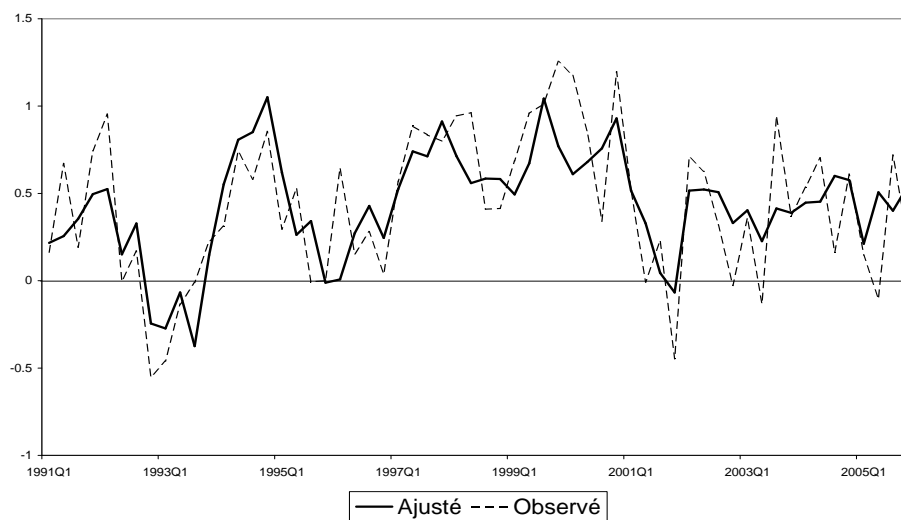


Table 20: Modèle SERVaf.

Variable	Coefficient	t-stat
Axe 1 Ensemble industrie (t-1)	-0.398	-5.60
Axe 1 Ensemble industrie (t-3)	0.374	4.44
Axe 2 Ensemble industrie (t-2)	0.213	3.00
Axe 4 Ensemble industrie (t-4)	0.143	3.21
Axe 2 Services (t-3)	-0.131	-2.61
α	0.440	10.91

$\bar{R}^2 = 0.46$ – SE = 0.31 – DW = 2.34 – BKW = 4
 LM(5) = 0.98 [0.44] – DH = 2.83 [0.24]
 NP = 0.80 [0.63] – Chow(50%) = 1.18 [0.33]
 Chow(90%) = 0.93 [0.49]

Les p -values des statistiques de test sont données entre crochets.

Figure 11: Variation trimestrielle du PIB (observée et ajustée) - Modèle SERVaf.

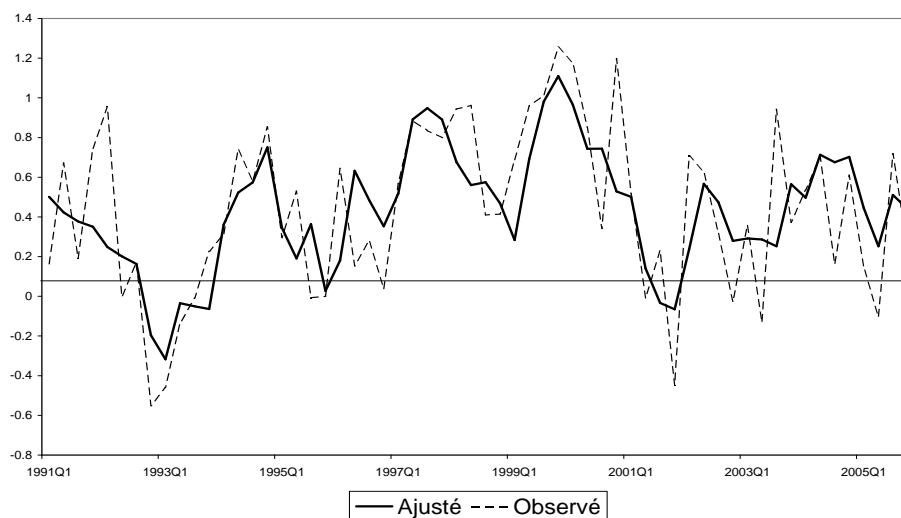


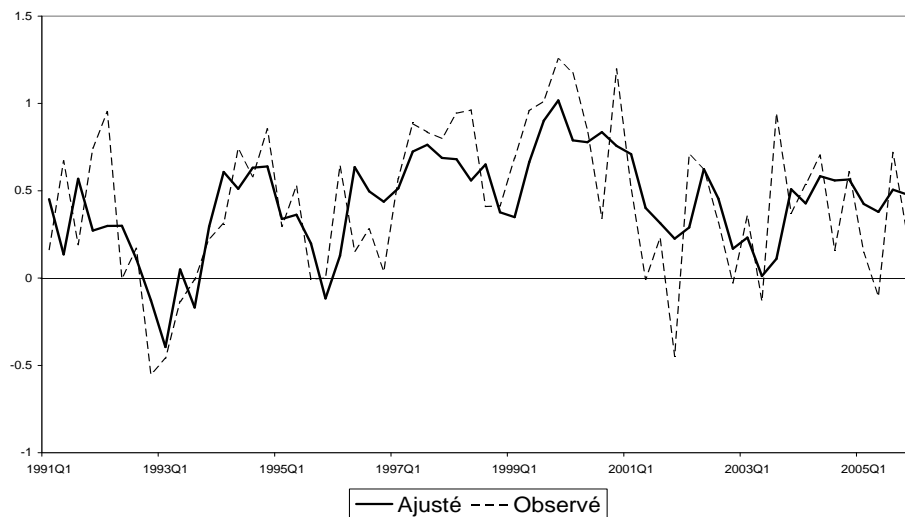
Table 21: Modèle SERVSf.

Variable	Coefficient	t-stat
Axe 1 Ensemble industrie (t-1)	-0.404	-4.18
Axe 1 Ensemble industrie (t-2)	0.398	4.19
Série Services PREVEFF (t-1)	0.203	2.96
α	0.452	10.79

$\bar{R}^2 = 0.41$ – SE = 0.32 – DW = 2.34 – BKW = 4
 LM(5) = 1.29 [0.28] – DH = 0.79 [0.67]
 NP = 0.83 [0.55] – Chow(50%) = 1.14 [0.37]
 Chow(90%) = 0.97 [0.46]

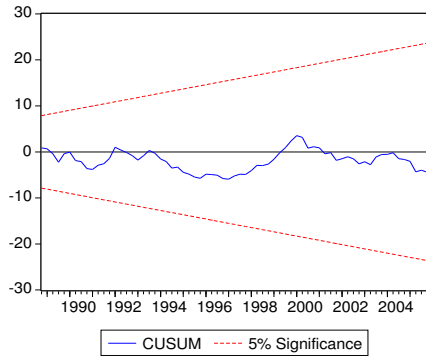
Les p -values des statistiques de test sont données entre crochets.

Figure 12: Variation trimestrielle du PIB (observée et ajustée) - Modèle SERVSf.

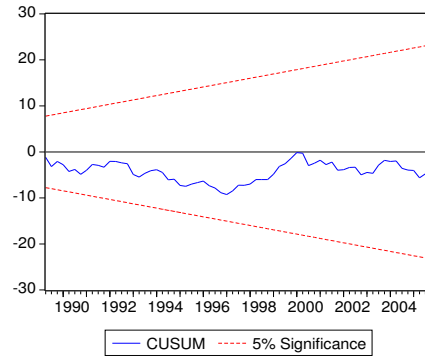


F Tests du CUSUM

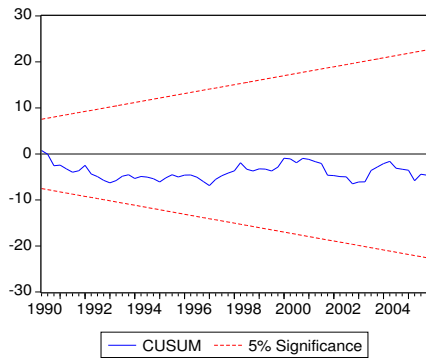
Figure 13: Test du CUSUM des modèles coïncidents.



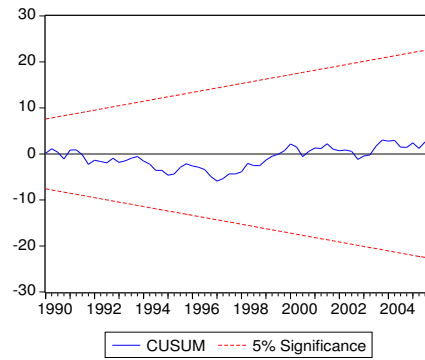
(a) Modèle ISMAc



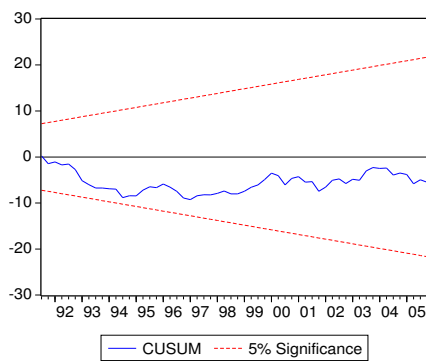
(b) Modèle INDc



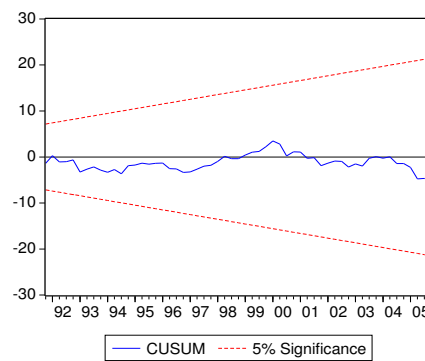
(c) Modèle SECTc



(d) Modèle INSECc

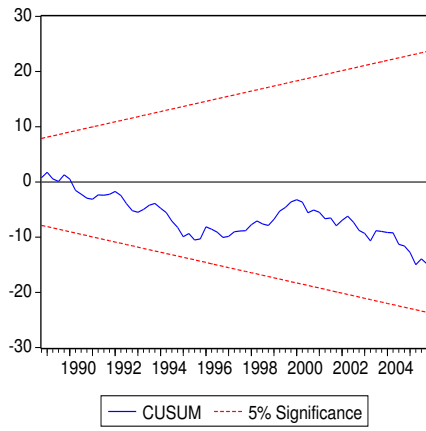


(e) Modèle SERVAc

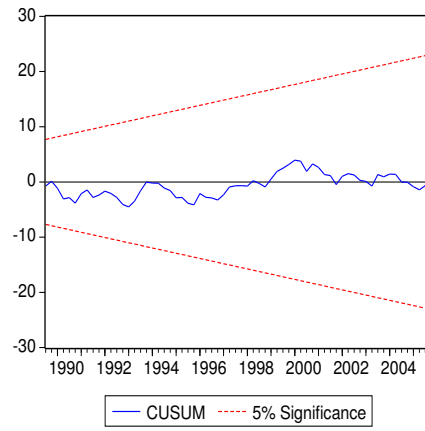


(f) Modèle SERVSc

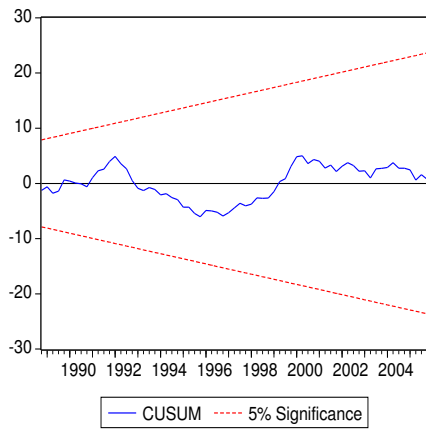
Figure 14: Test du CUSUM des modèles futurs.



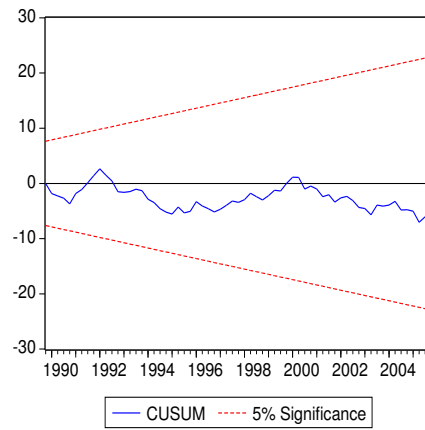
(a) Modèle ISMAf



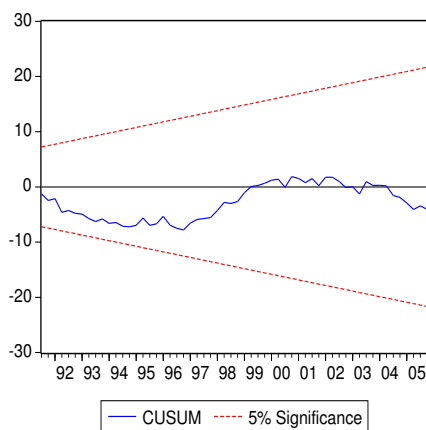
(b) Modèle INDF



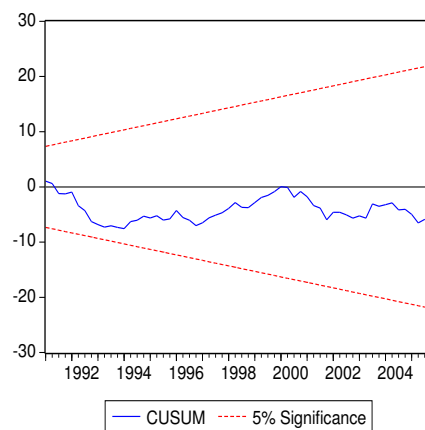
(c) Modèle SECTf



(d) Modèle INSECf



(c) Modèle SERVaf



(d) Modèle SERVsf

G Tests de stabilité récursif

Figure 15: Test de stabilité récursif des coefficients - Modèle ISMAc.

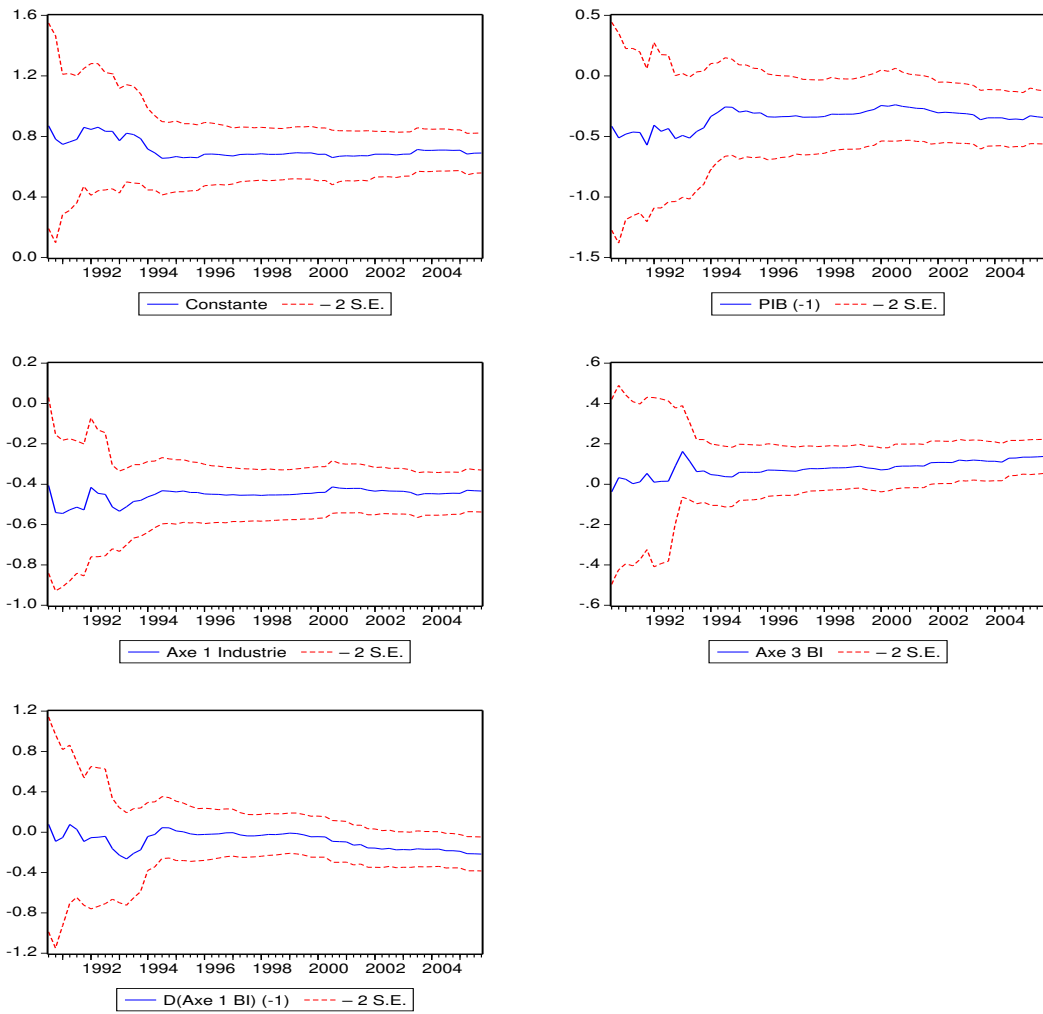


Figure 16: Test de stabilité récursif des coefficients - Modèle INDC.

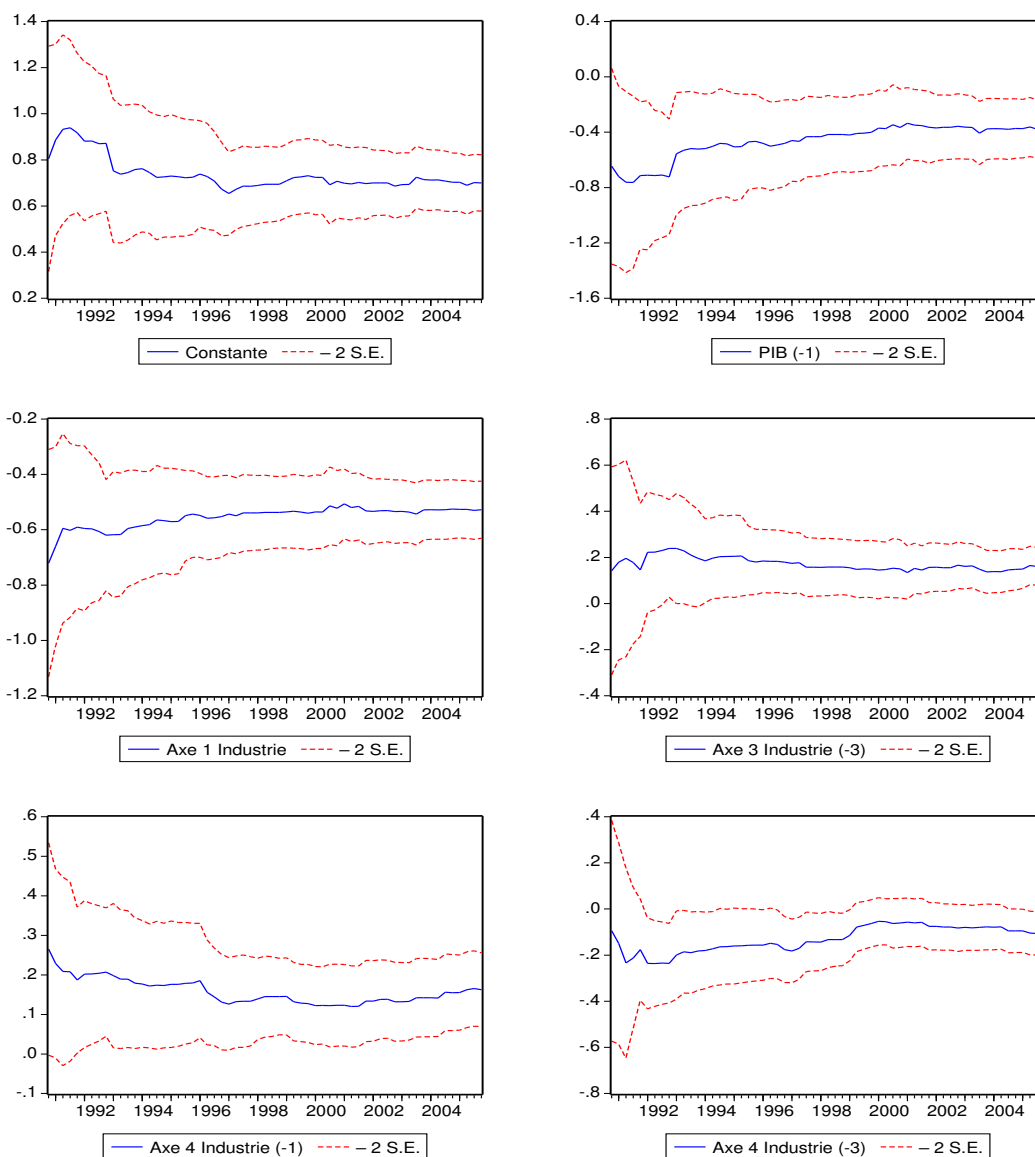


Figure 17: Test de stabilité récursif des coefficients - Modèle SECTc.

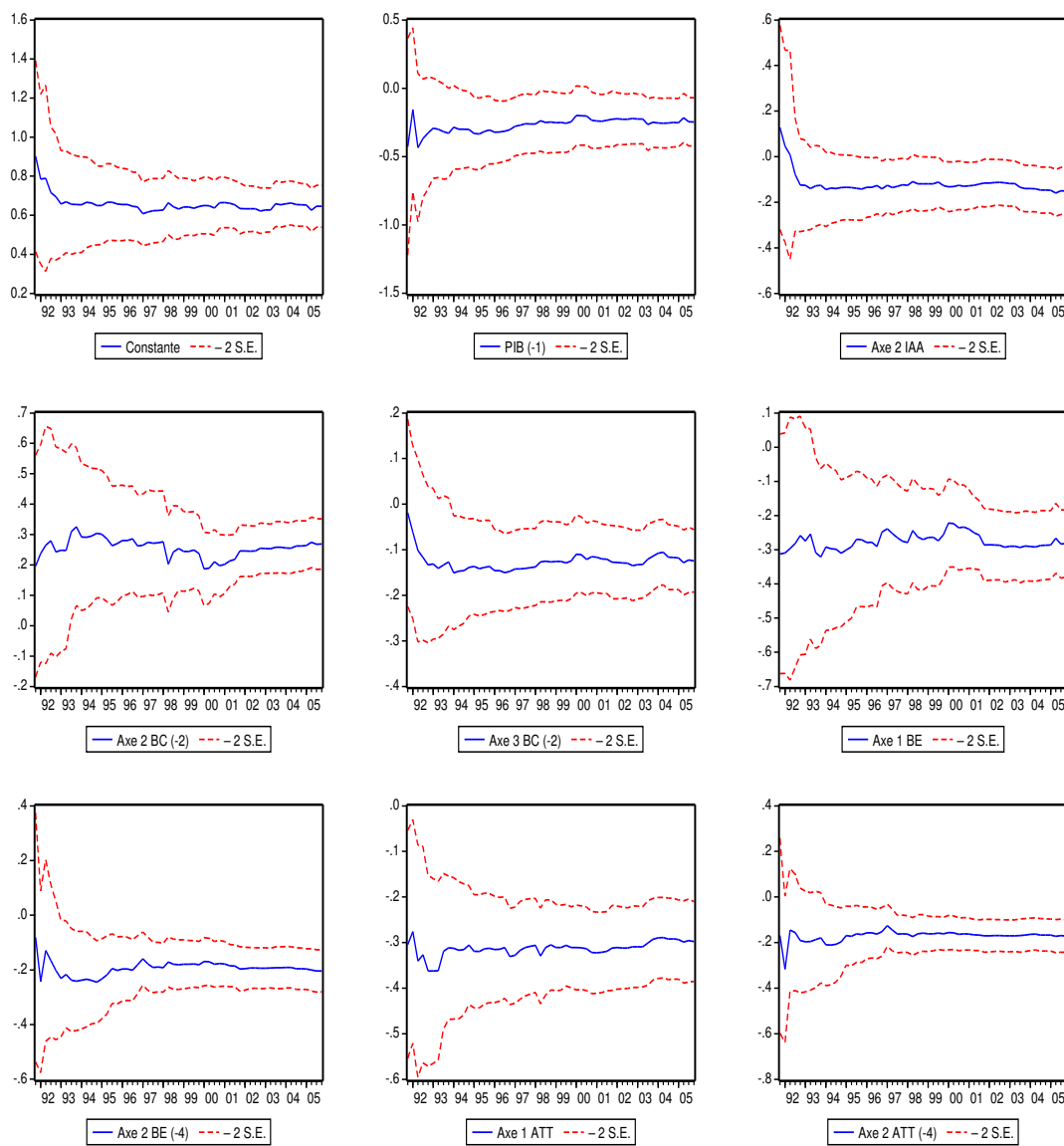


Figure 18: Test de stabilité récursif des coefficients - Modèle INSECc.

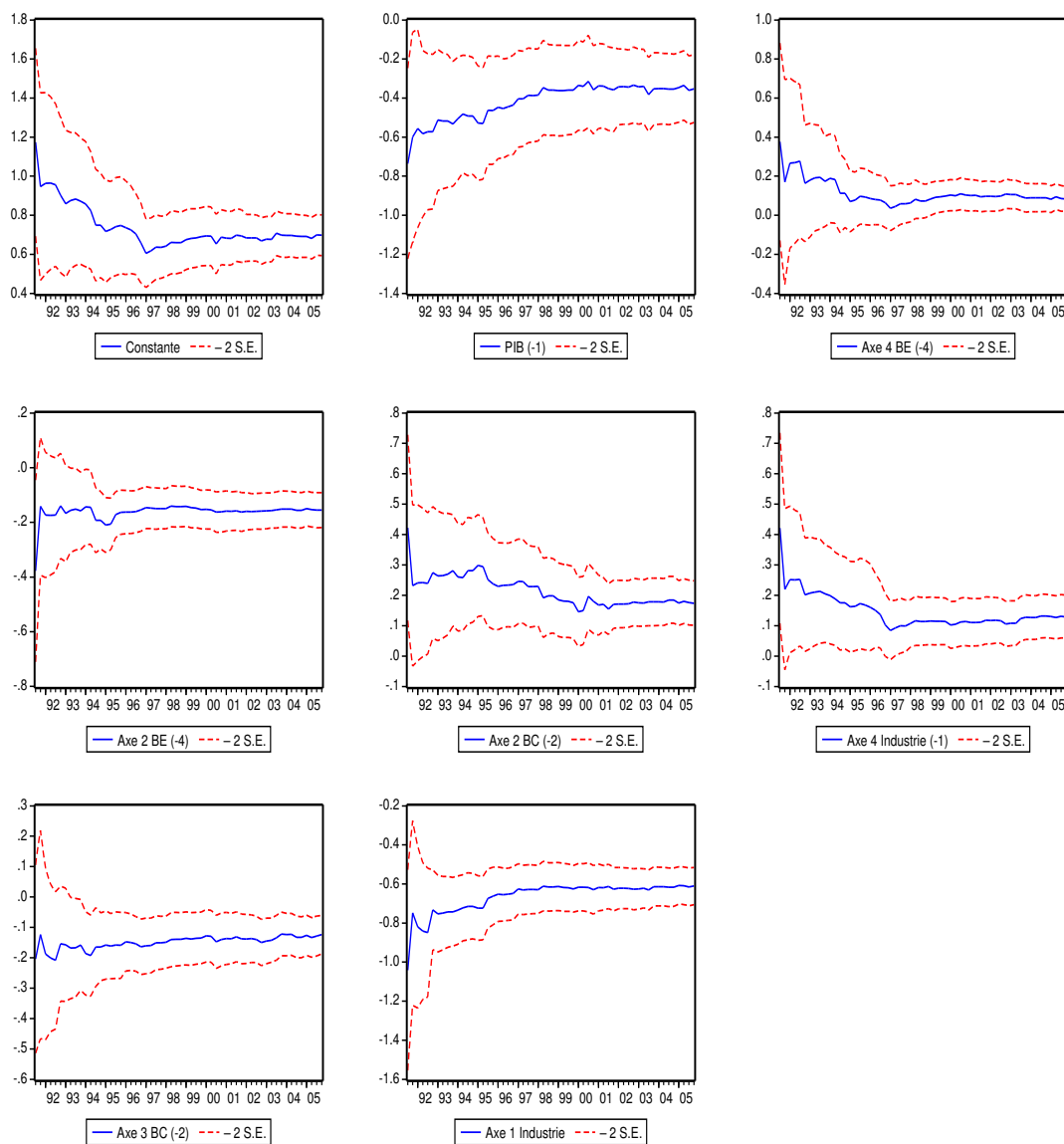


Figure 19: Test de stabilité récursif des coefficients - Modèle SERVAc.

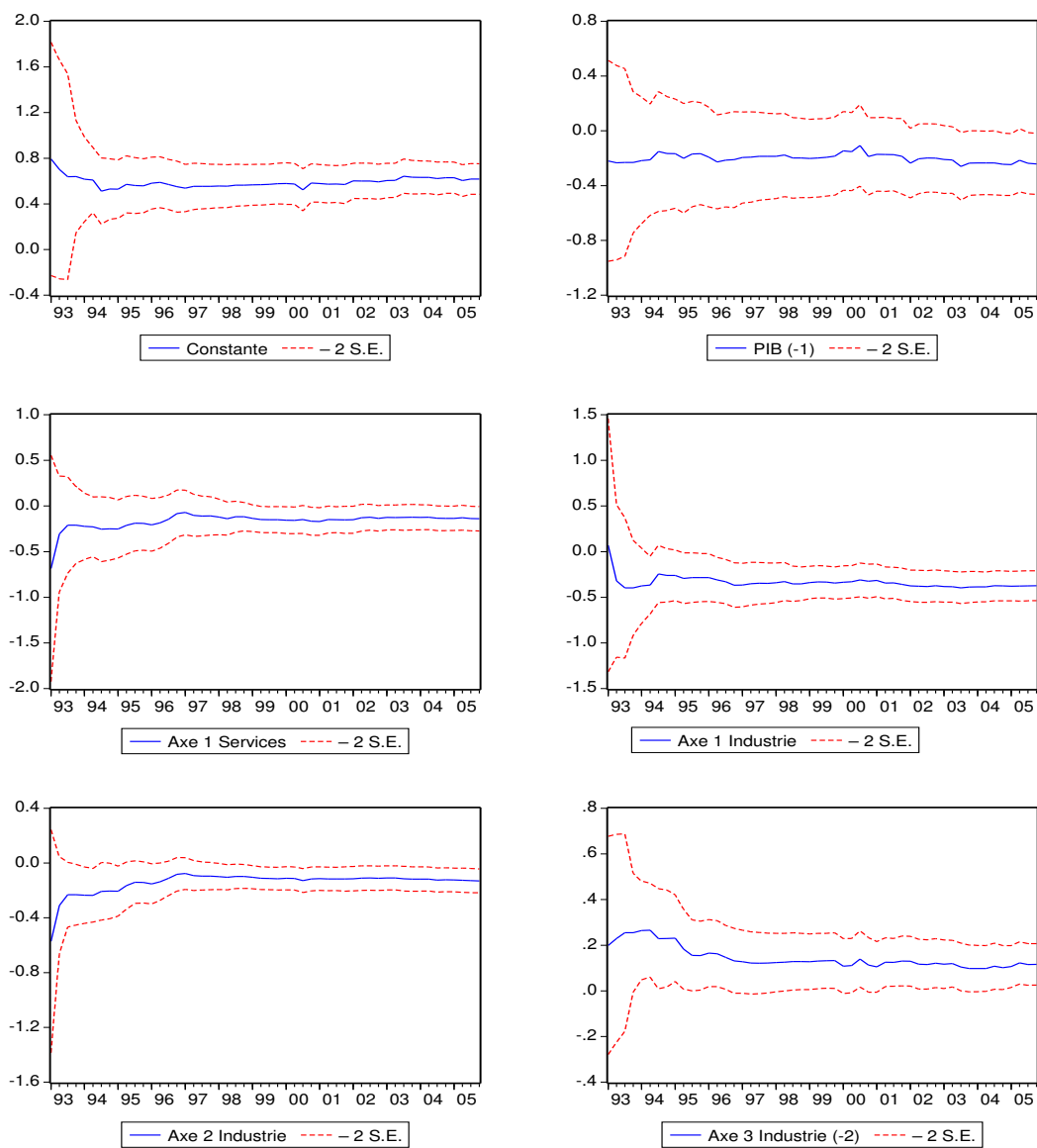


Figure 20: Test de stabilité récursif des coefficients - Modèle SERVSc.

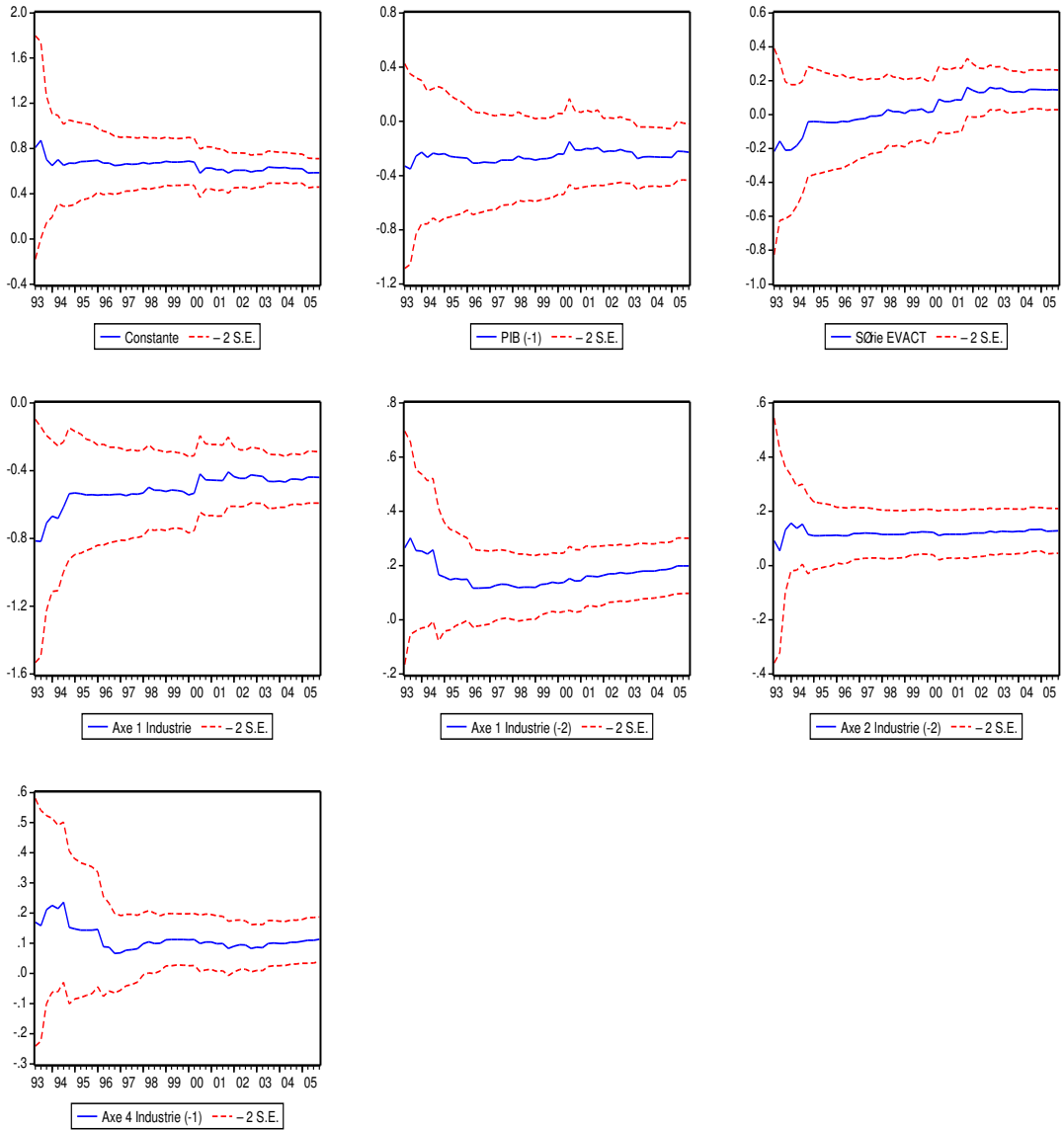


Figure 21: Test de stabilité récursif des coefficients - Modèle ISMAf.

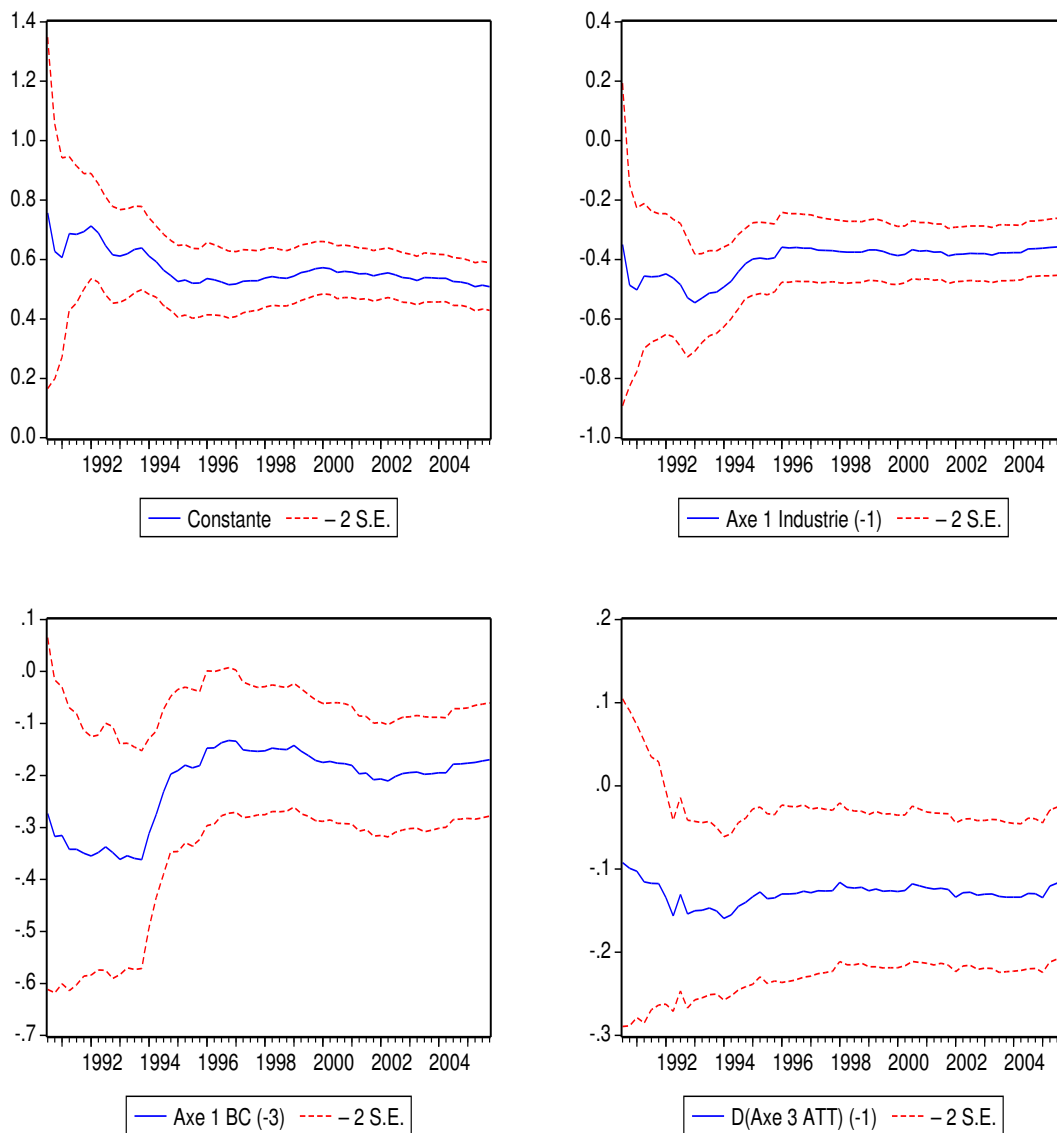


Figure 22: Test de stabilité récursif des coefficients - Modèle INDf.

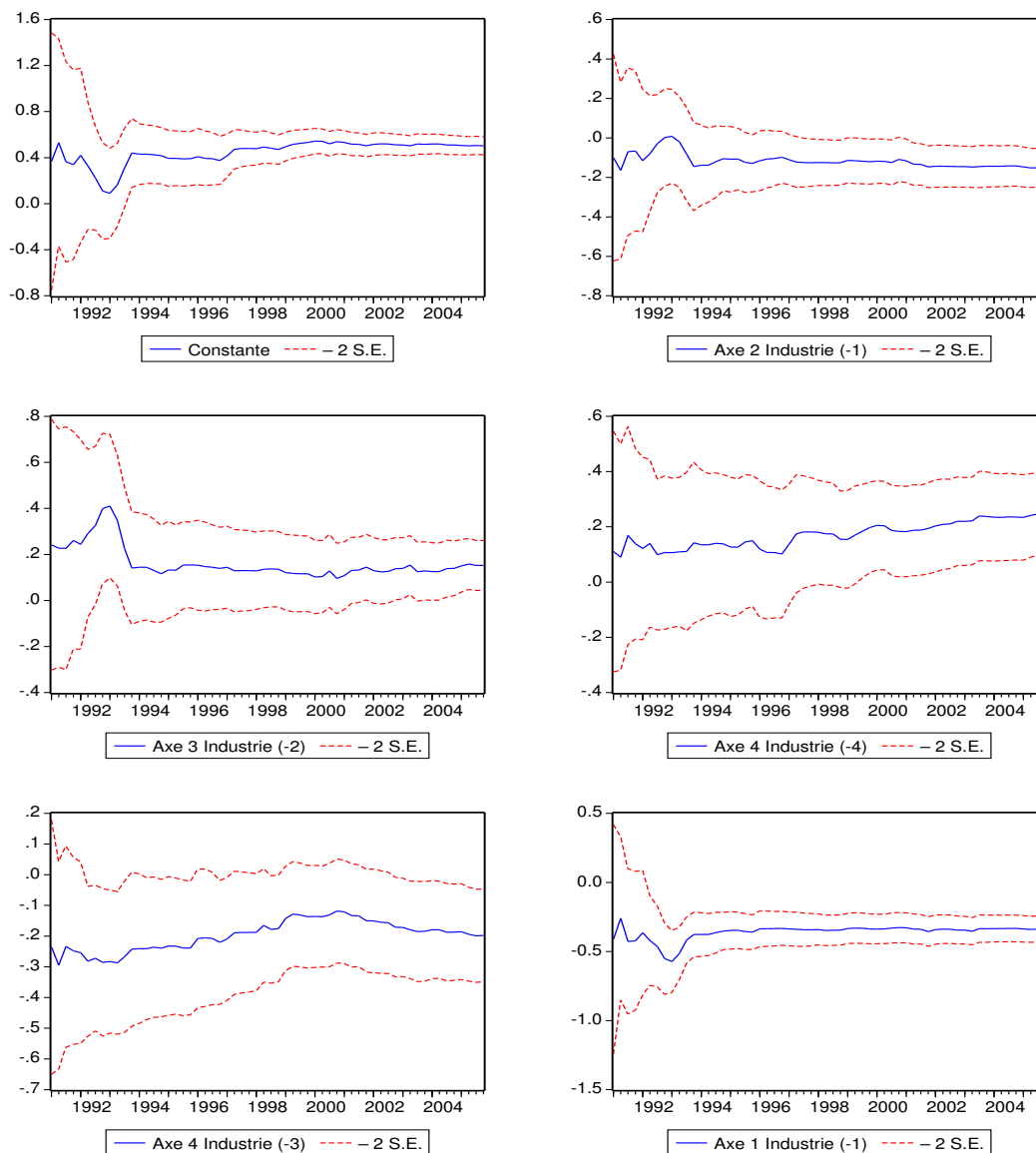


Figure 23: Test de stabilité récursif des coefficients - Modèle SECTf.

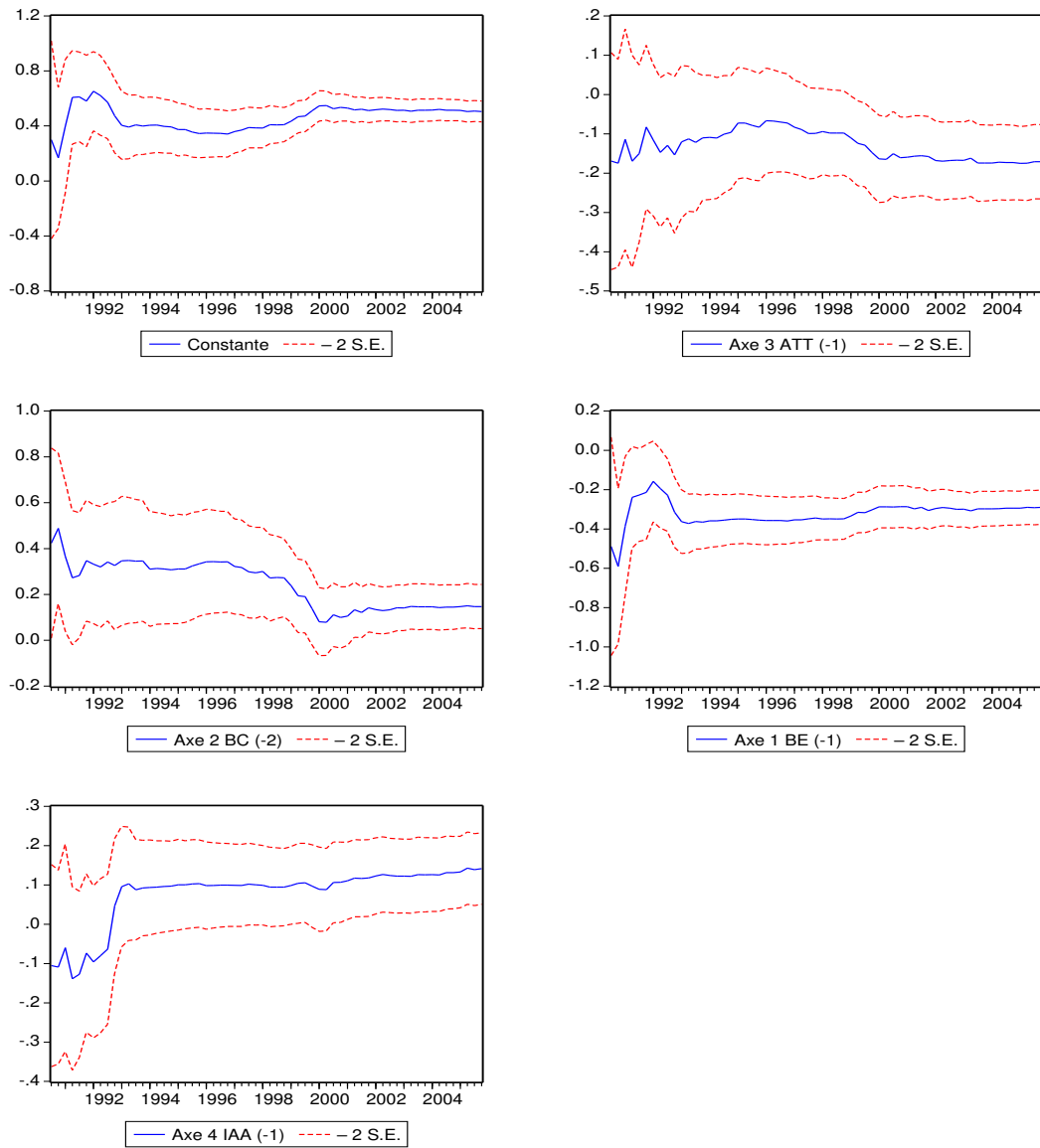


Figure 24: Test de stabilité récursif des coefficients - Modèle INSECf.

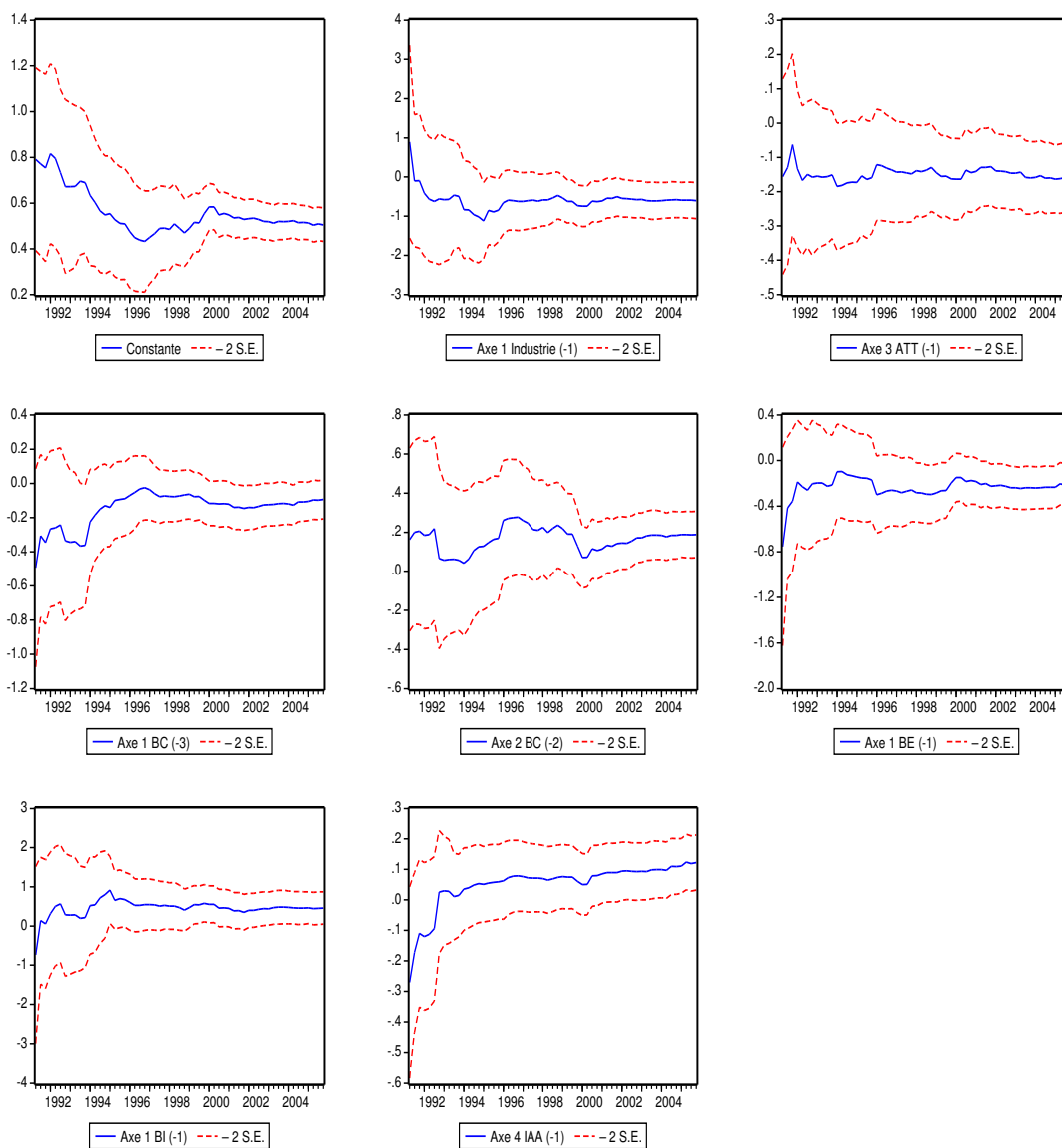


Figure 25: Test de stabilité récursif des coefficients - Modèle SERVAF.

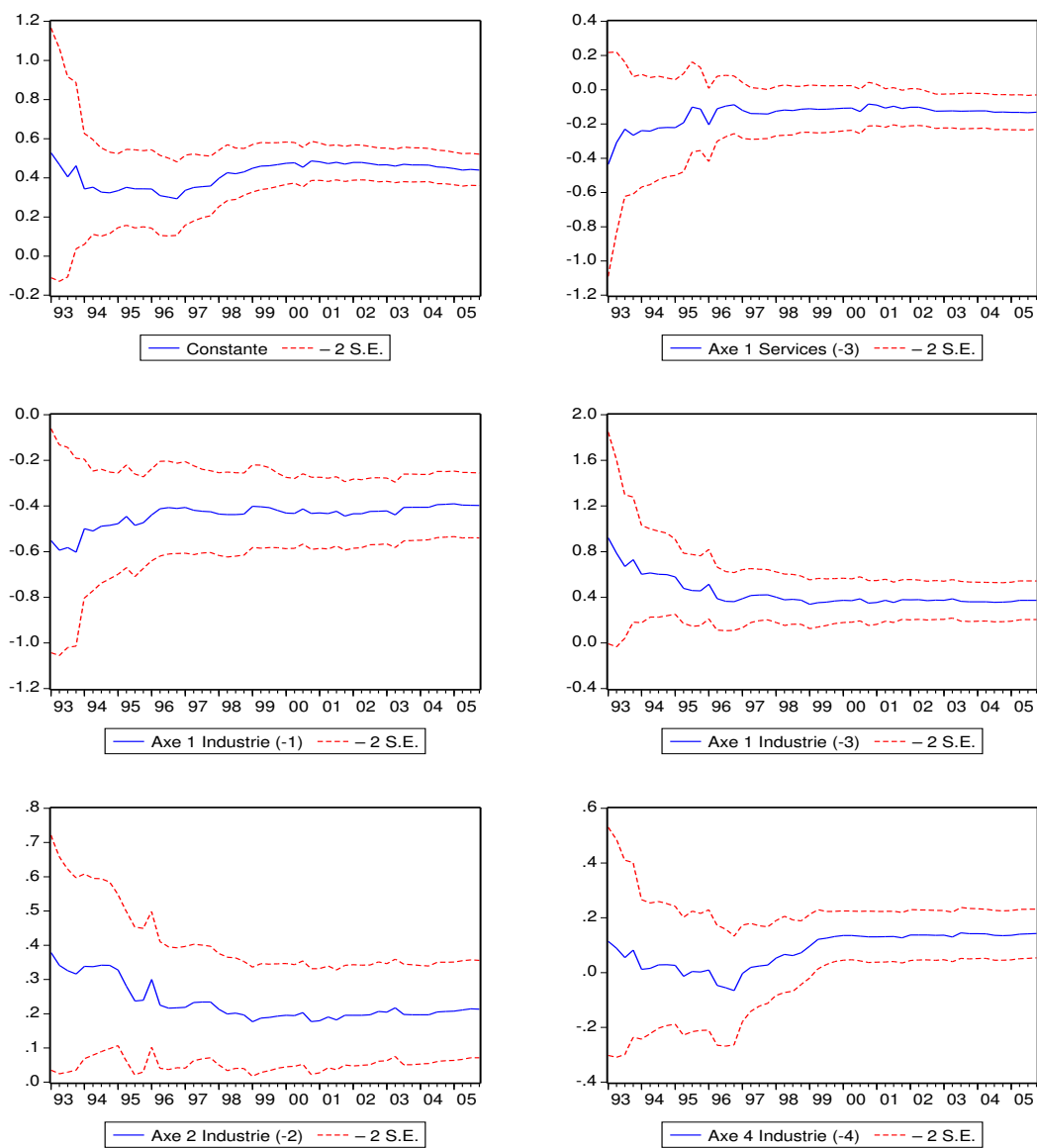
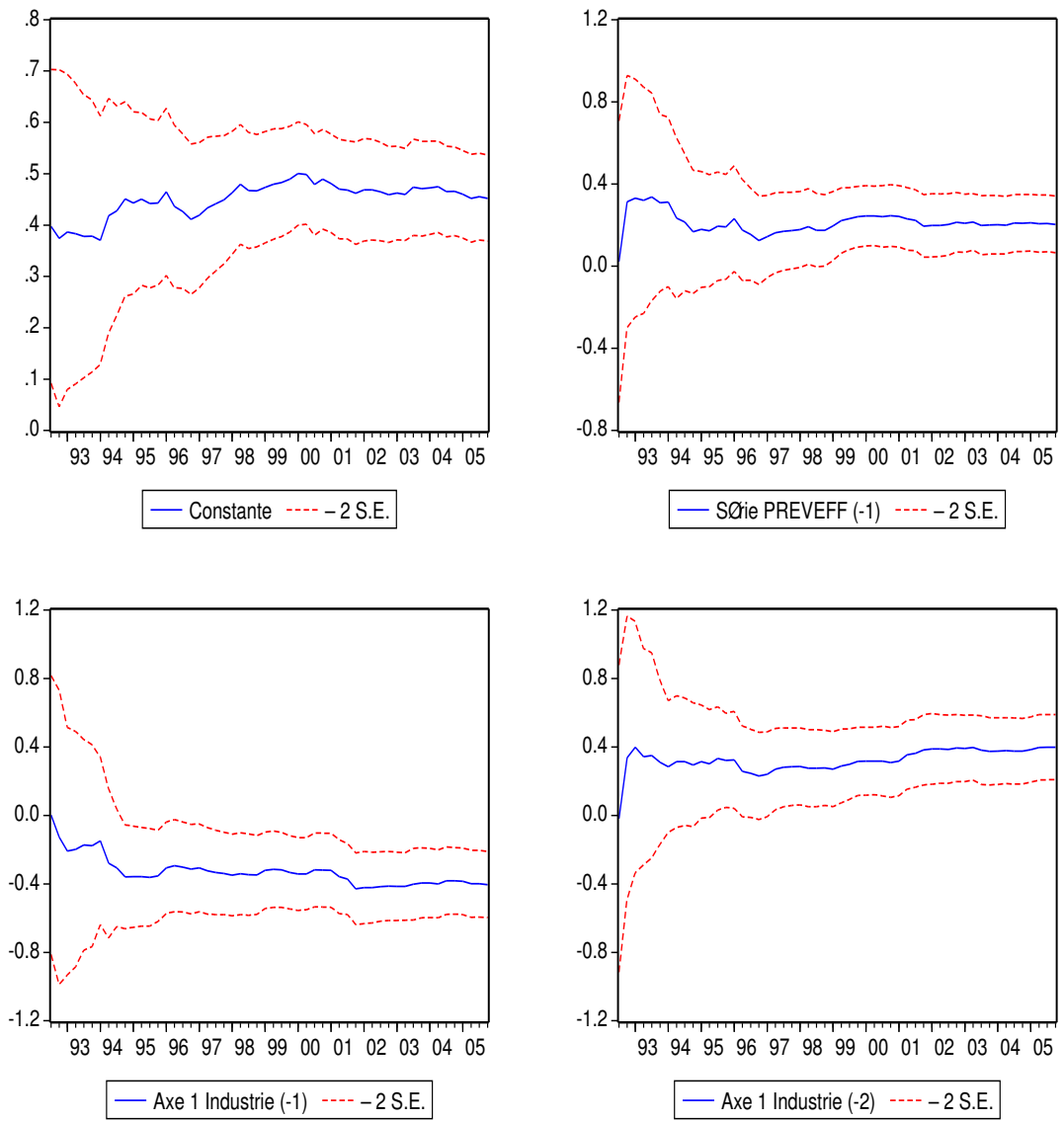


Figure 26: Test de stabilité récursif des coefficients - Modèle SERVSt.



H Mesure de l'erreur de prévision

Figure 27: Mesure de l'erreur de prévision des modèles coïncidents (moyenne des mois précédents) – prévisions semi-dynamiques.

1ère estimation

date	ISMAc	INDc	SECTc	INSECc	SERVAc	SERVSc
2003T1	-0.1	-0.1	-0.1	-0.1	0.0	0.1
2003T2	-0.5	-0.4	-0.3	-0.4	-0.3	-0.4
2003T3	0.2	0.3	0.2	0.2	0.3	0.1
2003T4	0	0.2	0.3	0.2	0.2	0.1
2004T1	0.5	0.5	0.7	0.5	0.5	0.5
2004T2	0.2	0.2	0.4	0.2	0.2	0.3
2004T3	-0.4	-0.5	-0.5	-0.4	-0.5	-0.4
2004T4	0.3	0.2	0.3	0.3	0.4	0.3
2005T1	-0.3	-0.2	-0.1	0	-0.3	-0.4
2005T2	-0.3	-0.2	-0.3	-0.1	-0.2	-0.3
2005T3	0.3	0.5	0.5	0.6	0.5	0.3
2005T4	-0.3	-0.1	-0.1	0.0	-0.3	-0.2
Moyenne (abs)	0.28	0.28	0.32	0.25	0.31	0.28
Ecart-type	0.15	0.15	0.19	0.19	0.15	0.13

2ème estimation

date	ISMAc	INDc	SECTc	INSECc	SERVAc	SERVSc
2003T1	-0.1	-0.1	0.0	-0.1	0.0	0.0
2003T2	-0.4	-0.2	-0.3	-0.2	-0.2	-0.1
2003T3	0.0	0	0.1	-0.1	0	-0.1
2003T4	0.1	0.3	0.2	0.3	0.3	0.2
2004T1	0.3	0.3	0.6	0.3	0.3	0.3
2004T2	0.2	0.2	0.3	0.2	0.2	0.3
2004T3	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.4
2004T4	0.3	0.3	0.3	0.3	0.4	0.3
2005T1	-0.2	-0.1	-0.1	0.1	-0.2	-0.3
2005T2	-0.3	-0.2	-0.3	-0.1	-0.3	-0.4
2005T3	0.4	0.5	0.5	0.6	0.5	0.3
2005T4	-0.4	-0.2	-0.2	-0.1	-0.4	-0.3
Moyenne (abs)	0.27	0.24	0.28	0.24	0.28	0.25
Ecart-type	0.15	0.15	0.18	0.17	0.17	0.12

3ème estimation

date	ISMAc	INDc	SECTc	INSECc	SERVAc	SERVSc
2003T1	0	0.1	0.0	0.0	0.1	0.1
2003T2	-0.4	-0.3	-0.2	-0.2	-0.3	-0.3
2003T3	-0.1	0	0.1	-0.1	0	-0.1
2003T4	0.1	0.2	0.2	0.2	0.2	0.1
2004T1	0.3	0.2	0.5	0.2	0.2	0.2
2004T2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2
2004T3	-0.4	-0.5	-0.4	-0.4	-0.5	-0.4
2004T4	0.3	0.3	0.3	0.3	0.4	0.3
2005T1	-0.1	0.0	0	0.3	-0.1	-0.2
2005T2	-0.4	-0.2	-0.3	-0.1	-0.3	-0.4
2005T3	0.3	0.4	0.4	0.4	0.3	0.1
2005T4	-0.3	-0.1	-0.2	0.0	-0.3	-0.2
Moyenne (abs)	0.24	0.21	0.23	0.20	0.24	0.22
Ecart-type	0.14	0.15	0.16	0.13	0.14	0.11

Figure 28: Mesure de l'erreur de prévision des modèles coïncidents (moyenne des mois précédents) – prévisions statiques.

1ère estimation

date	ISMAc	INDc	SECTc	INSECc	SERVAc	SERVSc
2003T1	-0.1	-0.1	-0.1	-0.1	0.0	0.1
2003T2	-0.5	-0.4	-0.3	-0.3	-0.3	-0.4
2003T3	0.2	0.2	0.2	0.1	0.3	0.1
2003T4	0.1	0.4	0.4	0.3	0.3	0.2
2004T1	0.5	0.5	0.6	0.5	0.4	0.5
2004T2	0.2	0.2	0.4	0.2	0.2	0.2
2004T3	-0.4	-0.5	-0.5	-0.4	-0.5	-0.4
2004T4	0.2	0.0	0.1	0.1	0.3	0.2
2005T1	-0.2	-0.2	-0.1	0.0	-0.3	-0.4
2005T2	-0.3	-0.2	-0.4	-0.1	-0.3	-0.4
2005T3	0.1	0.3	0.4	0.4	0.4	0.2
2005T4	-0.2	0.1	0.0	0.1	-0.2	-0.1
Moyenne (abs)	0.25	0.26	0.29	0.22	0.29	0.27
Ecart-type	0.14	0.16	0.19	0.16	0.12	0.14

2ème estimation

date	ISMAc	INDc	SECTc	INSECc	SERVAc	SERVSc
2003T1	-0.1	-0.1	0.0	-0.1	0	0.0
2003T2	-0.3	-0.2	-0.2	-0.1	-0.1	-0.1
2003T3	-0.1	0	0.1	-0.1	0	-0.1
2003T4	0.3	0.5	0.3	0.5	0.4	0.3
2004T1	0.3	0.3	0.6	0.3	0.3	0.3
2004T2	0.2	0.1	0.3	0.1	0.2	0.2
2004T3	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.6	-0.4
2004T4	0.2	0.1	0.2	0.2	0.3	0.2
2005T1	-0.2	-0.1	-0.1	0.1	-0.2	-0.3
2005T2	-0.4	-0.2	-0.4	-0.1	-0.3	-0.4
2005T3	0.2	0.4	0.4	0.5	0.4	0.2
2005T4	-0.3	0	-0.1	0	-0.3	-0.2
Moyenne (abs)	0.26	0.21	0.27	0.22	0.26	0.23
Ecart-type	0.12	0.18	0.18	0.19	0.17	0.12

3ème estimation

date	ISMAc	INDc	SECTc	INSECc	SERVAc	SERVSc
2003T1	0	0.1	0.0	0	0.1	0.1
2003T2	-0.4	-0.2	-0.2	-0.2	-0.2	-0.3
2003T3	-0.1	-0.1	0.1	-0.2	0	-0.1
2003T4	0.2	0.4	0.3	0.4	0.3	0.2
2004T1	0.2	0.2	0.5	0.1	0.2	0.2
2004T2	0.2	0.1	0.2	0.1	0.1	0.2
2004T3	-0.4	-0.5	-0.4	-0.4	-0.5	-0.4
2004T4	0.1	0.1	0.1	0.2	0.3	0.2
2005T1	-0.1	0.0	0.0	0.3	0	-0.1
2005T2	-0.4	-0.2	-0.3	-0.1	-0.3	-0.4
2005T3	0.1	0.2	0.3	0.3	0.2	0
2005T4	-0.2	0.1	-0.1	0.1	-0.2	-0.2
Moyenne (abs)	0.20	0.18	0.21	0.20	0.20	0.20
Ecart-type	0.13	0.14	0.16	0.13	0.14	0.12

Figure 29: Mesure de l'erreur de prévision des modèles coïncidents (prolongation avec AR) – prévisions semi-dynamiques.

1ère estimation

date	ISMAc	INDc	SECTc	INSECc	SERVAc	SERVSc
2003T1	-0.2	-0.1	0	-0.1	0.0	0
2003T2	-0.5	-0.4	-0.3	-0.4	-0.3	-0.4
2003T3	0.1	0.1	0.1	0	0.1	0
2003T4	-0.1	0.1	0.1	0.1	0.2	0.1
2004T1	0.4	0.4	0.6	0.4	0.4	0.4
2004T2	0.2	0.2	0.3	0.2	0.2	0.3
2004T3	-0.5	-0.4	-0.5	-0.4	-0.5	-0.3
2004T4	0.4	0.4	0.3	0.4	0.5	0.4
2005T1	-0.2	-0.2	-0.1	0.1	-0.2	-0.3
2005T2	-0.3	-0.1	-0.4	0.0	-0.2	-0.3
2005T3	0.5	0.7	0.7	0.8	0.6	0.4
2005T4	-0.2	0	0	0.1	-0.2	-0.1
Moyenne (abs)	0.30	0.26	0.28	0.25	0.28	0.25
Ecart-type	0.15	0.20	0.23	0.24	0.18	0.16

2ème estimation

date	ISMAc	INDc	SECTc	INSECc	SERVAc	SERVSc
2003T1	-0.1	0	0.1	-0.1	0.0	0.0
2003T2	-0.4	-0.2	-0.2	-0.1	-0.2	-0.1
2003T3	-0.1	0.0	0.1	-0.2	0	-0.1
2003T4	0.1	0.3	0.2	0.3	0.3	0.2
2004T1	0.4	0.3	0.6	0.3	0.4	0.3
2004T2	0.2	0.2	0.3	0.2	0.2	0.3
2004T3	-0.5	-0.5	-0.5	-0.4	-0.5	-0.4
2004T4	0.4	0.3	0.3	0.4	0.5	0.4
2005T1	-0.2	-0.1	-0.1	0.2	-0.1	-0.3
2005T2	-0.4	-0.2	-0.4	-0.2	-0.3	-0.4
2005T3	0.4	0.6	0.5	0.7	0.5	0.3
2005T4	-0.3	-0.1	-0.2	-0.1	-0.3	-0.3
Moyenne (abs)	0.29	0.23	0.29	0.27	0.28	0.26
Ecart-type	0.14	0.18	0.17	0.17	0.18	0.13

3ème estimation

date	ISMAc	INDc	SECTc	INSECc	SERVAc	SERVSc
2003T1	0	0.1	0.0	0.0	0.1	0.1
2003T2	-0.4	-0.3	-0.2	-0.2	-0.3	-0.3
2003T3	-0.1	0	0.1	-0.1	0	-0.1
2003T4	0.1	0.2	0.2	0.2	0.2	0.1
2004T1	0.3	0.2	0.5	0.2	0.2	0.2
2004T2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2
2004T3	-0.4	-0.5	-0.4	-0.4	-0.5	-0.4
2004T4	0.3	0.3	0.3	0.3	0.4	0.3
2005T1	-0.1	0.0	0	0.3	-0.1	-0.2
2005T2	-0.4	-0.2	-0.3	-0.1	-0.3	-0.4
2005T3	0.3	0.4	0.4	0.4	0.3	0.1
2005T4	-0.3	-0.1	-0.2	0.0	-0.3	-0.2
Moyenne (abs)	0.24	0.21	0.23	0.20	0.24	0.22
Ecart-type	0.14	0.15	0.16	0.13	0.14	0.11

Figure 30: Mesure de l'erreur de prévision des modèles coïncidents (prolongation avec AR) – prévisions statiques.

1ère estimation

date	ISMAc	INDc	SECTc	INSECc	SERVAc	SERVSc
2003T1	-0.2	-0.1	0	-0.1	0	0
2003T2	-0.5	-0.4	-0.2	-0.4	-0.3	-0.4
2003T3	0.0	0.0	0.1	-0.1	0.1	0
2003T4	0.1	0.3	0.2	0.3	0.3	0.2
2004T1	0.4	0.4	0.6	0.4	0.4	0.4
2004T2	0.2	0.1	0.3	0.1	0.2	0.2
2004T3	-0.4	-0.4	-0.5	-0.4	-0.5	-0.3
2004T4	0.3	0.2	0.2	0.3	0.4	0.3
2005T1	-0.2	-0.2	-0.1	0.1	-0.2	-0.3
2005T2	-0.3	-0.2	-0.4	-0.1	-0.3	-0.4
2005T3	0.3	0.5	0.5	0.6	0.5	0.3
2005T4	-0.1	0.1	0.1	0.2	-0.1	0.0
Moyenne (abs)	0.25	0.24	0.27	0.26	0.28	0.23
Ecart-type	0.14	0.16	0.19	0.17	0.16	0.16

2ème estimation

date	ISMAc	INDc	SECTc	INSECc	SERVAc	SERVSc
2003T1	-0.1	0	0.1	-0.1	0.0	0.0
2003T2	-0.4	-0.2	-0.1	-0.1	-0.1	-0.1
2003T3	-0.1	-0.1	0.1	-0.2	0	-0.1
2003T4	0.3	0.5	0.3	0.5	0.4	0.3
2004T1	0.3	0.3	0.5	0.3	0.3	0.3
2004T2	0.2	0.2	0.3	0.2	0.2	0.2
2004T3	-0.4	-0.5	-0.5	-0.4	-0.5	-0.4
2004T4	0.2	0.1	0.2	0.2	0.4	0.3
2005T1	-0.1	-0.1	-0.1	0.2	-0.1	-0.2
2005T2	-0.5	-0.3	-0.4	-0.2	-0.4	-0.5
2005T3	0.2	0.4	0.4	0.5	0.4	0.2
2005T4	-0.2	0	-0.1	0.1	-0.2	-0.2
Moyenne (abs)	0.25	0.23	0.26	0.25	0.25	0.23
Ecart-type	0.13	0.18	0.16	0.14	0.17	0.14

3ème estimation

date	ISMAc	INDc	SECTc	INSECc	SERVAc	SERVSc
2003T1	0	0.1	0.0	0	0.1	0.1
2003T2	-0.4	-0.2	-0.2	-0.2	-0.2	-0.3
2003T3	-0.1	-0.1	0.1	-0.2	0	-0.1
2003T4	0.2	0.4	0.3	0.4	0.3	0.2
2004T1	0.2	0.2	0.5	0.1	0.2	0.2
2004T2	0.2	0.1	0.2	0.1	0.1	0.2
2004T3	-0.4	-0.5	-0.4	-0.4	-0.5	-0.4
2004T4	0.1	0.1	0.1	0.2	0.3	0.2
2005T1	-0.1	0.0	0.0	0.3	0	-0.1
2005T2	-0.4	-0.2	-0.3	-0.1	-0.3	-0.4
2005T3	0.1	0.2	0.3	0.3	0.2	0
2005T4	-0.2	0.1	-0.1	0.1	-0.2	-0.2
Moyenne (abs)	0.20	0.18	0.21	0.20	0.20	0.20
Ecart-type	0.13	0.14	0.16	0.13	0.14	0.12

Figure 31: Mesure de l'erreur de prévision des modèles coïncidents (moyenne des mois en cours) – prévisions semi-dynamiques.

1ère estimation

date	ISMAc	INDc	SECTc	INSECc	SERVAc	SERVSc
2003T1	-0.2	-0.1	0	-0.1	0.0	0
2003T2	-0.6	-0.5	-0.1	-0.4	-0.4	-0.3
2003T3	0.0	0.0	0.1	-0.1	0	0
2003T4	-0.1	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1
2004T1	0.4	0.5	0.6	0.4	0.4	0.4
2004T2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.3	0.4
2004T3	-0.4	-0.4	-0.6	-0.4	-0.4	-0.2
2004T4	0.6	0.5	0.3	0.6	0.6	0.5
2005T1	-0.1	-0.1	-0.1	0.1	-0.1	-0.3
2005T2	-0.4	-0.2	-0.4	-0.1	-0.3	-0.4
2005T3	0.7	0.8	0.8	1	0.7	0.6
2005T4	0.1	0.2	0.1	0.3	0.1	0.2
Moyenne (abs)	0.32	0.30	0.28	0.32	0.28	0.28
Ecart-type	0.23	0.24	0.26	0.27	0.23	0.19

2ème estimation

date	ISMAc	INDc	SECTc	INSECc	SERVAc	SERVSc
2003T1	-0.1	0	0.1	-0.1	0.0	0.0
2003T2	-0.4	-0.2	-0.1	-0.1	-0.2	-0.1
2003T3	-0.1	0.0	0.1	-0.2	0	-0.1
2003T4	0.1	0.3	0.2	0.3	0.3	0.3
2004T1	0.4	0.4	0.6	0.3	0.4	0.3
2004T2	0.3	0.3	0.2	0.3	0.3	0.4
2004T3	-0.4	-0.5	-0.5	-0.4	-0.4	-0.3
2004T4	0.4	0.4	0.3	0.4	0.5	0.4
2005T1	-0.1	0	-0.1	0.2	-0.1	-0.2
2005T2	-0.4	-0.3	-0.4	-0.2	-0.3	-0.4
2005T3	0.5	0.6	0.6	0.7	0.5	0.3
2005T4	-0.2	-0.1	-0.1	0.0	-0.2	-0.2
Moyenne (abs)	0.28	0.26	0.28	0.27	0.27	0.25
Ecart-type	0.15	0.20	0.20	0.18	0.17	0.13

3ème estimation

date	ISMAc	INDc	SECTc	INSECc	SERVAc	SERVSc
2003T1	0	0.1	0.0	0.0	0.1	0.1
2003T2	-0.4	-0.3	-0.2	-0.2	-0.3	-0.3
2003T3	-0.1	0	0.1	-0.1	0	-0.1
2003T4	0.1	0.2	0.2	0.2	0.2	0.1
2004T1	0.3	0.2	0.5	0.2	0.2	0.2
2004T2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2
2004T3	-0.4	-0.5	-0.4	-0.4	-0.5	-0.4
2004T4	0.3	0.3	0.3	0.3	0.4	0.3
2005T1	-0.1	0.0	0	0.3	-0.1	-0.2
2005T2	-0.4	-0.2	-0.3	-0.1	-0.3	-0.4
2005T3	0.3	0.4	0.4	0.4	0.3	0.1
2005T4	-0.3	-0.1	-0.2	0.0	-0.3	-0.2
Moyenne (abs)	0.24	0.21	0.23	0.20	0.24	0.22
Ecart-type	0.14	0.15	0.16	0.13	0.14	0.11

Figure 32: Mesure de l'erreur de prévision des modèles coïncidents (moyenne des mois en cours) – prévisions statiques.

1ère estimation

date	ISMAc	INDc	SECTc	INSECc	SERVAc	SERVSc
2003T1	-0.2	-0.1	0	-0.1	0.0	0
2003T2	-0.6	-0.5	-0.1	-0.4	-0.4	-0.3
2003T3	-0.1	-0.1	0.1	-0.2	-0.1	-0.1
2003T4	0.1	0.3	0.2	0.2	0.2	0.2
2004T1	0.4	0.4	0.6	0.4	0.4	0.4
2004T2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.4
2004T3	-0.4	-0.4	-0.6	-0.4	-0.4	-0.2
2004T4	0.4	0.3	0.2	0.4	0.5	0.4
2005T1	-0.1	-0.1	-0.1	0.2	-0.1	-0.2
2005T2	-0.4	-0.3	-0.5	-0.2	-0.4	-0.4
2005T3	0.5	0.7	0.7	0.8	0.6	0.5
2005T4	0.2	0.4	0.1	0.4	0.2	0.3
Moyenne (abs)	0.30	0.32	0.28	0.33	0.29	0.28
Ecart-type	0.17	0.18	0.24	0.19	0.18	0.15

2ème estimation

date	ISMAc	INDc	SECTc	INSECc	SERVAc	SERVSc
2003T1	-0.1	0	0.1	-0.1	0.0	0.0
2003T2	-0.4	-0.2	-0.1	-0.1	-0.1	-0.1
2003T3	-0.1	-0.1	0.1	-0.2	0	-0.1
2003T4	0.3	0.5	0.3	0.5	0.5	0.4
2004T1	0.4	0.3	0.5	0.3	0.3	0.3
2004T2	0.3	0.2	0.2	0.2	0.2	0.3
2004T3	-0.4	-0.5	-0.5	-0.4	-0.5	-0.4
2004T4	0.2	0.2	0.2	0.3	0.4	0.3
2005T1	-0.1	0.0	-0.1	0.2	-0.1	-0.2
2005T2	-0.5	-0.3	-0.4	-0.2	-0.4	-0.5
2005T3	0.3	0.4	0.5	0.6	0.4	0.2
2005T4	-0.1	0.1	-0.1	0.1	-0.2	-0.1
Moyenne (abs)	0.27	0.23	0.26	0.27	0.26	0.24
Ecart-type	0.14	0.17	0.17	0.16	0.18	0.15

3ème estimation

date	ISMAc	INDc	SECTc	INSECc	SERVAc	SERVSc
2003T1	0	0.1	0.0	0	0.1	0.1
2003T2	-0.4	-0.2	-0.2	-0.2	-0.2	-0.3
2003T3	-0.1	-0.1	0.1	-0.2	0	-0.1
2003T4	0.2	0.4	0.3	0.4	0.3	0.2
2004T1	0.2	0.2	0.5	0.1	0.2	0.2
2004T2	0.2	0.1	0.2	0.1	0.1	0.2
2004T3	-0.4	-0.5	-0.4	-0.4	-0.5	-0.4
2004T4	0.1	0.1	0.1	0.2	0.3	0.2
2005T1	-0.1	0.0	0.0	0.3	0	-0.1
2005T2	-0.4	-0.2	-0.3	-0.1	-0.3	-0.4
2005T3	0.1	0.2	0.3	0.3	0.2	0
2005T4	-0.2	0.1	-0.1	0.1	-0.2	-0.2
Moyenne (abs)	0.20	0.18	0.21	0.20	0.20	0.20
Ecart-type	0.13	0.14	0.16	0.13	0.14	0.12

Figure 33: Mesure de l'erreur de prévision des modèles futurs (moyenne des mois précédents) – prévisions semi-dynamiques.

1ère estimation

date	ISMAf	INDf	SECTf	INSECF	SERVAf	SERVSf
2003T1	-0.2	-0.2	-0.1	-0.2	0.0	0.1
2003T2	-0.7	-0.6	-0.6	-0.6	-0.7	-0.5
2003T3	0.0	0.1	0	0.0	0.0	0.3
2003T4	0.2	0.2	0.1	0.1	0.1	0.2
2004T1	0.2	0.4	0.4	0.3	0.3	0.5
2004T2	0.3	0.3	0.4	0.4	0.3	0.4
2004T3	-0.7	-0.5	-0.4	-0.5	-0.6	-0.4
2004T4	0.1	0.1	0.2	0.1	0.1	0.3
2005T1	-0.5	-0.2	-0.2	-0.2	-0.3	-0.3
2005T2	-0.6	-0.2	-0.4	-0.4	-0.4	-0.5
2005T3	0.2	0.3	0.1	0.1	0.2	0.2
2005T4	-0.3	-0.2	-0.2	-0.3	-0.2	-0.1
Moyenne (abs)	0.33	0.28	0.26	0.27	0.27	0.32
Ecart-type	0.23	0.15	0.18	0.18	0.22	0.15

2ème estimation

date	ISMAf	INDf	SECTf	INSECF	SERVAf	SERVSf
2003T1	-0.3	-0.2	-0.1	-0.2	0.0	0.1
2003T2	-0.7	-0.6	-0.6	-0.6	-0.7	-0.4
2003T3	0.2	0.2	0.0	0.1	0.2	0.4
2003T4	0.0	0.0	0.1	0	0.0	0
2004T1	0.3	0.5	0.3	0.3	0.3	0.5
2004T2	0.2	0.2	0.4	0.4	0.2	0.3
2004T3	-0.8	-0.5	-0.5	-0.6	-0.6	-0.4
2004T4	0.0	0.1	0.1	0.1	0.1	0.2
2005T1	-0.4	-0.2	-0.1	-0.1	-0.3	-0.3
2005T2	-0.6	-0.2	-0.5	-0.5	-0.3	-0.4
2005T3	0.3	0.3	0.2	0.2	0.2	0.2
2005T4	-0.3	-0.1	-0.2	-0.3	-0.1	-0.1
Moyenne (abs)	0.34	0.26	0.26	0.28	0.25	0.28
Ecart-type	0.25	0.18	0.20	0.20	0.22	0.15

3ème estimation

date	ISMAf	INDf	SECTf	INSECF	SERVAf	SERVSf
2003T1	-0.2	-0.2	-0.1	-0.2	0	0.1
2003T2	-0.6	-0.5	-0.6	-0.6	-0.6	-0.3
2003T3	0.1	0.2	0.0	0.0	0.1	0.3
2003T4	0.1	0.0	0.1	0.0	-0.1	0
2004T1	0.2	0.4	0.3	0.2	0.3	0.4
2004T2	0.1	0.1	0.4	0.3	0.1	0.2
2004T3	-0.8	-0.5	-0.4	-0.6	-0.6	-0.5
2004T4	0.1	0.2	0.1	0.1	0.1	0.2
2005T1	-0.4	-0.2	-0.1	-0.1	-0.3	-0.2
2005T2	-0.6	0.0	-0.4	-0.5	-0.2	-0.3
2005T3	0.3	0.2	0.3	0.2	0.2	0.2
2005T4	-0.4	-0.3	-0.4	-0.4	-0.3	-0.3
Moyenne (abs)	0.33	0.23	0.27	0.27	0.24	0.25
Ecart-type	0.24	0.17	0.18	0.21	0.19	0.13

Figure 34: Mesure de l'erreur de prévision des modèles futurs (moyenne des mois précédents) – prévisions statiques.

1ère estimation

date	ISMAf	INDf	SECTf	INSECF	SERVAf	SERVSf
2003T1	-0.2	-0.2	-0.1	-0.2	0.0	0.1
2003T2	-0.7	-0.6	-0.6	-0.6	-0.7	-0.5
2003T3	0.0	0.1	0.0	0.0	0	0.3
2003T4	0.2	0.3	0.1	0.1	0.2	0.2
2004T1	0.2	0.4	0.4	0.3	0.2	0.5
2004T2	0.3	0.3	0.4	0.4	0.3	0.4
2004T3	-0.7	-0.6	-0.4	-0.5	-0.6	-0.4
2004T4	0.1	0.1	0.2	0.1	0.1	0.3
2005T1	-0.4	-0.2	-0.2	-0.1	-0.3	-0.3
2005T2	-0.6	-0.2	-0.4	-0.4	-0.3	-0.5
2005T3	0.3	0.3	0.1	0.1	0.2	0.2
2005T4	-0.2	-0.2	-0.2	-0.2	-0.2	-0.1
Moyenne (abs)	0.33	0.29	0.26	0.25	0.26	0.32
Ecart-type	0.23	0.17	0.18	0.19	0.21	0.15

2ème estimation

date	ISMAf	INDf	SECTf	INSECF	SERVAf	SERVSf
2003T1	-0.3	-0.2	-0.1	-0.2	0.0	0.1
2003T2	-0.7	-0.6	-0.6	-0.6	-0.7	-0.4
2003T3	0.2	0.3	0.0	0.1	0.2	0.4
2003T4	0.1	0.0	0.1	0	0.0	0
2004T1	0.3	0.5	0.3	0.3	0.3	0.5
2004T2	0.2	0.1	0.4	0.4	0.1	0.2
2004T3	-0.8	-0.5	-0.4	-0.6	-0.6	-0.4
2004T4	0.0	0	0.1	0.1	0.1	0.2
2005T1	-0.4	-0.2	-0.1	0	-0.3	-0.3
2005T2	-0.6	-0.1	-0.5	-0.5	-0.3	-0.4
2005T3	0.3	0.3	0.2	0.2	0.2	0.2
2005T4	-0.2	-0.1	-0.2	-0.2	-0.1	-0.1
Moyenne (abs)	0.34	0.24	0.25	0.27	0.24	0.27
Ecart-type	0.24	0.20	0.19	0.21	0.22	0.16

3ème estimation

date	ISMAf	INDf	SECTf	INSECF	SERVAf	SERVSf
2003T1	-0.2	-0.2	-0.1	-0.2	0	0.1
2003T2	-0.6	-0.5	-0.6	-0.6	-0.6	-0.3
2003T3	0.1	0.2	0.0	0.0	0.1	0.3
2003T4	0.1	0.0	0.1	0.0	-0.1	0
2004T1	0.2	0.4	0.3	0.3	0.3	0.4
2004T2	0.1	0.1	0.4	0.3	0.1	0.2
2004T3	-0.8	-0.6	-0.4	-0.6	-0.6	-0.5
2004T4	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1	0.2
2005T1	-0.4	-0.2	-0.1	-0.1	-0.2	-0.2
2005T2	-0.5	0.0	-0.4	-0.4	-0.2	-0.3
2005T3	0.3	0.2	0.3	0.3	0.2	0.2
2005T4	-0.4	-0.3	-0.3	-0.3	-0.2	-0.3
Moyenne (abs)	0.32	0.23	0.26	0.27	0.23	0.25
Ecart-type	0.23	0.19	0.18	0.20	0.19	0.13

Figure 35: Mesure de l'erreur de prévision des modèles futurs (prolongation avec AR) – prévisions semi-dynamiques.

1ère estimation

date	ISMAf	INDf	SECTf	INSECF	SERVAf	SERVSf
2003T1	-0.2	-0.2	-0.1	-0.3	0.0	0.1
2003T2	-0.7	-0.6	-0.6	-0.6	-0.7	-0.5
2003T3	0.0	0.1	-0.1	0	0.0	0.3
2003T4	0.1	0.1	0.1	0	0.0	0
2004T1	0.1	0.3	0.2	0.2	0.2	0.4
2004T2	0.2	0.3	0.4	0.4	0.2	0.4
2004T3	-0.8	-0.6	-0.4	-0.6	-0.6	-0.4
2004T4	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1	0.4
2005T1	-0.4	-0.2	-0.1	-0.1	-0.2	-0.2
2005T2	-0.7	-0.2	-0.5	-0.5	-0.3	-0.4
2005T3	0.3	0.3	0.1	0.1	0.2	0.2
2005T4	-0.2	0	-0.2	-0.3	0.0	0.0
Moyenne (abs)	0.32	0.25	0.24	0.27	0.21	0.28
Ecart-type	0.27	0.19	0.18	0.22	0.23	0.17

2ème estimation

date	ISMAf	INDf	SECTf	INSECF	SERVAf	SERVSf
2003T1	-0.3	-0.2	-0.1	-0.2	0.0	0.1
2003T2	-0.7	-0.6	-0.6	-0.6	-0.7	-0.4
2003T3	0.2	0.2	0.1	0.1	0.2	0.4
2003T4	0.1	0.0	0.1	0.0	-0.1	0
2004T1	0.2	0.5	0.3	0.3	0.4	0.5
2004T2	0.2	0.2	0.4	0.4	0.2	0.3
2004T3	-0.7	-0.5	-0.4	-0.6	-0.6	-0.4
2004T4	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1	0.2
2005T1	-0.3	-0.2	0	-0.1	-0.2	-0.2
2005T2	-0.6	-0.1	-0.5	-0.5	-0.2	-0.4
2005T3	0.2	0.2	0.2	0.1	0.2	0.1
2005T4	-0.3	-0.1	-0.3	-0.3	-0.1	-0.1
Moyenne (abs)	0.33	0.24	0.26	0.28	0.25	0.26
Ecart-type	0.22	0.19	0.19	0.21	0.21	0.16

3ème estimation

date	ISMAf	INDf	SECTf	INSECF	SERVAf	SERVSf
2003T1	-0.2	-0.2	-0.1	-0.2	0	0.1
2003T2	-0.6	-0.5	-0.6	-0.6	-0.6	-0.3
2003T3	0.1	0.2	0	0.0	0.1	0.3
2003T4	0.1	0.0	0.1	0.0	-0.1	0
2004T1	0.2	0.4	0.3	0.2	0.3	0.4
2004T2	0.1	0.1	0.4	0.3	0.1	0.2
2004T3	-0.8	-0.5	-0.4	-0.6	-0.6	-0.5
2004T4	0.1	0.2	0.1	0.1	0.1	0.2
2005T1	-0.4	-0.2	-0.1	-0.1	-0.3	-0.2
2005T2	-0.6	0.0	-0.4	-0.5	-0.2	-0.3
2005T3	0.3	0.2	0.3	0.2	0.2	0.2
2005T4	-0.4	-0.3	-0.4	-0.4	-0.3	-0.3
Moyenne (abs)	0.33	0.23	0.27	0.27	0.24	0.25
Ecart-type	0.24	0.17	0.18	0.21	0.19	0.13

Figure 36: Mesure de l'erreur de prévision des modèles futurs (prolongation avec AR) – prévisions statiques.

1ère estimation

date	ISMAf	INDf	SECTf	INSECF	SERVAf	SERVSf
2003T1	-0.3	-0.2	-0.1	-0.3	-0.1	0.1
2003T2	-0.7	-0.6	-0.6	-0.6	-0.7	-0.5
2003T3	0.0	0.1	-0.1	0.0	0	0.3
2003T4	0.1	0.1	0.1	0.1	0.0	0
2004T1	0.1	0.3	0.2	0.2	0.2	0.3
2004T2	0.2	0.3	0.4	0.4	0.2	0.4
2004T3	-0.8	-0.6	-0.4	-0.6	-0.6	-0.4
2004T4	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1	0.3
2005T1	-0.3	-0.2	-0.1	-0.1	-0.2	-0.2
2005T2	-0.6	-0.2	-0.4	-0.5	-0.3	-0.4
2005T3	0.3	0.3	0.1	0.1	0.2	0.1
2005T4	-0.2	0.0	-0.2	-0.2	0.0	0.0
Moyenne (abs)	0.31	0.25	0.23	0.27	0.22	0.25
Ecart-type	0.26	0.19	0.17	0.21	0.22	0.17

2ème estimation

date	ISMAf	INDf	SECTf	INSECF	SERVAf	SERVSf
2003T1	-0.3	-0.2	-0.1	-0.2	0.0	0.1
2003T2	-0.7	-0.6	-0.6	-0.6	-0.7	-0.4
2003T3	0.2	0.2	0.1	0.1	0.2	0.4
2003T4	0.1	0.0	0.1	0.0	-0.1	0
2004T1	0.2	0.5	0.3	0.3	0.3	0.5
2004T2	0.2	0.2	0.4	0.4	0.2	0.3
2004T3	-0.7	-0.5	-0.4	-0.5	-0.6	-0.4
2004T4	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1	0.2
2005T1	-0.3	-0.2	0.0	0.0	-0.2	-0.2
2005T2	-0.6	-0.1	-0.5	-0.5	-0.2	-0.4
2005T3	0.3	0.2	0.2	0.1	0.2	0.1
2005T4	-0.2	-0.1	-0.3	-0.3	-0.1	-0.1
Moyenne (abs)	0.33	0.24	0.26	0.26	0.24	0.26
Ecart-type	0.22	0.19	0.19	0.21	0.21	0.16

3ème estimation

date	ISMAf	INDf	SECTf	INSECF	SERVAf	SERVSf
2003T1	-0.2	-0.2	-0.1	-0.2	0	0.1
2003T2	-0.6	-0.5	-0.6	-0.6	-0.6	-0.3
2003T3	0.1	0.2	0.0	0.0	0.1	0.3
2003T4	0.1	0.0	0.1	0.0	-0.1	0
2004T1	0.2	0.4	0.3	0.3	0.3	0.4
2004T2	0.1	0.1	0.4	0.3	0.1	0.2
2004T3	-0.8	-0.6	-0.4	-0.6	-0.6	-0.5
2004T4	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1	0.2
2005T1	-0.4	-0.2	-0.1	-0.1	-0.2	-0.2
2005T2	-0.5	0.0	-0.4	-0.4	-0.2	-0.3
2005T3	0.3	0.2	0.3	0.3	0.2	0.2
2005T4	-0.4	-0.3	-0.3	-0.3	-0.2	-0.3
Moyenne (abs)	0.32	0.23	0.26	0.27	0.23	0.25
Ecart-type	0.23	0.19	0.18	0.20	0.19	0.13

Figure 37: Mesure de l'erreur de prévision des modèles futurs (moyenne des mois en cours) – prévisions semi-dynamiques.

1ère estimation

date	ISMAf	INDf	SECTf	INSECF	SERVAf	SERVSf
2003T1	-0.3	-0.3	-0.1	-0.3	-0.1	0.1
2003T2	-0.7	-0.6	-0.7	-0.6	-0.7	-0.4
2003T3	-0.1	0.0	-0.1	-0.1	0.0	0.2
2003T4	0.1	-0.1	0.2	0.0	-0.1	0
2004T1	0.1	0.3	0.2	0.1	0.2	0.3
2004T2	0.3	0.3	0.4	0.3	0.3	0.4
2004T3	-0.7	-0.5	-0.4	-0.6	-0.6	-0.4
2004T4	0.1	0.2	0.1	0.1	0.1	0.4
2005T1	-0.2	0.0	0.0	0.0	-0.1	-0.1
2005T2	-0.6	-0.1	-0.4	-0.4	-0.2	-0.4
2005T3	0.2	0.2	0.0	0.0	0.2	0.1
2005T4	-0.1	0.1	-0.2	-0.1	0.1	0.1
Moyenne (abs)	0.29	0.23	0.23	0.22	0.23	0.24
Ecart-type	0.24	0.19	0.21	0.22	0.21	0.16

2ème estimation

date	ISMAf	INDf	SECTf	INSECF	SERVAf	SERVSf
2003T1	-0.3	-0.2	-0.1	-0.2	0.0	0.1
2003T2	-0.7	-0.6	-0.7	-0.6	-0.7	-0.4
2003T3	0.2	0.3	0.0	0.1	0.2	0.4
2003T4	0.1	0.0	0.1	0.0	-0.1	0
2004T1	0.3	0.5	0.3	0.3	0.4	0.5
2004T2	0.2	0.2	0.4	0.4	0.2	0.3
2004T3	-0.7	-0.4	-0.4	-0.5	-0.5	-0.4
2004T4	0.1	0.2	0.1	0.1	0.1	0.3
2005T1	-0.3	-0.1	0.0	0.0	-0.2	-0.2
2005T2	-0.6	-0.1	-0.5	-0.5	-0.2	-0.4
2005T3	0.2	0.2	0.1	0.1	0.1	0.1
2005T4	-0.3	-0.1	-0.3	-0.3	-0.1	-0.1
Moyenne (abs)	0.33	0.24	0.25	0.26	0.23	0.27
Ecart-type	0.21	0.18	0.22	0.21	0.20	0.16

3ème estimation

date	ISMAf	INDf	SECTf	INSECF	SERVAf	SERVSf
2003T1	-0.2	-0.2	-0.1	-0.2	0	0.1
2003T2	-0.6	-0.5	-0.6	-0.6	-0.6	-0.3
2003T3	0.1	0.2	0.0	0.0	0.1	0.3
2003T4	0.1	0.0	0.1	0.0	-0.1	0
2004T1	0.2	0.4	0.3	0.2	0.3	0.4
2004T2	0.1	0.1	0.4	0.3	0.1	0.2
2004T3	-0.8	-0.5	-0.4	-0.6	-0.6	-0.5
2004T4	0.1	0.2	0.1	0.1	0.1	0.2
2005T1	-0.4	-0.2	-0.1	-0.1	-0.3	-0.2
2005T2	-0.6	0.0	-0.4	-0.5	-0.2	-0.3
2005T3	0.3	0.2	0.3	0.2	0.2	0.2
2005T4	-0.4	-0.3	-0.4	-0.4	-0.3	-0.3
Moyenne (abs)	0.33	0.23	0.27	0.27	0.24	0.25
Ecart-type	0.24	0.17	0.18	0.21	0.19	0.13

Figure 38: Mesure de l'erreur de prévision des modèles futurs (moyenne des mois en cours) – prévisions statiques.

1ère estimation

date	ISMAf	INDf	SECTf	INSECF	SERVAf	SERVSf
2003T1	-0.3	-0.3	-0.1	-0.3	-0.1	0
2003T2	-0.7	-0.6	-0.7	-0.6	-0.7	-0.4
2003T3	0.0	0.0	-0.1	-0.1	0.0	0.2
2003T4	0.1	0.0	0.2	0.0	-0.1	0
2004T1	0.1	0.3	0.2	0.1	0.2	0.3
2004T2	0.3	0.3	0.4	0.3	0.2	0.4
2004T3	-0.7	-0.5	-0.4	-0.6	-0.6	-0.4
2004T4	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1	0.3
2005T1	-0.2	0.0	0.0	0.1	-0.1	-0.1
2005T2	-0.6	-0.1	-0.4	-0.4	-0.2	-0.4
2005T3	0.2	0.2	0	0	0.2	0.1
2005T4	-0.1	0.1	-0.1	-0.1	0.1	0.1
Moyenne (abs)	0.28	0.21	0.23	0.23	0.22	0.23
Ecart-type	0.25	0.20	0.21	0.21	0.21	0.16

2ème estimation

date	ISMAf	INDf	SECTf	INSECF	SERVAf	SERVSf
2003T1	-0.3	-0.2	-0.1	-0.2	-0.1	0.1
2003T2	-0.7	-0.6	-0.7	-0.6	-0.7	-0.4
2003T3	0.2	0.3	0.0	0.1	0.2	0.4
2003T4	0.1	0.0	0.1	0.0	-0.1	0
2004T1	0.3	0.5	0.3	0.3	0.3	0.5
2004T2	0.2	0.2	0.4	0.4	0.2	0.3
2004T3	-0.7	-0.5	-0.4	-0.5	-0.5	-0.4
2004T4	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1	0.3
2005T1	-0.3	-0.2	0.0	0.0	-0.2	-0.2
2005T2	-0.6	-0.1	-0.4	-0.5	-0.2	-0.4
2005T3	0.2	0.2	0.2	0.1	0.1	0.1
2005T4	-0.2	-0.1	-0.3	-0.2	-0.1	-0.1
Moyenne (abs)	0.33	0.25	0.25	0.25	0.23	0.27
Ecart-type	0.22	0.19	0.21	0.21	0.19	0.16

3ème estimation

date	ISMAf	INDf	SECTf	INSECF	SERVAf	SERVSf
2003T1	-0.2	-0.2	-0.1	-0.2	0	0.1
2003T2	-0.6	-0.5	-0.6	-0.6	-0.6	-0.3
2003T3	0.1	0.2	0.0	0.0	0.1	0.3
2003T4	0.1	0.0	0.1	0.0	-0.1	0
2004T1	0.2	0.4	0.3	0.3	0.3	0.4
2004T2	0.1	0.1	0.4	0.3	0.1	0.2
2004T3	-0.8	-0.6	-0.4	-0.6	-0.6	-0.5
2004T4	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1	0.2
2005T1	-0.4	-0.2	-0.1	-0.1	-0.2	-0.2
2005T2	-0.5	0.0	-0.4	-0.4	-0.2	-0.3
2005T3	0.3	0.2	0.3	0.3	0.2	0.2
2005T4	-0.4	-0.3	-0.3	-0.3	-0.2	-0.3
Moyenne (abs)	0.32	0.23	0.26	0.27	0.23	0.25
Ecart-type	0.23	0.19	0.18	0.20	0.19	0.13

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. Bensaïd, 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. Jacquinot, « Les choix de financement des entreprises en France : une modélisation économétrique », octobre 1990 (English version also available on request).
10. B. Bensaïd 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. Bensaïd and R. Gary-Bobo, "On the Commitment Value of Contracts under Renegotiation Constraints," January 1990 revised November 1990.
15. B. Bensaïd, 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. Bensaïd 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. Bensaïd 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. Jacquinet, « 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. Jacquinet, « 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. Jacquinot 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. Cette, 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 Monetary 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 Ch. 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. Villetelle, « MASCOTTE : Modèle d'Analyse et de préviSion de la COnjoncture TrimesTrielle », 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.-P. Maury, « Déterminants de la productivité par employé : une évaluation empirique en données de panel », avril 2004.
111. T.-P. 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.
129. P. Fève, « La modélisation macro-économétrique dynamique », juillet 2005.
130. G. Cette, N. Dromel and D. Méda, "Opportunity Costs of Having a Child, Financial Constraints and Fertility," August 2005.
131. S. Gouteron et D. Szpiro, « Excès de liquidité monétaire et prix des actifs », septembre 2005.
132. J. Baude, « L'impact des chocs boursiers sur le crédit en France depuis le milieu des années quatre-vingt-dix », septembre 2005.

133. R. Bournès and G. Clette, "A Comparison of Structural Productivity Levels in the Major Industrialised Countries," October 2005.
134. T. Grunspan, "The Fed and the Question of Financial Stability: An Empirical Investigation," October 2005.
135. S. Fabiani, M. Druant, I. Hernando, C. Kwapil, B. Landau, C. Loupias, F. Martins, T. Mathä, R. Sabbatini, H. Stahl and A. Stockman, "The Pricing Behaviour of Firms in the Euro Area: New Survey Evidence," November 2005.
136. E. Dhyne, L. Alvarez, H. Le Bihan, G. Veronese, D. Dias, J. Hoffmann, N. Jonker, P. Lünemann, F. Rumler and J. Vilmunen, "Price Setting in the Euro Area: Some Stylized Facts from Individual Consumer Price Data," November 2005.
137. D. Fougère, H. Le Bihan and P. Sevestre, "Heterogeneity in Consumer Price Stickiness: A Microeconomic Investigation," November 2005.
138. L. Alvarez, E. Dhyne, M. Hoeberichts, C. Kwapil, H. Le Bihan, P. Lünemann, F. Martins, R. Sabbatini, H. Stahl, P. Vermeulen and J. Vilmunen, "Sticky Prices in the Euro Area: a Summary of New Micro Evidence," November 2005.
139. E. Kharroubi, "Illiquidity, Financial Development and the Growth-Volatility Relationship," February 2006.
140. M. Baghli, C. Cahn and H. Fraise, "Is the Inflation-Output Nexus Asymmetric in the Euro Area," April 2006.
141. E. Jondeau and J-G. Sahuc, "Optimal Monetary Policy in an Estimated DSGE Model of the Euro Area with Cross-country Heterogeneity," April 2006.
142. S. Avouyi-Dovi, M. Brun, A. Dreyfus, F. Drumetz, V. Oung et J.-G. Sahuc, « La fonction de demande de monnaie pour la zone euro : un réexamen », mai 2006.
143. C. Jartet, "Term Structure Anomalies : Term Premium or Peso Problem?" May 2006.
144. S. Avouyi-Dovi, R. Kierzenkowski and C. Lubochinsky, "Are Business and Credit Cycles Converging or Diverging? A comparison of Poland, Hungary, the Czech Republic and the Euro Area", May 2006.
145. O. De Bandt, C. Bruneau and A. Flageollet, "Assessing Aggregate Comovements in France, Germany and Italy. Using a Non Stationary Factor Model of the Euro Area" June 2006.
146. M. Baghli, C. Cahn and J-P. Villetelle, "Estimating Potential Output with a Production Function for France, Germany and Italy", June 2006.
147. E. Fonteny, « La désaisonnalisation des séries d'agrégats monétaires et de crédit à la Banque de France : aspects théoriques et mise en œuvre », juin 2006.
148. J. Matheron and C. Poilly, "How Well Does a Small Structural Model with Sticky Prices and Wages Fit Postwar U.S. Data", July 2006.
149. E. Kharroubi, "Financial (Dis) Integration," July 2006.
150. J. Carrillo, P. Fève and J. Matheron, "Monetary Policy Inertia or Persistent Shocks?" July 2006.

151. C. Ewerhart, N. Cassola and N. Valla, "Declining Valuations and Equilibrium Bidding in Central Bank Refinancing Operations," August 2006.
152. D. Fougère, « Réformes structurelles sur le marché du travail : quels enseignements peut-on tirer des études existantes », août 2006.
153. D. Irac, "Revisiting the proximity-concentration trade-off: Distance and Horizontal Foreign Direct Investment in OECD Countries," August 2006.
154. D. Irac and C. Minoiu, "Risk insurance in a Transition Economy: Evidence from Rural Romania," August 2006.
155. H. Lustig and A. Verdelhan, "The Cross-Section of Foreign Currency Risk Premia and Consumption Growth Risk," August 2006.
156. R. Boulès and G. Cette, "Trends in "structural" productivity levels in the major industrialized countries," September 2006.
157. 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.
158. 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.

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