

UN INDICATEUR DE CROISSANCE À COURT TERME AUX ÉTATS-UNIS

Françoise Charpin

Université de Paris II et Département analyse et prévision de l'OFCE

L'objectif est de montrer comment exploiter une information conjoncturelle mensuelle pour prévoir la croissance du PIB en volume à un horizon de deux trimestres. On commence par constater que les indicateurs traditionnels américains (indicateurs composites coïncident et avancé) ne permettent pas d'obtenir une prévision chiffrée satisfaisante, ce qui n'a rien d'étonnant puisqu'ils n'ont pas été construits pour cela. Par contre, il est possible d'utiliser des séries mensuelles coïncidentes et avancées, en particulier celles entrant dans ces indicateurs, pour prévoir la croissance à l'aide d'équations économétriques. La démarche proposée comporte deux étapes. Dans la première, on estime une équation donnant le taux de croissance trimestriel du PIB en fonction de séries coïncidentes et avancées. Dans la seconde, on estime des modèles VAR mensuels afin de prévoir les séries coïncidentes et les séries avancées dont l'avance est inférieure à six mois. On peut alors en déduire la croissance du PIB à un horizon de deux trimestres. On vérifie que le fonctionnement de cet outil sur les dix derniers trimestres aurait été convenable.

On dispose déjà, grâce aux modèles économétriques, de prévisions de croissance à court et moyen terme fondées sur un scénario macroéconomique d'ensemble utilisant des équations de comportement des agents et basées sur les données de la comptabilité nationale. La démarche présentée ici est beaucoup plus modeste et consiste à convertir une information mensuelle disponible précocement en données chiffrées sur le PIB. Elle complète utilement les travaux des modélisateurs car elle est basée sur une information conjoncturelle non exploitée par les modèles économétriques.

Cette étude est la poursuite d'un travail entrepris par l'OFCE de développement d'outils de prévision quantitative à très court terme : indicateur de croissance de la zone euro¹, de la France², de l'Allemagne et du Royaume-Uni. Le cas des États-Unis est intéressant car l'information conjoncturelle est beaucoup plus riche qu'en France et que dans les pays de la zone euro, et elle est disponible plus rapidement. Il faut dire que l'exploitation d'une information conjoncturelle mensuelle pour décrire

1. CHARPIN Françoise, Hervé PÉLÉRAUX et Philippe SIGOGNE, 2000 : A new simpler EMU indicator, www.ofce.sciences-po.fr.

2. CHARPIN Françoise et Hervé PÉLÉRAUX, 2000 : « L'indicateur avancé de l'OFCE », *Revue de l'OFCE*, n° 72, janvier.

l'activité et anticiper son évolution pour les prochains mois est une préoccupation très ancienne aux États-Unis³, où la publication systématique d'indicateurs cycliques commence au début des années 1960. Ainsi, l'élaboration des indicateurs composites américains a contribué au développement de statistiques mensuelles. Ces indicateurs ont été conçus pour produire une analyse graphique de l'évolution de l'activité. Comme on va le voir dans la partie suivante, ils ne sont pas vraiment performants pour réaliser une prévision quantitative de la croissance du PIB, d'où l'idée de modéliser directement la croissance trimestrielle du PIB à partir de données mensuelles sans passer par ces indicateurs.

Les indicateurs composites américains et la croissance du PIB

L'analyse cyclique américaine est basée sur le concept de cycle de référence dont la représentation statistique est l'indicateur composite coïncident. Cet indicateur retrace les co-mouvements observés dans quatre séries mensuelles représentatives des divers aspects de la vie des affaires⁴ : la production industrielle, l'emploi salarié non agricole, les ventes manufacturières et commerciales et le revenu réel des ménages. Il diffère donc du PIB, en supposant que ce dernier soit disponible mensuellement, ce qui n'est pas encore le cas. Cependant, les fluctuations du PIB sont corrélées à celles de l'indicateur, comme on peut le voir sur le graphique I où sont reportés le taux de croissance trimestriel du PIB et celui de l'indicateur coïncident⁵ sur la période allant du 1^{er} trimestre 1960 au 2^e trimestre 2001. L'examen du graphique I fait apparaître clairement deux périodes : l'une volatile jusqu'au milieu des années 1980 et l'autre, beaucoup moins, après 1985. On observe que sur les années récentes, le taux de croissance de l'indicateur coïncident retrace assez mal celui du PIB, ce qui n'était pas le cas auparavant, en particulier sur la période 1971-1984 où l'adéquation est très bonne.

Pour anticiper l'évolution de l'indicateur coïncident, un indicateur composite avancé a été élaboré. Il retrace les co-mouvements observés dans dix séries mensuelles qui présentent une avance sur le cycle de référence :

- la durée hebdomadaire du travail dans l'industrie manufacturière,
- les demandes hebdomadaires d'indemnisation chômage,
- les commandes en biens de consommation et intermédiaires,
- les commandes en biens d'équipement civil,

3. SIGOGNE Philippe et Véronique RICHES, 1993 : « Genèse des indicateurs cycliques et maturation aux États-Unis », *Revue de l'OFCE*, n° 45, juin.

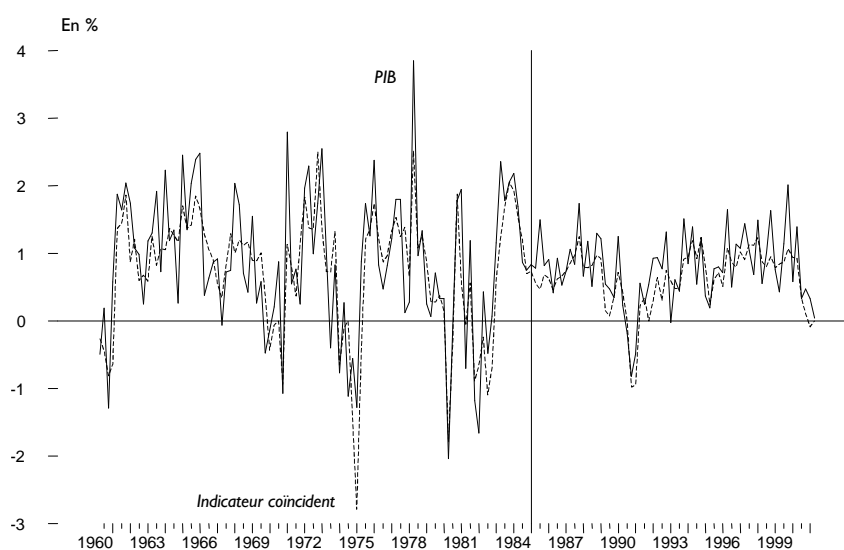
4. Le calcul des indicateurs composites figure en annexe I.

5. L'indicateur coïncident est trimestrialisé en prenant la moyenne trimestrielle.

UN INDICATEUR DE CROISSANCE À COURT TERME AUX ÉTATS-UNIS ■

- les délais de livraison,
- les permis de construire,
- l'indice boursier SP500,
- la masse monétaire réelle M2,
- l'écart entre le taux d'intérêt des bons du trésor à 10 ans et celui des fonds fédéraux,
- les attentes des consommateurs (indice Michigan).

I. Taux de croissance trimestriel du PIB en volume et de l'indicateur coïncident



Trait vertical au 1^{er} trimestre 1985.
Sources : Department of Commerce et The Conference Board.

L'indicateur avancé est utilisé pour prévoir l'évolution future de l'indicateur coïncident et tout particulièrement pour prévoir les récessions. La règle actuellement préconisée est la suivante : une récession est imminente lorsque l'indicateur avancé enregistre une baisse sur 6 mois d'au moins 3,5 % en rythme annualisé et lorsque son indice de diffusion⁶ sur six mois se situe sous la barre des 50 %. C'est la règle des trois D — *Duration, Depth and Diffusion* — baisse durable de l'indicateur avancé, baisse forte, qui s'est diffusée à une majorité de ses composantes.

Peut-on utiliser ces indicateurs pour prévoir le taux de croissance trimestriel du PIB ? Pour répondre à cette question, il est naturel d'estimer un modèle VAR à trois composantes : le taux de croissance du PIB, le taux de croissance de l'indicateur coïncident et le taux de croissance

6. L'indice de diffusion s'obtient en calculant chaque mois le pourcentage de séries en expansion sur les 6 derniers mois.

de l'indicateur avancé. En effet, l'indicateur avancé doit permettre de prévoir le coïncident qui, lui-même, est corrélé avec le PIB. Les indicateurs coïncidents et avancés sont trimestrialisés en prenant la moyenne⁷ du trimestre. Un modèle VAR d'ordre 1 suffit à obtenir des résidus sans auto-corrélations. Le modèle VAR est contraint⁸ car le passé du taux de croissance du PIB n'est pas significatif dans les équations des deux indicateurs. Les résultats figurent dans le tableau I. La première équation (première ligne du tableau I) concerne le taux de croissance du PIB et montre que les deux indicateurs aident à prévoir ce taux, mais avec une erreur moyenne importante de trois quarts de point et un pourcentage de variance expliquée faible de 37 %. On observe que le terme autorégressif a un signe négatif ; ainsi, quand la croissance a été élevée au trimestre t , elle tend à diminuer au trimestre suivant. Ceci s'observera dans l'équation de la partie suivante, pourtant très différente dans sa spécification et estimée sur une période beaucoup plus courte (1985-2001). La deuxième équation (deuxième ligne du tableau I) montre que le taux de croissance de l'indicateur coïncident est assez bien prévu à l'aide de son passé et de celui de l'indicateur avancé (qui a donc bien un caractère avancé) ; l'erreur moyenne est de 0,5 point et le pourcentage de variance expliquée de 55 %. Enfin, la troisième équation montre que l'écart de croissance⁹ entre les deux indicateurs aide à prévoir le taux de croissance de l'indicateur avancé avec, cependant, un pouvoir explicatif faible. Étant donné le changement de volatilité du taux de croissance du PIB constaté sur le graphique I, le modèle VAR a été estimé sur les deux sous-périodes 1960-1984 et 1985-2001. Les résultats figurent dans les tableaux All.1 et All.2 de l'annexe II. Sur la période 1985-2001 (tableau All.2), on constate une dégradation nette du pouvoir explicatif¹⁰ de deux équations parmi trois : celle prévoyant le PIB et celle prévoyant l'indicateur avancé. Sur la période récente, les indicateurs paraissent donc moins pertinents qu'auparavant pour anticiper la croissance. Remarquons que pour prévoir le PIB, on ne peut pas utiliser une équation où figure¹¹ le présent de l'indicateur coïncident, car la publication de ces indicateurs n'a pas une avance suffisante sur celle du PIB, qui paraît très rapidement¹². Au vu de ces résultats et de la comparaison avec ceux obtenus dans la partie suivante, il ne semble pas intéressant de passer par les indicateurs composites pour obtenir une prévision chiffrée de la croissance trimestrielle du PIB.

7. On obtient de meilleurs résultats qu'en prenant la fin du trimestre.

8. Il est estimé par la méthode des moindres carrés généralisés itératifs (la méthode des moindres carrés ordinaires donne pratiquement les mêmes résultats).

9. Le coefficient des deux variables a approximativement la même valeur absolue.

10. La part de la variance expliquée est réduite de moitié. Les erreurs moyennes de ces équations sont plus faibles mais les fluctuations à expliquer sont beaucoup moins importantes.

11. Une telle équation a un coefficient R^2 de l'ordre de 0,6.

12. La première évaluation du PIB du trimestre T est publiée à la fin du 1^{er} mois du trimestre ($T+1$). Au début du 2^e mois du trimestre ($T+1$) (resp. 3^e mois), on ne connaît que l'indicateur coïncident du 3^e mois du trimestre T (resp. 1^{er} mois du trimestre ($T+1$)).

I. Estimation du modèle VAR sur la période 1960-2001

tx-pib : taux de croissance trimestriel du PIB en volume
tx-coin : taux de croissance trimestriel de l'indicateur coïncident
tx-avan : taux de croissance trimestriel de l'indicateur avancé
 Les taux de croissance sont des variations relatives en pourcent.
 Une ligne du tableau correspond à une équation.
 Les statistiques de student sont données entre parenthèses et en italique.

	<i>tx-pib</i> _{t-1}	<i>tx-coin</i> _{t-1}	<i>tx-avan</i> _{t-1}	constante	R ²	Sigma
<i>tx-pib</i> _t	- 0,224 (- 3,0)	0,425 (4,2)	0,369 (7,1)	0,59 (7,7)	0,37	0,74 pt
<i>tx-coin</i> _t		0,440 (7,6)	0,271 (7,4)	0,29 (5,3)	0,55	0,53 pt
<i>tx-avan</i> _t		- 0,644 (- 5,8)	0,663 (9,6)	0,58 (5,7)	0,37	1,01 pts

Source : calculs OFCE.

Prévoir le taux de croissance du PIB à court terme

Soit T le trimestre du dernier PIB connu, on cherche à prévoir le taux de croissance trimestriel du PIB en $(T+1)$ et $(T+2)$, à partir de séries mensuelles et à l'aide de l'économétrie. La première évaluation du PIB du trimestre T est publiée à la fin du 1^{er} mois du trimestre $(T+1)$. Peu après cette publication, soit au début du 2^e mois du trimestre $(T+1)$, nous faisons une prévision pour les trimestres $(T+1)$ et $(T+2)$. Cette prévision sera révisée au début des deux mois suivants¹³, pour tenir compte des données mensuelles les plus récentes.

La première étape de la démarche va consister à déterminer une équation économétrique, équation (1) ci-après, donnant le taux de croissance trimestriel du PIB en fonction de séries mensuelles trimestrialisées, soit en prenant la moyenne du trimestre, soit la fin du trimestre. On sait qu'un certain nombre de séries mensuelles présentent un caractère avancé (en particulier, celles entrant dans l'indicateur composite avancé). De plus, de nombreuses études économétriques ont montré que l'écart entre le taux long et le taux court anticipait la croissance avec une avance de plusieurs trimestres ; de même, le taux de croissance des cours boursiers est connu pour être un bon prédicteur de la croissance. Ainsi, on va chercher à introduire dans l'équation économétrique des séries avancées qui vont aider à prévoir la croissance. Cependant, ces dernières ne suffisent pas à expliquer convenablement la croissance, et l'introduction de séries coïncidentes est nécessaire. Remarquons qu'au moment de la prévision, ces séries coïncidentes sont partiellement connues sur le trimestre $(T+1)$, mais pas du tout sur le trimestre $(T+2)$. Il faudra donc les prévoir, et ce sera la seconde étape de notre démarche. De nombreuses séries mensuelles coïncidentes sont

13. Au début du 3^e mois du trimestre $(T+1)$ et du 1^{er} mois du trimestre $(T+2)$. La première évaluation du PIB en $(T+1)$ a lieu à la fin du 1^{er} mois du trimestre $(T+2)$.

susceptibles d'entrer dans l'équation. On privilégiera celles qui pourront être prévues dans des conditions satisfaisantes. Finalement, la stratégie va être d'obtenir une équation qui comporte un nombre minimum de variables coïncidentes et de nombreuses variables avancées. Dans la terminologie économétrique, ces dernières sont des variables retardées. Si une variable entre dans l'équation avec un retard supérieur ou égal à 2, il sera inutile de la prévoir. Si elle intervient avec un retard de 1, un petit effort de prévision sera nécessaire pour le trimestre ($T+2$), mais elle sera partiellement connue sur ce trimestre. Seules les variables coïncidentes nécessiteront un travail réel, qui sera réalisé à l'aide d'équations économétriques estimées avec la périodicité mensuelle.

La liste des variables coïncidentes et avancées qui entrent dans la détermination de la croissance trimestrielle du PIB (équation (1)) figure dans le tableau 2, avec, pour chacune, l'indication de la trimestrialisation utilisée et son mnémonique. Aucune des deux séries coïncidentes du tableau 2 n'appartient à l'indicateur composite coïncident. Celles du tableau 2 sont apparues plus performantes¹⁴ et disponibles plus rapidement que celles de l'indicateur. Mentionnons que la confiance des consommateurs est la série du *Conference Board* et non celle de l'Université du Michigan (en effet, économétriquement la première donne de meilleurs résultats). La plupart des séries avancées du tableau 2 appartiennent à l'indicateur composite avancé (permis de construire, commandes en biens d'équipement civil, délais de livraison, cours des actions, écart de taux¹⁵). Deux variables d'enquête du tableau 2 (activité dans l'industrie et dans le bâtiment) ne figurent pas dans l'indicateur composite avancé. Il faut dire que ces variables sont assez corrélées avec respectivement les délais de livraison et les permis de construire qui y figurent déjà.

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

	Trimestrialisation	Mnémonique
Variables coïncidentes		
Taux d'utilisation des capacités de production	fin de période	<i>tuc</i>
Confiance des consommateurs ¹	fin de période	<i>conf</i>
Variables avancées		
Nouveaux permis de construire	moyenne de période	<i>permis</i>
Vol. des commandes en biens d'équipement civil	moyenne de période	<i>orderi</i>
Indicateur d'activité dans le bâtiment ²	fin de période	<i>bat</i>
Indicateur d'activité dans l'industrie ³	fin de période	<i>napm</i>
Performance des vendeurs (délais de livraison) ³	fin de période	<i>vendor</i>
Cours des actions (indice SP500), en \$ constants	fin de période	<i>sp500</i>
Écart de taux (bons à 10 ans - bons à 3 mois)	fin de période	<i>spread</i>

1. Source Conference Board.

2. Source NAHB.

3. Source NAPM.

14. D'un point de vue économétrique.

15. L'écart de taux n'est pas défini de la même façon, car le taux court n'est pas celui des fonds fédéraux : les résultats économétriques sont légèrement meilleurs avec le taux à 3 mois.

Toutes les séries du tableau 2 sont disponibles sur longue période à l'exception de l'indicateur d'activité dans le bâtiment qui existe depuis janvier 1985. L'équation va donc être estimée sur une période qui démarre en 1985. On aurait pu choisir de ne pas utiliser cette variable d'enquête si nous avions la conviction qu'une estimation sur une période plus longue présentait un avantage. Ce n'est pas le cas. En effet, les variables financières (écart de taux et cours boursier) n'interviennent significativement dans l'équation que si celle-ci est estimée sur une période relativement courte¹⁶. Par ailleurs, le changement de volatilité constaté sur le graphique I incite à retenir une période qui démarre en 1985.

Certaines variables du tableau 2 vont intervenir en niveau, soit dans l'équation (I), soit dans les équations de prévision de la seconde étape. On a testé¹⁷ la stationnarité de ces séries mensuelles sur la période 1970-2001. Les résultats sont reportés en annexe III où l'on voit que les séries peuvent être considérées comme stationnaires. Même si les variables utilisées sont stationnaires, comme l'équation (I) est estimée sur une période relativement courte, certaines peuvent présenter un trend sur cette période. Pour éviter les problèmes économétriques liés à cette éventuelle non stationnarité, un trend est introduit dans l'équation, ce qui revient à considérer les variables en écart au trend.

Équation (I)

Δ opérateur différence première
 tx taux de croissance en pourcent
 txm taux de croissance lissé (moyenne mobile d'ordre 3)

$$\begin{aligned}
 tx-pib = & -0,48 + 0,001 \text{ temps} - 0,442 tx-pib_{-1} + 0,304 \Delta tuc \\
 & (-0,8) \quad (0,4) \quad (-4,5) \quad (6,4) \\
 & + 0,012 \text{ conf} + 0,064 txm-order_{-1} + 0,026 tx-permis_{-1} + 0,017 \Delta bat_{-2} \\
 & (4,1) \quad (2,9) \quad (3,3) \quad (2,3) \\
 & + 0,044 napm_{-2} - 0,046 vendor_{-2} + 0,027 tx-sp500_{-3} + 0,156 spread_{-3} \\
 & (2,7) \quad (-3,0) \quad (4,3) \quad (2,4)
 \end{aligned}$$

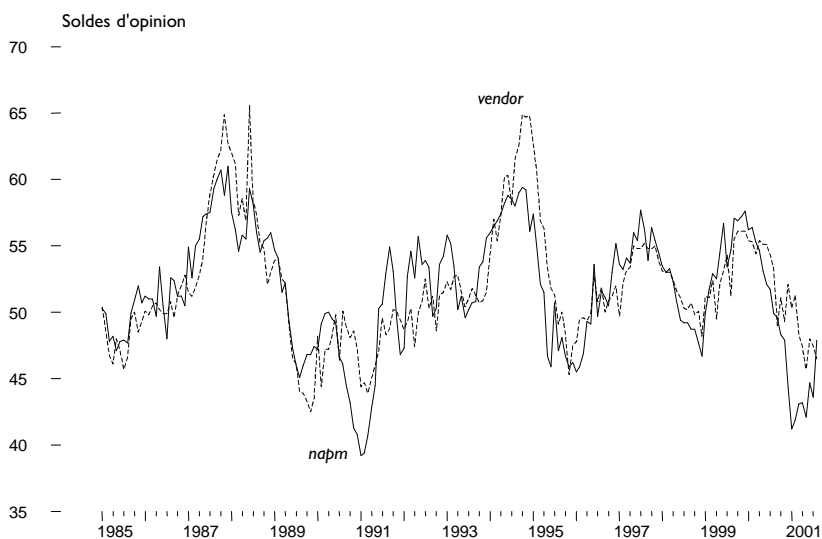
Période d'estimation : 1985T4-2001T2
 Nobs = 63 R²=0,75 sigma = 0,29 point

16. Qui commence après 1980.

17. Test de Elliott, Rothenberg, Stock (1996), *Econometrica*, vol. 64, n° 4, July, 813-836.

Examinons maintenant les résultats économétriques de l'équation (1). Comme il a été signalé dans la partie précédente, l'équation comporte un terme autorégressif de signe négatif, traduisant que si la croissance a été élevée au trimestre t , elle tend à diminuer au trimestre suivant. Ceci n'est pas lié à la période d'estimation, puisque comme le montre le tableau All. I de l'annexe II, le signe négatif apparaît aussi sur la période d'estimation 1960-1984. En ce qui concerne les variables d'enquête (*napm*, *vendor*), c'est leur différence qui intervient¹⁸, avec un décalage de deux trimestres. Comme on le voit sur le graphique 2, ces variables sont très corrélées ; par ailleurs, on constate qu'en période de ralentissement de l'activité, la variable *vendor* se replie plus lentement que la variable *napm*, ce qui explique que ce soit la différence de ces deux variables qui entre significativement dans l'équation. Prises isolément, ce sont des variables coïncidentes ou légèrement avancées, mais le taux d'utilisation des capacités de production et les permis de construire se révèlent plus efficaces qu'elles. Cinq variables ont des décalages supérieurs ou égaux à deux trimestres, et elles n'auront donc pas à être prévues dans l'étape suivante. L'écart de taux a une avance de 3 trimestres, ce qui est un résultat classique, mais il reste assez peu significatif. Par contre, le taux de croissance de l'indice boursier l'est nettement plus. Sur le graphique 3, sont reportés le taux de croissance trimestriel du PIB observé et ajusté par l'équation 1.

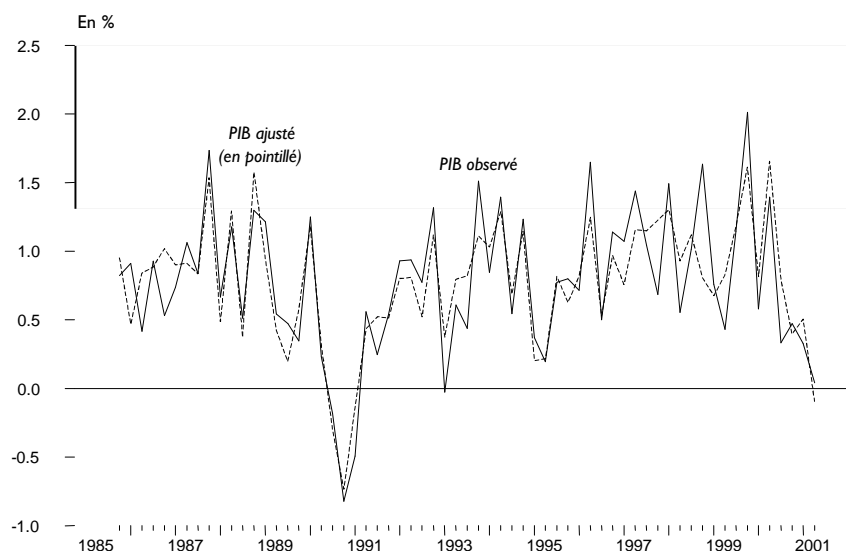
2. Indicateur d'activité dans l'industrie (*napm*) et performance des vendeurs (*vendor*)



Source : National Association of Purchasing Management.

18. Puisque leur coefficient sont égaux en valeur absolue et de signe opposé.

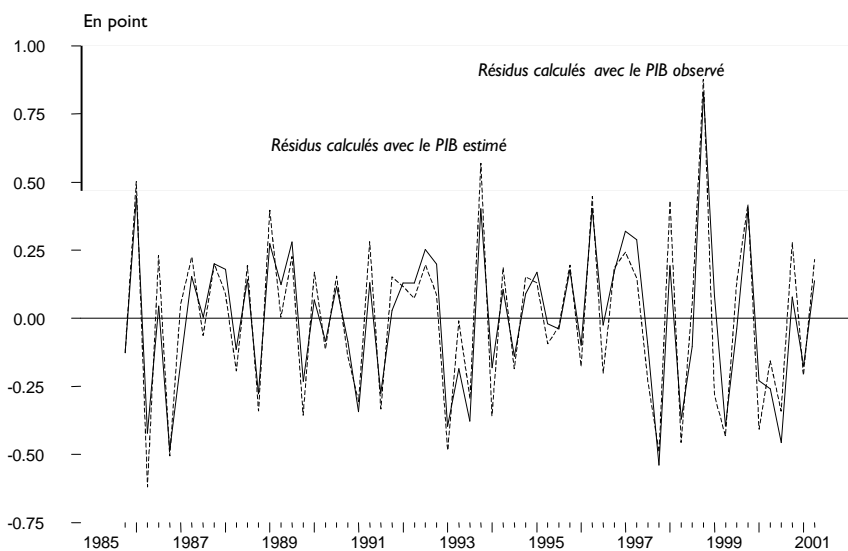
3. Taux de croissance trimestriel du PIB observé et ajusté par l'équation (1)



Source : calculs OFCE.

Les erreurs d'estimation (graphique 4) se situent dans la bande $\pm 0,5$ point, à l'exception du 4^e trimestre de l'année 1998 où l'on sous-estime la croissance de 0,8 point et du 4^e trimestre de l'année 1997 où elle est sur-estimée de 0,54 point. On s'est demandé si l'introduction de nouvelles variables coïncidentes comme la production industrielle, les dépenses de consommation et les autres variables entrant dans l'indicateur composite coïncident, permettrait d'expliquer la forte croissance du 4^e trimestre 1998, mais aucun résultat n'a été obtenu. L'erreur moyenne de l'équation est de 0,29 point. Elle passe à 0,34 point si l'on introduit dans l'équation, à la place du passé du PIB, le passé du PIB tel qu'il a été estimé par l'équation. Les deux séries de résidus — avec le passé du PIB observé et le passé estimé — sont représentées sur le graphique 4.

4. Résidus calculés avec le passé du PIB observé
et avec le passé du PIB estimé



Source : calculs OFCE.

La prévision des variables coïncidentes et avancées

Décrivons maintenant les équations mensuelles qui vont servir à prévoir les variables coïncidentes (*conf* et *tuc*) et les variables faiblement avancées (*permis* et *orderi*), afin de donner une prévision de croissance du PIB en $(T+1)$ et $(T+2)$. La première évaluation du PIB du trimestre T paraît à la fin du 1^{er} mois du trimestre $(T+1)$. Les trois prévisions de croissance du PIB en $(T+1)$ et $(T+2)$ auront lieu au début du 2^e mois du trimestre $(T+1)$, du 3^e mois du trimestre $(T+1)$ et du 1^{er} mois du trimestre $(T+2)$. En ce qui concerne la confiance des ménages, on doit faire une prévision à un horizon respectivement de 5, 4 ou 3 mois selon la date de la prévision. En effet, la confiance des ménages d'un mois donné est connue à la fin du même mois. Pour le taux d'utilisation des capacités de production, la situation est légèrement différente, car en début de mois, le taux du mois précédent n'est pas connu (il est publié en milieu de mois). Cependant, on peut en faire une très bonne évaluation à partir de l'indicateur d'activité dans l'industrie qui paraît en début de mois. On peut donc considérer que l'on doit faire une prévision à un horizon de 5, 4 ou 3 mois, comme pour la confiance des ménages.

Passons maintenant au cas des variables faiblement avancées, à savoir les permis de construire et les commandes en biens d'équipement civil. Au

début du mois s , on connaît leur valeur ($s-2$) car la valeur ($s-1$) paraît dans la deuxième moitié du mois s . Cependant, comme précédemment pour le taux d'utilisation des capacités de production, leur valeur en ($s-1$) peut être estimée correctement à l'aide respectivement de l'indicateur d'activité dans le bâtiment et dans l'industrie. Il restera à faire une prévision à un horizon respectivement de 2 ou 1 mois selon la date de la prévision.

Du côté du secteur industriel, le taux d'utilisation des capacités de production (tuc) et les commandes en biens d'équipement civil ($tx-orderi$) vont être modélisés à l'aide de l'indicateur d'activité dans l'industrie ($napm$) qu'il faut alors prévoir. Pour cela, on va utiliser un modèle VAR à trois composantes (équations 2 à 4). Le système est estimé sur la période allant de janvier 1985 à juillet 2001, soit 199 mois. Le taux d'utilisation des capacités de production, équation 2, est expliqué par son passé, celui de l'indicateur d'activité dans l'industrie et celui des commandes en biens d'équipement civil. L'équation peut être réécrite avec le niveau et la différence première de la variable $napm$ afin de n'avoir que des coefficients positifs. Le taux de croissance des commandes a un signe négatif, ce qui s'explique par l'autocorrélation négative de cette variable (quand le taux de croissance des commandes est élevé un mois donné, il a tendance à diminuer les mois suivants¹⁹). Pour obtenir le taux d'utilisation du mois

Équation (2)

$$\begin{aligned}
 tuc &= 0,76 + 0,969 tuc_{-1} \\
 &\quad (0,6) \quad (60,4) \\
 &+ 0,056 napm_{-1} + 0,045 napm_{-2} - 0,067 napm_{-3} - 0,009 tx-orderi_{-1} \\
 &\quad (4,0) \quad (2,3) \quad (-4,5) \quad (-2,9) \\
 R^2 &= 0,96 \quad \text{Indicatrice en août 1998}
 \end{aligned}$$

Équation (3)

$$\begin{aligned}
 napm &= 18,5 + 0,893 napm_{-1} + 1,318 tuc_{-1} - 1,478 tuc_{-2} \\
 &\quad (3,3) \quad (28,5) \quad (4,0) \quad (-4,6) \\
 R^2 &= 0,87
 \end{aligned}$$

Équation (4)

$$\begin{aligned}
 tx-orderi &= -0,722 tx-orderi_{-1} - 0,439 tx-orderi_{-2} - 0,210 tx-orderi_{-3} \\
 &\quad (-11,2) \quad (-6,0) \quad (-3,3) \\
 &+ 0,404 napm_{-1} - 20,2 \\
 &\quad (4,2) \quad (-4,1) \\
 R^2 &= 0,45 \quad \text{Indicatrices en décembre 1989 et en juillet 1991}
 \end{aligned}$$

19. Ce que l'on observe en regardant l'équation (4).

précédant la date de prévision, on utilise une équation similaire à l'équation (2), mais qui comporte en plus le présent du *napm*²⁰. L'indicateur d'activité dans l'industrie, équation (3), est expliqué par son passé et la variation passée du taux d'utilisation des capacités de production. Enfin, le taux de croissance des commandes, équation (4), est expliqué par son passé et l'indicateur d'activité dans l'industrie. Le coefficient de détermination de cette équation est faible, car la variable expliquée est un taux de croissance mensuel très volatile. Pour obtenir cette variable le mois précédant la date de prévision, on utilise une équation similaire à l'équation (4), mais qui comporte en plus le présent du *napm*.

Considérons maintenant la modélisation de l'indicateur de confiance (*conf*). Cet indicateur va dépendre des attentes des consommateurs (*expt*), de l'opinion qu'ils ont sur la croissance approximée ici par l'indicateur d'activité dans l'industrie (*napm*) et du taux de croissance de l'indice boursier (*tx-sp500*). Il faut donc adjoindre une équation prévoyant les attentes des consommateurs et, en principe, une autre prévoyant le taux de croissance de l'indice boursier. Or ce taux n'est guère prévisible et nous n'adjoindrons pas cette équation au système (*conf*, *expt*). Cependant, la variable (*tx-sp500*) intervient avec un décalage de deux mois sur la confiance et les attentes des consommateurs ; c'est pourquoi cette variable sera présente dans un premier système (*conf*, *expt*) pour obtenir deux mois de prévision, puis absente du deuxième système qui permet d'aller au-delà des deux mois. Le premier système correspond aux équations (5-a) et (6-a) et le deuxième aux équations (5-b) et (6-b). Ils sont estimés sur la période allant de janvier 1985 à août 2001, soit 200 mois. La variable temps figure dans les équations, car la confiance des ménages présente un trend sur la période d'estimation.

Équation (5-a)

$$\begin{aligned} \text{conf} = & -1,04 - 0,009 \text{ temps} + 0,76 \text{ conf}_{-1} + 0,36 \text{ conf}_{-2} - 0,33 \text{ expt}_{-2} \\ & (-0,2) \quad (-1,1) \quad (10,5) \quad (4,1) \quad (-4,9) \\ & + 0,91 \text{ napm}_{-1} - 0,48 \text{ napm}_{-2} + 0,32 \text{ tx-sp500}_{-2} \\ & (4,4) \quad (-2,3) \quad (2,9) \end{aligned}$$

$$R^2=0,96$$

Équation (6-a)

$$\begin{aligned} \text{expt} = & 14,2 - 0,016 \text{ temps} + 0,55 \text{ expt}_{-1} + 0,18 \text{ conf}_{-1} \\ & (2,4) \quad (-1,6) \quad (6,7) \quad (3,9) \\ & + 1,02 \text{ napm}_{-1} - 0,73 \text{ napm}_{-2} + 0,34 \text{ tx-sp500}_{-2} \\ & (3,9) \quad (-2,9) \quad (2,5) \end{aligned}$$

$$R^2=0,78$$

20. Elle n'est pas reproduite ici mais elle est meilleure que l'équation (2).

Les équations (5-a) et (6-a) peuvent être réécrites avec le niveau et la différence première de la variable *napm* afin de n'avoir que des coefficients positifs. La confiance des ménages, équation (5-a), dépend de son passé, de la différence passée entre la confiance et les attentes des consommateurs ²¹, du passé du *napm* et enfin du taux de croissance passé de l'indice boursier. La série attentes des consommateurs, équation (6-a), assez corrélées à la confiance, a une détermination proche.

Équation (5-b)

$$\begin{aligned} \text{conf} = & -0,42 - 0,008 \text{ temps} + 0,81 \text{ conf}_{-1} + 0,29 \text{ conf}_{-2} - 0,29 \text{ expt}_{-2} \\ & (-0,1) \quad (-1,0) \quad (11,4) \quad (3,4) \quad (-4,4) \\ & + 0,86 \text{ napm}_{-1} - 0,48 \text{ napm}_{-2} \\ & (4,1) \quad (-2,3) \end{aligned}$$

$$R^2=0,95$$

Équation (6-b)

$$\begin{aligned} \text{expt} = & 13,8 - 0,014 \text{ temps} + 0,60 \text{ expt}_{-1} + 0,15 \text{ conf}_{-1} \\ & (2,3) \quad (-1,5) \quad (7,6) \quad (3,4) \\ & + 0,97 \text{ napm}_{-1} - 0,73 \text{ napm}_{-2} \\ & (3,7) \quad (-2,9) \end{aligned}$$

$$R^2=0,77$$

Restent maintenant les permis de construire (*permis*), que l'on va modéliser à l'aide de l'indicateur d'activité dans le bâtiment (*bat*) et de la différence première de l'écart de taux (Δspread). Cette dernière variable intervient avec un décalage suffisant pour qu'il ne soit pas nécessaire de la prévoir. Par contre, il faudrait en principe adjoindre une deuxième équation prévoyant l'indicateur d'activité dans le bâtiment (*bat*). Comme ce dernier est essentiellement expliqué par son passé, il revient au même de procéder comme nous le décrivons maintenant. L'équation (7-a) permet d'obtenir la prévision à un mois (l'indicateur du bâtiment figure avec un retard de 1), et l'équation (7-b) à deux mois (l'indicateur du bâtiment figurant avec un retard de 2). Pour estimer les permis du mois précédant la date de prévision, on utilise une équation similaire à (7-a), mais qui comporte en plus le présent de l'indicateur du bâtiment et le présent de sa variation. Les deux équations (7) peuvent être réécrites avec le niveau et la différence première de la variable *permis* afin de n'avoir que des coefficients significativement différents de zéro. Les deux équations diffèrent peu en raison de la forte autorégressivité de l'indicateur du bâtiment. L'interprétation de la différence première de l'écart de taux (Δspread) est la suivante : cette variable

21. Exactement comme la différence (*napm-vendor*) dans la partie précédente.

est positive lorsque la baisse du taux court est plus rapide que celle du taux long ; dans ce cas, les agents ont — à court terme ²² — des anticipations de croissance basse, ce qui déprime les permis de construire.

Équation (7-a)

$$\begin{aligned} \text{permis} = & 30,6 + 0,72 \text{ permis}_{-1} - 0,06 \text{ permis}_{-2} + 0,26 \text{ permis}_{-3} \\ & (1,2) \quad (10,3) \quad \quad \quad (-0,7) \quad \quad \quad (3,7) \\ & + 1,50 \text{ bat}_{-1} + 1,83 \Delta \text{bat}_{-1} + 4,18 \Delta \text{bat}_{-2} - 44,7 \Delta \text{spread}_{-3} \\ & (2,5) \quad \quad (1,3) \quad \quad (3,2) \quad \quad (-3,2) \end{aligned}$$

$R^2=0,94$

Équation (7-b)

$$\begin{aligned} \text{permis} = & 36,8 + 0,77 \text{ permis}_{-1} - 0,06 \text{ permis}_{-2} + 0,22 \text{ permis}_{-3} \\ & (1,5) \quad (11,2) \quad \quad \quad (-0,7) \quad \quad \quad (3,2) \\ & + 1,23 \text{ bat}_{-2} + 4,15 \Delta \text{bat}_{-2} - 43,1 \Delta \text{spread}_{-3} \\ & (2,0) \quad \quad (3,1) \quad \quad (-3,0) \end{aligned}$$

$R^2=0,94$

Les erreurs de prévision sur les dix derniers trimestres

Dans cette partie, on examine les erreurs de prévisions que l'on aurait faites avec ce système d'équations, de 1999 à fin du 1^{er} semestre 2001. La première prévision est réalisée au début du mois de février 1999 avec une équation coïncidente estimée sur la période 1985T4-1998T4 et avec le système d'équations mensuelles estimé sur la période 1985M1-1999M1. Elle concerne les deux premiers trimestres de l'année 1999. Ces mêmes trimestres seront prévus début mars et début avril 1999 en réestimant le système mensuel, respectivement sur les périodes 1985M1-1999M2 et 1985M1-1999M3. Puis début mai 1999, on s'intéresse à la prévision des 2^e et 3^e trimestres de l'année 1999 et on reprend le scénario précédent pour obtenir successivement 3 prévisions pour ces deux trimestres. On poursuit jusqu'en février, mars et avril 2001 pour obtenir 3 prévisions pour les 1^{er} et 2^e trimestres 2001. Enfin, en mai, juin et juillet 2001, on calcule une prévision pour le 2^e trimestre 2001. Finalement, on peut calculer 30 erreurs de prévision à l'horizon 1 (10 pour le 2^e mois du trimestre (T+1), 10 pour le 3^e et 10 pour le 1^{er} mois du trimestre (T+2)), et 27 erreurs de prévision à l'horizon 2 (9 pour chaque mois). Dans le tableau 3, on donne

22. La baisse du taux court doit relancer la croissance, mais avec un décalage de trois trimestres, comme on l'a vu dans la partie précédente ; dans cette partie, les décalages sont exprimés en mois.

les erreurs quadratiques moyennes de prévision, que l'on peut comparer à l'erreur quadratique moyenne de l'ajustement sur cette même période qui est de 0,27 point ²³.

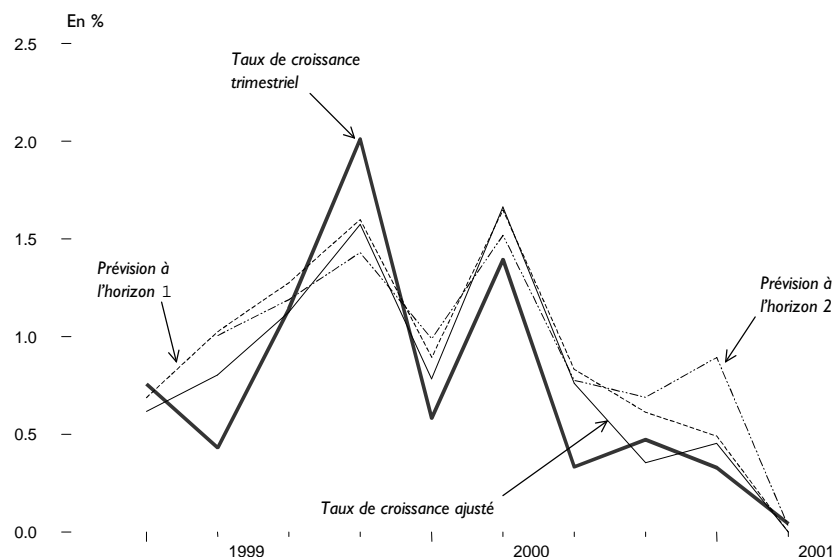
3. Erreurs quadratiques moyennes de prévision selon l'horizon de la prévision

Date de calcul des prévisions* (dernier PIB connu en T)	Erreur moyenne sur le trimestre (T+1)	Erreur moyenne sur le trimestre (T+2)
Mois 2, trimestre (T+1)	0,34 pt	0,43 pt
Mois 3, trimestre (T+1)	0,30 pt	0,42 pt
Mois 1, trimestre (T+2)	0,31 pt	0,36 pt

*: début de mois.
Source : calculs OFCE.

On note une légère diminution de l'erreur moyenne au fur et à mesure que l'information conjoncturelle s'accroît ; cependant, les moyennes de chaque case du tableau sont calculées avec 10 ou 9 observations, ce qui ne permet pas de tirer des conclusions. L'erreur moyenne de prévision à l'horizon 1 est de l'ordre de celle de l'ajustement, donc aussi satisfaisante que possible. Comme on pouvait s'y attendre l'erreur de prévision à l'horizon 2 est plus élevée, mais reste acceptable eu égard à la précision moyenne de l'ajustement.

5. Taux de croissance observé, ajusté et prévu



Source : calculs OFCE.

23. Avec le système du tableau 1, utilisant les indicateurs composites, l'erreur quadratique moyenne de prévision sur la même période est de 0,49 point pour l'horizon 1 et de 0,60 point pour l'horizon 2.

Sur le graphique 5, sont reportés le taux de croissance trimestriel, le taux ajusté par l'équation 1, les prévisions à l'horizon 1 en moyenne sur les trois mois et les prévisions à l'horizon 2 en moyenne sur les trois mois. On observe sur le graphique que la prévision à l'horizon 1 est proche du taux de croissance ajusté ; ainsi, les erreurs de prévision sont celles de l'ajustement. Pour l'horizon 2, cette remarque vaut à l'exception de deux trimestres où des écarts notables s'observent : il s'agit du 4^e trimestre de l'année 2000 et 1^{er} trimestre de l'année 2001.

Au début du mois de septembre 2001, on prévoyait un taux de croissance trimestriel nul pour le 3^e trimestre 2001 et de 0,5 % pour le 4^e trimestre.

Achévé de rédiger le 7 septembre 2001.

Après les attentats du 11 septembre 2001, les taux de croissance du PIB des 3^e et 4^e trimestres devraient être négatifs, ce qui signifie une entrée dans une phase de récession. En effet, début octobre, on peut faire une nouvelle prévision du 3^e trimestre en utilisant les séries parues durant le mois de septembre, en particulier la confiance des ménages¹, et celles parues début octobre, comme l'indicateur d'activité dans l'industrie. La prévision pour le 3^e trimestre est maintenant de -0,6 % (contre 0 % début septembre). Cette forte baisse ne résulte pas uniquement de l'information sur le dernier mois. Une partie est imputable² à la révision des séries sur les mois précédents. La baisse du 3^e trimestre pourrait être encore plus forte car le calcul ne tient pas compte des perturbations qui ont affecté le trafic aérien, la production et la distribution immédiatement après les attentats.

En ce qui concerne le 4^e trimestre 2001, on ne peut pas se contenter d'utiliser l'outil tel qu'il est présenté ici car la confiance des ménages et le taux d'utilisation des capacités de production vont être affectés au 4^e trimestre davantage que ne l'impliquent nos équations mensuelles largement autorégressives. Avec les deux hypothèses conservatrices suivantes : la confiance des ménages s'établit à un niveau comparable à celui atteint durant la guerre du golfe et le taux d'utilisation des capacités de production reste stable, l'indicateur donne pour le 4^e trimestre un taux de croissance de -0,3 %.

1. La série est parue le 24 septembre ; la moitié des ménages ont été interrogés avant le 11 septembre et, l'autre moitié, après.

2. Signalons qu'une révision exceptionnelle a eu lieu sur les commandes en biens d'équipement civil. On savait que cette série était estimée et qu'elle devait être révisée. Elle a été considérablement revue à la baisse sur l'année 2001. Si, au début du mois de septembre, on avait disposé des séries révisées, on aurait prévu un taux de croissance trimestriel de -0,2 % pour le 3^e trimestre 2001 et de 0,4 % pour le 4^e trimestre.

ANNEXE I

La construction des indicateurs composites coïncident et avancé est particulièrement simple¹. Afin de travailler avec des séries stationnaires, on passe du niveau X_t d'une série à sa variation mensuelle x_t , absolue ou relative, absolue lorsque la série initiale est exprimée en %, relative sinon :

$$\begin{aligned} \text{— variation absolue} & \quad x_t = X_t - X_{t-1} \\ \text{— variation relative symétrique}^2 & \quad x_t = 200 \frac{X_t - X_{t-1}}{X_t + X_{t-1}} \end{aligned}$$

Ensuite, pour obtenir des composantes d'égales volatilités, on passe de la variation mensuelle x_t à une variation standardisée y_t définie, à partir de l'écart-type σ_x de la série x , par :

$$y_t = \frac{\sigma_{tot}}{\sigma_x} x_t \quad \text{où } \sigma_{tot} \text{ est donné par } \frac{1}{\sigma_{tot}} = \sum_x \frac{1}{\sigma_x}$$

de manière que la somme des poids de standardisation³ soit égale à 1 :

$$\sum_x \frac{\sigma_{tot}}{\sigma_x} = 1$$

Enfin, on agrège les séries y_t de chaque groupe (coïncident et avancé) ce qui donne les indicateurs i_t suivants

$$i_t^A = \sum_{y \in A} y_t \quad i_t^C = \sum_{y \in C} y_t$$

Leur niveau I_t est obtenu en enchaînant leurs variations i_t selon la récurrence suivante :

$$I_t = I_{t-1} \frac{i_t + 200}{i_t - 200} \quad \text{où} \quad I_t = \frac{i_t + 200}{i_t - 200}$$

qui exprime que i_t est la variation relative symétrique de I_t .

Les indices sont ensuite rebasés pour avoir une moyenne de 100 sur l'année 1996.

1. Depuis décembre 1995, la gestion des indicateurs cycliques est confiée à un organisme privé, le *Conference Board* ; une description des indicateurs est disponible sur leur site www.tcb-indicators.org.

2. Ce calcul possède la propriété qu'une hausse de 1 % suivie d'une baisse de 1 % laisse le niveau inchangé.

3. Les poids de standardisation sont recalculés chaque année. Actuellement, l'écart-type des séries est calculé avec des données qui s'arrêtent fin 1999. Les poids de l'année 2001 sont donnés sur le site www.tcb-indicators.org.

ANNEXE II

All. I. Estimation du modèle VAR sur la période 1960-1984

tx-pib : taux de croissance trimestriel du PIB en volume
tx-coin : taux de croissance trimestriel de l'indicateur coïncident
tx-avan : taux de croissance trimestriel de l'indicateur avancé

Les taux de croissance sont des variations relatives en pourcent.

Une ligne du tableau correspond à une équation.

Les statistiques de student sont données entre parenthèses et en italique.

	<i>tx-pib</i> _{t-1}	<i>tx-coin</i> _{t-1}	<i>tx-avan</i> _{t-1}	constante	R ²	Sigma
<i>tx-pib</i> _t	-0,227 (- 2,3)	0,412 (3,2)	0,391 (6,1)	0,60 (5,5)	0,40	0,89 pt
<i>tx-coin</i> _t		0,419 (5,6)	0,276 (5,9)	0,32 (4,0)	0,55	0,66 pt
<i>tx-avan</i> _t		-0,680 (- 4,8)	0,680 (7,8)	0,65 (4,3)	0,39	1,24 pts

Source : calculs OFCE.

Tableau All. 2 : Estimation du modèle VAR sur la période 1985-2001

	<i>tx-pib</i> _{t-1}	<i>tx-coin</i> _{t-1}	<i>tx-avan</i> _{t-1}	constante	R ²	Sigma
<i>tx-pib</i> _t	-0,215 (- 1,9)	0,550 (3,1)	0,167 (1,5)	0,55 (5,1)	0,19	0,52 pt
<i>tx-coin</i> _t		0,585 (6,4)	0,218 (3,4)	0,19 (3,1)	0,59	0,31 pt
<i>tx-avan</i> _t		-0,396 (- 2,2)	0,478 (3,8)	0,39 (3,2)	0,18	0,61 pt

Source : calculs OFCE.

ANNEXE III

On réalise le test de Elliott, Rothenberg, Stock (1996) sur les séries mensuelles et sur une période commençant en janvier 1970¹. On arrête le nombre de retards de la régression du test à l'aide du test du rapport de vraisemblance. Cette régression ne comporte pas de trend car, pour aucune des variables examinées, l'existence d'un trend temporel sur une période longue ne pourrait être justifiée. Dans le tableau ci-dessous, on donne la statistique de student qui sert au test et qui doit être inférieure à $-1,95$ pour conclure à l'absence de racine unitaire au seuil 5 %.

Tests de racine unitaire		
Séries mensuelles (période 1970-2001)	Nombre de retards	Stat. de Student
Taux d'utilisation des capacités de production (<i>tuc</i>)	8	- 3,3
Confiance des consommateurs (<i>conf</i>)	12	- 2,0
Attentes des consommateurs (<i>expt</i>)	12	- 3,6
Nouveaux permis de construire (<i>permis</i>)	15	- 2,8
Indicateur d'activité dans l'industrie (<i>napm</i>)	2	- 4,2
Performance des vendeurs (<i>vendor</i>)	5	- 5,1
Ecart de taux (<i>spread</i>)	12	- 2,1
Indicateur d'activité dans le bâtiment (<i>bat</i>) (1985-2001)	10	- 2,2

Source : calculs OFCE.

1. A l'exception de l'indicateur d'activité dans le bâtiment (*bat*), qui n'existe que depuis janvier 1985.

