

UN INDICATEUR DE CROISSANCE INFRA-ANNUELLE POUR L'ÉCONOMIE FRANÇAISE

Éric Heyer et Hervé Péléraux

Département analyse et prévision de l'OFCE

Cet article présente le nouvel indicateur de croissance pour la France, élaboré par le Département analyse et prévision de l'OFCE. L'indicateur s'appuie sur l'estimation d'une équation économétrique donnant le taux de croissance trimestriel du PIB en fonction de séries d'enquête de conjoncture d'un côté, et de l'autre de séries monétaires et financières. L'indicateur inclut l'enquête dans les services, qui jusqu'à présent n'était pas utilisée du fait d'un historique statistique insuffisant. Comme l'enquête dans le bâtiment et les séries financières, l'enquête dans les services est suffisamment avancée pour prévoir le taux de croissance du PIB à deux trimestres, ce qui n'est pas le cas du climat de confiance dans l'industrie, coïncident, et qui doit faire l'objet d'une prévision au moyen d'une équation auxiliaire. Enfin, le fonctionnement de l'indicateur est vérifié sur les trois dernières années.

L'indicateur présenté ici s'inscrit dans le prolongement des travaux entrepris depuis quelques années à l'OFCE et dans d'autres institutions et qui visent à élaborer des outils de prévision de la croissance du PIB à deux trimestres aux États-Unis (Charpin, 2001), dans la zone euro (Charpin, 2002 ; Grasmann et Keereman, 2001) et en France (Artus et al., 1996). Ces indicateurs utilisent principalement l'information contenue dans les enquêtes de conjoncture. La plupart étant à fréquence mensuelle, l'indicateur peut être calculé chaque mois pour actualiser les prévisions antérieures avec les nouvelles informations conjoncturelles parues. L'horizon de prévision est de deux trimestres supplémentaires par rapport aux derniers comptes nationaux connus.

Dans sa première version (Charpin et Péléraux, 2000), l'indicateur de l'OFCE s'attachait à prévoir le taux de croissance du PIB en glissement annuel. Cette démarche s'apparentait davantage à une prévision du taux de croissance tendanciel qu'à une prévision des fluctuations de très court terme. Ce choix méthodologique partait de

l'idée que les soldes d'opinion sont représentatifs du glissement annuel des variables sur lesquelles portent les questions posées à l'enquête. Cependant, en reconsidérant la question, il est également possible de relier les variables d'enquête au taux de croissance trimestriel du PIB. Le nouvel indicateur est donc conçu pour prévoir le taux de variation trimestriel du PIB. Par ailleurs, la révision des comptes trimestriels en mai 2002, concernant notamment l'année 2000, a fortement dégradé les résultats d'estimation de l'ancienne équation et a rendu fragile le système de prévision précédent.

Les variables composant l'indicateur

La méthode retenue ici, préconisée par Charpin (2002), consiste à sélectionner des variables, d'abord pour la rationalité économique du lien avec le taux de croissance du PIB, et ensuite pour leurs propriétés économétriques. En outre, les séries choisies doivent être rapidement disponibles et peu révisées. Les enquêtes mensuelles de conjoncture remplissent ces critères¹ et contiennent, par ailleurs, une information conjoncturelle non exploitée directement par le modèle macro-économétrique de l'économie française, *e-mod.fr*, l'autre outil de prévision de l'OFCE.

Le tableau I présente les variables introduites dans l'équation. Les séries représentant le climat des affaires dans l'industrie, la construction et les services sont issues d'analyses en composantes principales menées sur les questions propres à chaque enquête, desquelles on ne retient que le premier facteur². Le groupe des variables monétaires et financières inclut le taux de change réel du dollar contre l'euro, décrivant les mouvements à court terme de la compétitivité de l'économie française, ainsi que l'écart entre les taux d'intérêt courts et les taux d'intérêt longs, reflet de la politique monétaire suivie par la banque centrale. Enfin, le prix réel du pétrole décrit les répercussions de l'évolution du prix des approvisionnements en énergie sur la croissance. Toutes les séries peuvent être considérées comme stationnaires, comme le montrent les tests ADF (annexe I).

Idéalement, compte tenu de l'horizon de prévision du modèle, les variables indépendantes devraient présenter un caractère avancé d'au moins deux trimestres³. Toutefois, afin de pouvoir reproduire le taux de croissance de manière satisfaisante, l'introduction dans l'équation

1. Ainsi, au moment de la prévision, ces séries sont partiellement connues sur le trimestre écoulé et, éventuellement, sur une partie du trimestre en cours.

2. L'annexe I présente l'ensemble des séries d'enquête utilisées pour construire l'indicateur

3. Les variables en avance sur le taux de croissance du PIB apparaissent retardées dans l'équation économétrique. Ainsi les valeurs contemporaines de la croissance résultent-elles des valeurs passées de ces variables.

I. Variables coïncidentes et avancées de l'indicateur de croissance

Désignation des variables et source	Avance en trimestre	Trimestriallisation	Transformation
Variable coïncidente Climat des affaires dans l'industrie <i>INSEE</i>	0	Fin	Différence première
Variables avancées Climat des affaires dans le bâtiment <i>Commission européenne</i>	2	Moyenne	Différence première
Climat des affaires dans les services <i>INSEE</i>	2	—	Aucune
Prix réel du pétrole en euro <i>Datastream</i>	4	Fin	Taux de croissance
Taux de change réel du dollar/euro <i>Datastream</i>	2	Fin	Taux de croissance
Écart taux courts-taux longs <i>Datastream</i>	3	Fin	—

Lecture du tableau : pour chacune des variables qui entrent dans l'équation, ce tableau indique si celle-ci est coïncidente ou avancée (nombre de trimestres), le mode de trimestriallisation retenu (moyenne du trimestre ou dernier mois du trimestre) et la transformation éventuelle effectuée sur la variable (différence première, taux de croissance, aucune).

d'une série coïncidente est nécessaire pour compléter le groupe avancé. Sa présence requiert alors une équation auxiliaire servant à la prévoir séparément à un horizon d'au maximum 4 mois.

Équation du taux de croissance trimestriel du PIB

L'équation économétrique inclut d'abord les enquêtes de conjoncture dans l'industrie, le bâtiment et les services. Traditionnellement, le climat de confiance dans l'industrie et dans le bâtiment constitue le socle des indicateurs avancés d'activité, mais la prise en compte de l'enquête sur l'activité dans les services est une innovation. L'utilisation de cette enquête, lancée par l'INSEE en 1987, était jusqu'à présent limitée par un recul historique insuffisant. En plus de l'enquête industrie, l'enquête dans les services apporte une information originale et avancée sur l'activité à court terme (Bouton et Erkel-Rousse, 2002). Avec l'enquête dans le bâtiment, elle capte de manière avancée les inflexions du taux de croissance du PIB, tandis que le facteur industrie explique ses mouvements de manière coïncidente (tableau 2). Trois variables muettes sont nécessaires, certaines irrégularités, particulièrement fortes, demeurant non reproductibles par le modèle. Les variables ont toutes des coefficients significativement différents de zéro et de signe attendu.

2. Estimation du taux de croissance trimestriel du PIB *
Période d'estimation : 1988 t3 – 2003 t3

	Retard	Coefficient	Student
Constante	—	0,479	16,7
Indicateurs d'activité			
Industrie	0	4,066	7,4
Bâtiment	2	4,670	4,2
Services	2	0,970	6,2
Prix réel du pétrole en euro	4	- 0,004	- 2,2
Taux de change réel dollar / euro	2	0,028	3,6
Écart de taux d'intérêt en France	3	- 0,058	- 2,8
Indicatrice valant 1 au...			
1 ^{er} trimestre 1990	—	0,696	2,4
4 ^e trimestre 2001	—	- 0,548	- 2,0
4 ^e trimestre 2002	—	- 0,775	- 2,9

* Dans cette estimation, les résidus sont corrigés d'une autocorrélation d'ordre 1 ($\varepsilon_t = -0,441 \varepsilon_{t-1} + \mu_t$).
Sources : INSEE, calculs OFCE.

Diagnostic statistique ⁴

$$LM(8) = 10,99 \quad LM(12) = 16,99 \quad WHITE(8,50) = 1,32 \quad ARCH(4) = 4,71$$

$$[p > 0,20] \quad [p > 0,15] \quad [p > 0,26] \quad [p > 0,32]$$

$$Ljung\ Box(15,1) = 17,37 \quad RESET(1,50) = 1,68 \quad BERA\ JARQUE(2) = 0,71$$

$$[p > 0,24] \quad [p > 0,20] \quad [p > 0,72]$$

$$R^2 = 0,78 \quad \hat{\varepsilon} \cdot \hat{\varepsilon} = 3,67 \quad \hat{\sigma} = 0,27$$

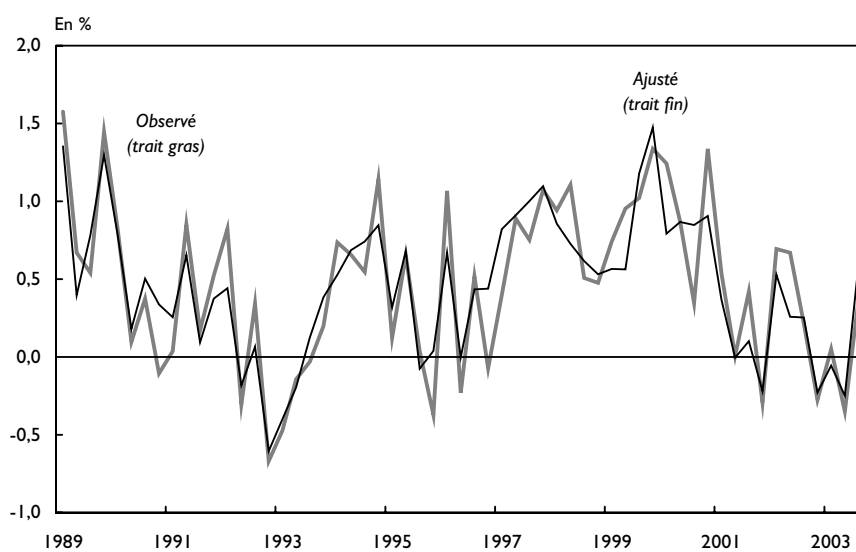
Cette équation a des propriétés statistiques satisfaisantes. Les tests LM et Ljung Box conduisent tous les deux au rejet de l'hypothèse d'auto-corrélation des résidus de l'équation. Ces résidus sont homoscedastiques au regard du test de White et du test ARCH. La forme fonctionnelle de l'équation est validée par le test Reset. Enfin, selon le test de Bera Jarque, les résidus de l'équation suivent une loi normale.

L'ajustement semble de bonne qualité (graphique I). Même si toutes les irrégularités ne peuvent être reproduites par l'équation, aucun dérapage durable n'apparaît et les fluctuations du taux de croissance du PIB sont en moyenne bien retracées.

La stabilité de l'équation, garante de la fiabilité des prévisions futures, a été vérifiée en procédant au test de stabilité récursif des coefficients (annexe II).

4. Dans tout le document, le nombre de degrés de liberté des tests de spécification est indiqué entre parenthèses ; la statistique suit une loi du Chi-deux si un seul degré de liberté est affiché, une loi de Fisher si deux degrés sont rapportés.

I. Taux de croissance trimestriel du PIB observé et ajusté



Sources : INSEE, calculs OFCE.

La prévision de la variable coïncidente

La présence, dans le modèle, de l'indicateur d'activité industrielle — une variable de nature coïncidente — nécessite de le prolonger à l'horizon de la prévision du PIB, c'est-à-dire selon la position du mois dans le trimestre, d'au maximum 4 mois (tableau 3). Au début du mois de décembre 2003, par exemple, le dernier PIB connu est celui du 3^e trimestre 2003 (T désignant ce trimestre). La prévision de croissance porte sur le 4^e trimestre 2003 et le 1^{er} trimestre 2004 (désignés par $T+1$ et $T+2$). La dernière valeur connue de l'indicateur de confiance dans l'industrie est celle de novembre (désignée par $M2$, $T+1$). La série devra alors être prolongée à l'horizon de la prévision, c'est-à-dire jusqu'au mois de mars 2004 pour disposer de valeurs du 4^e trimestre 2003 et du 1^{er} trimestre 2004.

3. Calendrier de prévision de la variable coïncidente

Date de prévision (dernier PIB connu en T)	Information sur le trimestre ($T+1$)	Information sur le trimestre ($T+2$)	Nombre de mois à prévoir
Mois 3, trimestre ($T+1$)	Mois 1 & 2	—	4
Mois 1, trimestre ($T+2$)	Mois 1, 2, & 3	—	3
Mois 2, trimestre ($T+2$)	Mois 1, 2, & 3	Mois 1	2

Source : OFCE.

Le mois suivant, début janvier (désigné par $M1, T+2$), la variable coïncidente est connue sur l'ensemble du 4^e trimestre 2003, et ne doit plus être prévue que sur les trois mois du 1^{er} trimestre 2004. Enfin, début février (désigné par $M2, T+2$), deux mois sont à prévoir.

L'équation de prévision de l'indicateur de confiance dans l'industrie comporte deux termes autorégressifs ainsi que l'indicateur avancé du *National Bureau of Economic Research* (NBER) pour les États-Unis (tableau 4). L'introduction de l'indicateur américain enrichit le contenu économique de la prévision en faisant dépendre le climat de confiance dans l'industrie française de la situation conjoncturelle outre-Atlantique (encadré). D'après les résultats d'estimation, l'indicateur du NBER préfigure le climat de confiance en Europe avec une avance de 5 mois, avance qui annoncera un éventuel retournement de la conjoncture plus rapidement que les seuls termes autorégressifs (graphique 2). Par ailleurs, compte tenu du calendrier de publication de l'indicateur du NBER, cette avance est suffisante pour prévoir l'indicateur d'activité dans l'industrie en France à un horizon de 4 mois⁵.

4. Estimation de l'indicateur d'activité dans l'industrie
Période d'estimation : 1992 m8 – 2003 m11

	Retard	Coefficient	Student
Constante		0	- 0,7
Indicateurs d'activité			
Industrie	1	1,647	27,8
Industrie	2	- 0,676	- 11,4
États-Unis	5	0,007	1,9
Indicatrice valant 1			
En novembre 2001	—	- 0,068	- 3,8
En mars 2003		- 0,032	- 1,8

Sources : INSEE, calculs OFCE.

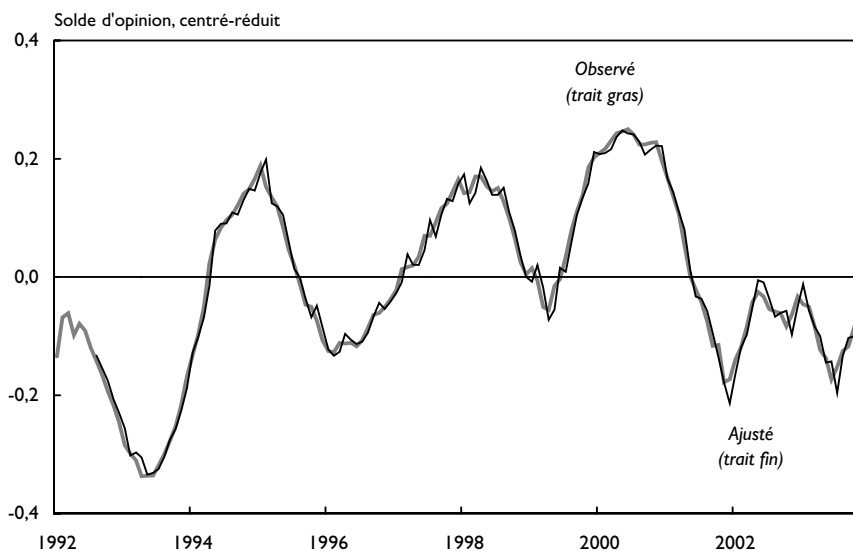
Diagnostic statistique

$$\begin{array}{lll}
 LM(1) = 0,125 & LM(12) = 16,43 & WHITE(5,124) = 1,076 \\
 [p > 0,72] & [p > 0,058] & [p > 0,37] \\
 ARCH(4) = 7,283 & RESET (2,128) = 1,715 & BERA JARQUE (2) = 0,412 \\
 [p > 0,12] & [p > 0,18] & [p > 0,81] \\
 R^2 = 0,986 & \hat{\mathcal{E}} \cdot \hat{\mathcal{E}} = 0,041 & \hat{\sigma} = 0,018
 \end{array}$$

5. Au cours de la 3^e semaine du mois M, le NBER publie l'indicateur avancé du mois M-1. Au début du mois de décembre 2003 est donc disponible l'indicateur américain d'octobre 2003 publié fin novembre, ce qui, compte tenu du décalage économétrique estimé de cinq mois, permettra de prévoir le climat de confiance dans l'industrie française jusqu'en mars 2004.

Cette équation présente à son tour des propriétés statistiques satisfaisantes, bien que l'auto-corrélation des résidus à l'ordre 12 ne soit pas rejetée par le test LM.

2. Climat de confiance dans l'industrie observé et ajusté



Sources : INSEE, calculs OFCE.

L'indicateur avancé du NBER pour les États-Unis

La construction de l'indicateur repose sur la sélection de séries indicatrices choisies pour leur capacité à anticiper le cycle économique, puis à les synthétiser dans une série unique pour en faire un indicateur composite. L'indicateur est ainsi constitué d'une dizaine de séries élémentaires appartenant aux divers domaines de l'information conjoncturelle : marché du travail (durée du travail, demandes d'indemnisation chômage), demande adressée aux entreprises (commandes, délais de livraison, nouveaux permis de construire), secteur financier (cours des actions, masse monétaire, taux d'intérêt), anticipations des agents (attentes des consommateurs).

Les séries sont exprimées en variations mensuelles, ensuite elles sont agrégées, et enfin le niveau de la série résultante est obtenu en enchaînant ses variations à partir d'une base arbitraire (100 en 1996).

Cet indicateur est utilisé selon une approche qualitative pour prévoir les récessions. À l'origine, il n'a pas été conçu pour une utilisation économétrique. Néanmoins, à la suite de travaux menés au sein du *Conference Board* (Boldin, 1998), il nous est apparu utile d'introduire dans une équation économétrique cet indicateur synthétisant des séries reconnues pour leur pertinence dans l'appréciation de la situation conjoncturelle d'un pays.

Les erreurs de prévisions sur les trois dernières années

Le fonctionnement de l'indicateur en prévision a été simulé sur la période 2000-2003 en se plaçant dans les conditions réelles de l'exercice de prévision. On fait ici fonctionner l'équation de prévision de la croissance du PIB, en arrêtant l'estimation au dernier trimestre connu des comptes nationaux, et en utilisant le climat de confiance dans l'industrie calculé chaque mois. La première prévision, concernant les 1^{er} et 2^e trimestres 2000, est réalisée au début du mois de mars 2000 avec l'équation estimée jusqu'au 4^e trimestre 1999 (qui vient juste d'être publié). Le climat de confiance dans l'industrie est calculé jusqu'au dernier point connu (février) et prévu à l'horizon de la prévision du taux de croissance du PIB, c'est-à-dire jusqu'en juin. L'horizon de prévision ne changeant pas en avril et en mai, seul le climat de confiance dans l'industrie est recalculé avec les nouveaux points disponibles (mars et avril). En juin, l'horizon de prévision est décalé d'un trimestre puisque les comptes trimestriels viennent d'être publiés et le climat de confiance actualisé. La procédure est reproduite jusqu'aux comptes du 3^e trimestre 2003, la dernière prévision à l'horizon 1 étant faite en novembre 2003, et la dernière prévision à l'horizon 2 en août 2003.

Au total, on calcule 45 erreurs de prévision à l'horizon 1 (15 pour chaque mois du trimestre), et 42 erreurs de prévision à l'horizon 2 (14 pour chaque mois).

Cette procédure, qui vise à s'assurer de la fiabilité des prévisions au fil des ré-estimations, ne reproduit toutefois pas exactement les conditions réelles de la prévision dans la mesure où ces calculs ont été réalisés avec les données révisées et non pas celles qui auraient été disponibles à la date de prévision. En pratique, les révisions de l'enquête de conjoncture sont de faible ampleur et jouent peu, celles du PIB, plus importantes, probablement davantage⁶.

La fiabilité des prévisions est appréciée de deux manières : d'abord, on calcule les erreurs de prévision qui auraient été commises avec le régresseur coïncident imparfaitement connu (en utilisant ses valeurs prévues), puis on refait le même exercice avec les valeurs observées du régresseur coïncident, donc en information complète. De cette manière, on peut identifier dans l'erreur de prévision globale, ce qui relève de l'erreur de l'ajustement d'un côté, et de l'autre, ce qui relève de l'erreur de prévision de la série coïncidente. Enfin, en comparant,

6. L'INSEE ne réalise pas d'enquête au mois d'août. Le point d'août est publié en même temps que le point de septembre, et est calculé comme une moyenne des points de juillet et de septembre. La simulation a été menée en prenant ces valeurs. En situation réelle de prévision, le point d'août doit être prévu, début septembre, au moyen de l'équation du tableau 4.

en information complète, l'erreur moyenne de prévision à l'erreur de l'ajustement sur la même période, on peut juger de la stabilité de l'équation. Ici, les erreurs sont voisines (0,26 point, pour l'erreur de prévision, 0,3 point, pour l'erreur de l'ajustement). Ce qui indique que l'erreur commise dépend peu de la période d'estimation et que finalement l'équation est stable (tableau 5).

Maintenant, en information incomplète, l'erreur la plus faible, 0,3 point, est obtenue pour la prévision à l'horizon 1, et est voisine de celle calculée en information complète : la prévision du climat de confiance dans l'industrie n'est nécessaire que pour un seul mois à la date la plus défavorable ($M3, T+1$), et cette prévision n'a pas d'influence sur les résultats par rapport celle qui serait obtenue en connaissant la vraie valeur de l'indice de confiance.

En revanche, à l'horizon 2, la prévision de la variable coïncidente affecte nettement les prévisions des mois les plus défavorables ($M3, T+1$ et $M1, T+2$), l'erreur en information incomplète étant supérieure d'un peu plus de 0,1 à celle obtenue en information complète. En revanche, dans le cas le plus favorable ($M2, T+2$), l'erreur se réduit, deux mois n'étant plus qu'à prévoir pour l'indice de confiance.

5. Erreurs quadratiques moyennes de prévision selon l'horizon de la prévision *

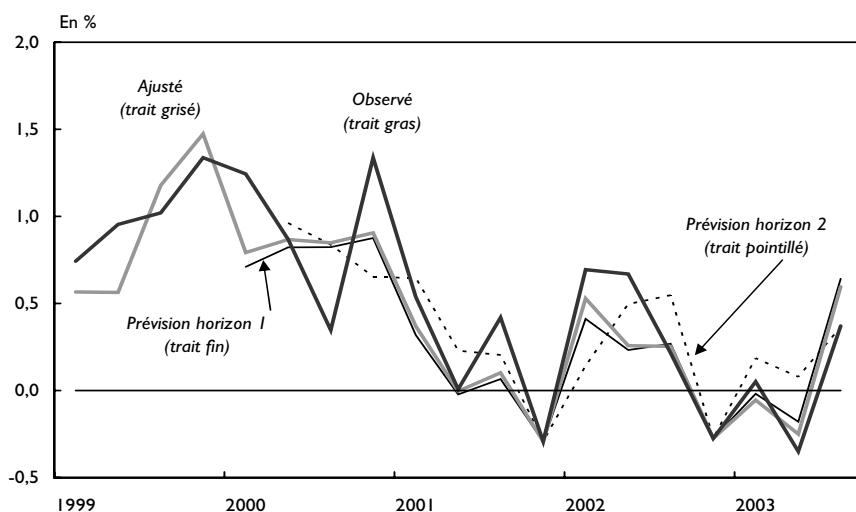
	Date de prévision (dernier PIB connu en T)		
	Mois 3, Trimestre T+1	Mois 1, Trimestre T+2	Mois 2, Trimestre T+2
Horizon 1			
Information partielle	0,28	0,30	0,30
Information complète	0,30		
Horizon 2			
Information partielle	0,41	0,40	0,25
Information complète	0,29		
Erreur de l'ajustement	0,26		

* Sur la période faisant l'objet de la simulation, l'équation de prévision du taux de croissance du PIB comporte deux variables muettes, l'une en T4 2001, l'autre en T4 2002. L'erreur moyenne de l'ajustement est donc calculée avec des résidus nuls ces deux trimestres. Les erreurs que nous calculons selon les différentes hypothèses de prévision ont aussi été ramenées à 0 ces deux trimestres pour être comparables à l'erreur moyenne de l'ajustement.

Source : Calculs OFCE.

Sur le graphique 3, on a représenté le taux de croissance trimestriel du PIB, le taux ajusté par l'équation, les prévisions à l'horizon 1 en moyenne sur les trois mois et enfin les prévisions à l'horizon 2 en moyenne sur les trois mois, chacune en information incomplète. La prévision à l'horizon 1 est proche du taux de croissance ajusté ; ainsi les erreurs de prévision sont-elles celles de l'ajustement. Naturellement, la qualité de la prévision à l'horizon 2 est moindre, à cause de l'imprécision plus grande des deux premières prévisions.

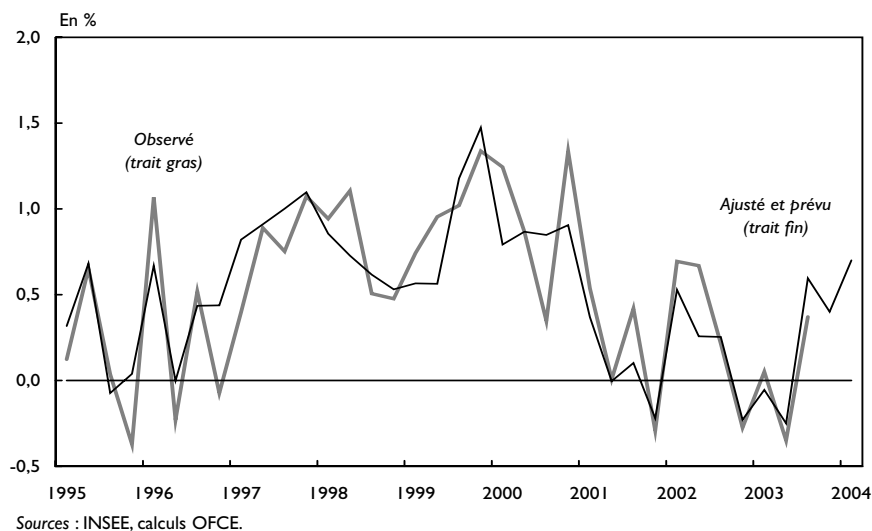
3. Taux de croissance observé, ajusté et prévu



La prévision en décembre 2003

Les prévisions qui peuvent être faites au début de mois de décembre, portant sur le 4^e trimestre 2003 et le 1^{er} trimestre 2004 sont respectivement de 0,4 % et 0,7 % (graphique 4). Ce qui laisse penser que, dans le sillage de l'économie mondiale, l'économie française est sortie de l'ornière...

4. Taux de croissance observé, ajusté et prévu



Références bibliographiques

- ARTUS P., M. KAABI et N. SASSENOU, 1996 : « L'indicateur avancé de la Caisse des dépôts et consignations », Étude-Numéro spécial, janvier.
- BOLDIN M., 1998 : « Leading indicators and the prospects for growth in 1998 », Conference Board website, www.tcb-indicators.org/articles/.
- BOUTON F. et H. ERKEL-ROUSSE, 2002 : « Conjonctures sectorielles et prévision à court terme de l'activité : l'apport de l'enquête de conjoncture dans les services », *Économie et statistique*, n° 359-360.
- CHARPIN F. et H. PÉLÉRAUX, 2000 : « L'indicateur avancé de l'OFCE », *Revue de l'OFCE*, n° 72, janvier.
- CHARPIN F., 2001 : « Un indicateur de croissance à court terme aux États-Unis », *Revue de l'OFCE*, n° 79, octobre.
- CHARPIN F., 2002 : « Un indicateur de croissance à court terme de la zone euro », *Revue de l'OFCE*, n° 83, octobre.
- GRASMANN P. et F. KEEREMAN, 2001 : « An indicator-based short-term forecast for quarterly GDP in the euro area », *Economic paper*, European commission, n° 154, june.

ANNEXE I

Les séries d'enquête utilisées

Six questions de l'enquête mensuelle dans l'industrie ont été utilisées pour calculer le climat de confiance dans l'industrie :

- Perspectives générales d'activité
- Carnets de commandes étrangères
- Carnets de commande globaux
- Évolution passée de la production
- Évolution prévue de la production
- Opinion sur les stocks de produits finis.

Trois questions de l'enquête mensuelle dans le bâtiment constituent le climat de confiance :

- Évolution passée de l'activité
- Évolution prévue de l'activité
- Évolution prévue de l'emploi.

Enfin, le climat de confiance dans les services est déduit de cinq questions :

- Tendance passée de l'activité
- Tendance prévue de l'activité
- Tendance passée de l'activité à l'étranger
- Tendance prévue de l'activité à l'étranger
- Tendance prévue de la demande.

ANNEXE II

Tests ADF

Statistiques de test ADF de racine unitaire
(données trimestrielles, 1988 t3 – 2003 t3)

Variabiles	Statistique τ ADF	P_Q	Ordre d'intégration
Produit intérieur brut	$\tau_{cnt} = -3,97$ [3]	.78	I(1)** avec constante
Indicateurs d'activité			
Industrie	$\tau_{cnt} = -4,25$ [3]	.70	I(0)** sans drift
Bâtiment	$\tau_{cnt} = -2,67$ [3]	.86	I(0)* sans drift
Services	$\tau_{cnt} = -2,42$ [4]	.74	I(0)* sans drift
Prix réel du pétrole en euro	$\tau_{cnt} = -5,08$ [2]	.86	I(1)** sans drift
Taux de change réel du dollar / euro	$\tau_{cnt} = -4,12$ [3]	.74	I(1)** sans drift
Écarts de taux d'intérêts en France	$\tau_{cnt} = -2,18$ [2]	.52	I(0)* sans drift

Lecture du tableau : P_Q est la p-value d'un test de Ljung-Box de corrélation des résidus associée aux tests ADF.

*, ** indiquent la significativité des résultats au seuil de 5 % et 1 % pour les tests ADF.

Les nombres entre crochets indiquent le nombre de retards retenu, sur la base de critères de sélection (BIC, Akaike...), pour le test ADF.

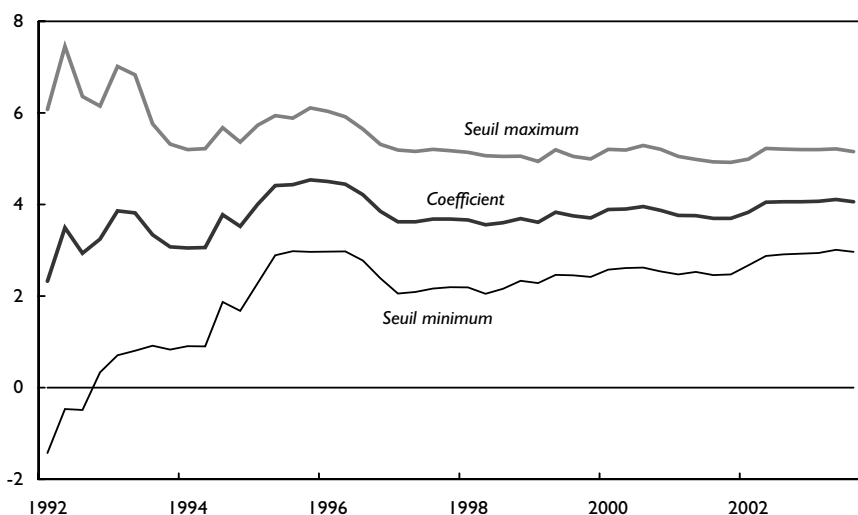
Sur une même ligne figurent des tests conduisant au même résultat, et non des tests ayant la même hypothèse nulle.

Source : Calculs OFCE.

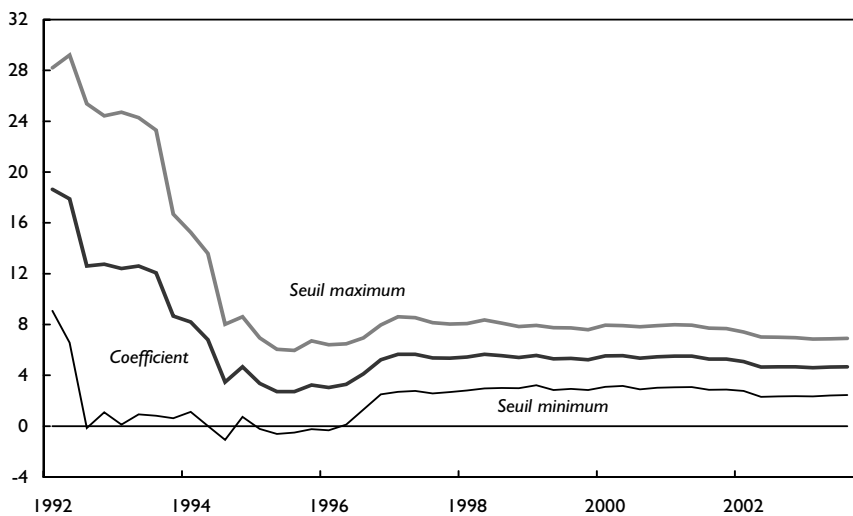
ANNEXE III

Test de stabilité récursif des coefficients de l'équation du PIB

AIII.1. Coefficient du climat de confiance dans l'industrie

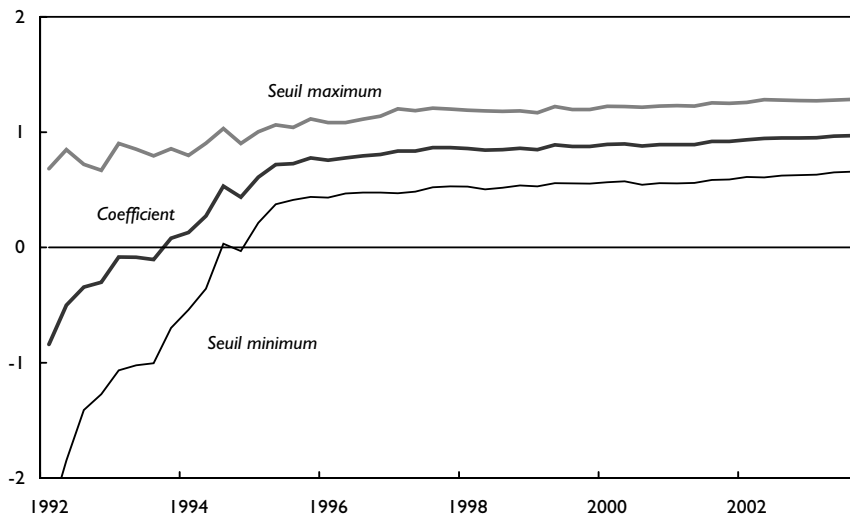


AIII.2. Coefficient du climat de confiance dans le bâtiment

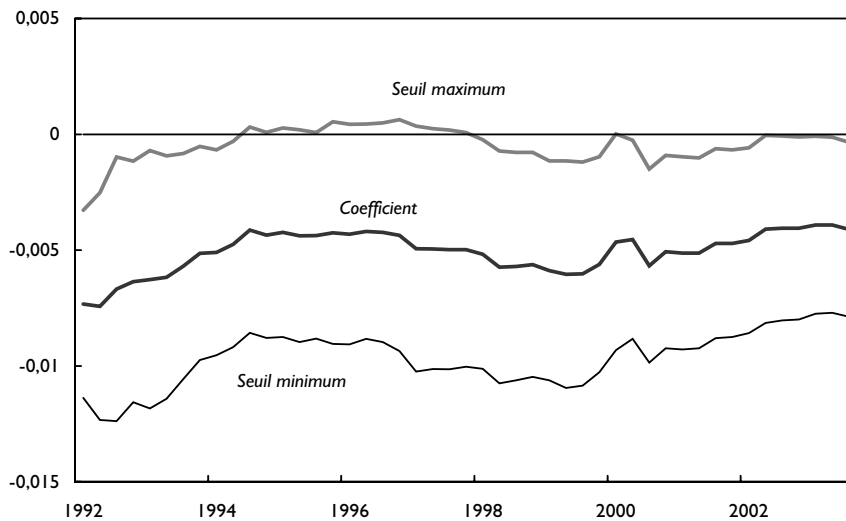


Sources : Calculs OFCE.

AIII.3. Coefficient du climat de confiance dans les services

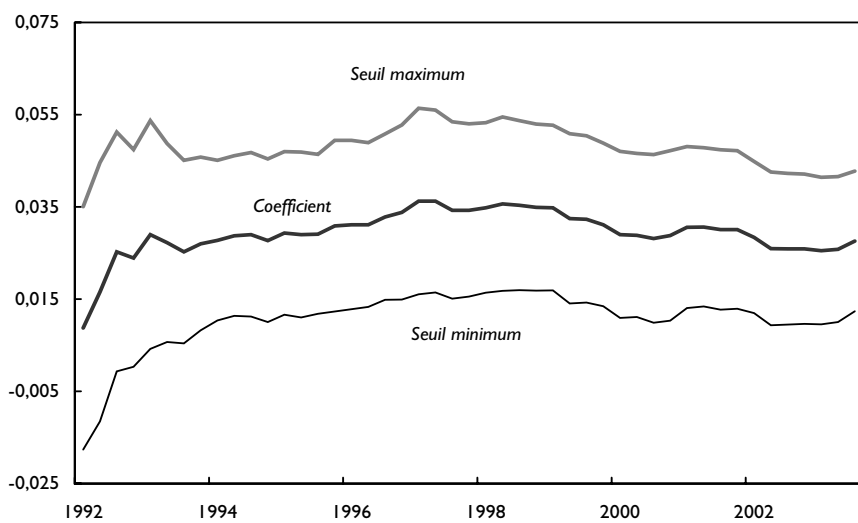


AIII.4. Coefficient du prix réel du pétrole

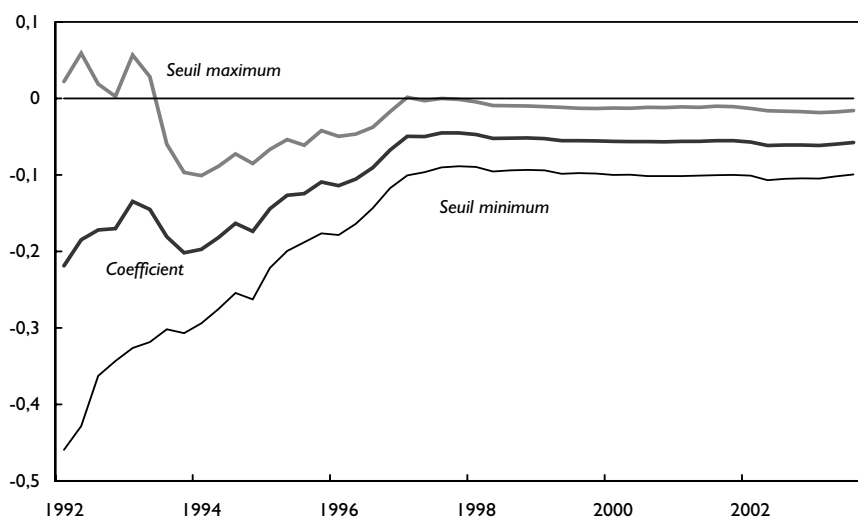


Sources : Calculs OFCE.

AIII.5. Coefficient du taux de change réel



AIII.6. Coefficient du spread de taux d'intérêt



Sources : Calculs OFCE.