



HAL
open science

L'indicateur avancé de l'OFCE

Françoise Charpin, Hervé Péléraux

► **To cite this version:**

Françoise Charpin, Hervé Péléraux. L'indicateur avancé de l'OFCE. Revue de l'OFCE, 2000, 72, pp.133-155. 10.3406/ofce.2000.1572 . hal-01011215

HAL Id: hal-01011215

<https://sciencespo.hal.science/hal-01011215>

Submitted on 23 Jun 2014

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



Distributed under a Creative Commons Attribution - NonCommercial - NoDerivatives 4.0 International License

L'indicateur avancé de l'OFCE

Françoise Charpin

Université de Paris II et Département analyse et prévision

Hervé Péléraux

Département analyse et prévision

Cet article présente les principes de construction d'un indicateur avancé pour l'économie française, ainsi que son utilisation possible. L'objectif est de prévoir la croissance du PIB pour le trimestre en cours et le trimestre à venir. L'indicateur avancé incorpore des informations conjoncturelles à fréquence mensuelle et peut être ainsi calculé chaque mois. Deux blocs de variables entrent dans la composition de l'indicateur : un bloc réel contenant des variables coïncidentes et avancées d'un trimestre, et un bloc financier regroupant des variables avancées d'au moins trois trimestres. Les contributions de chaque bloc sont analysées pour apprécier le rôle des différents facteurs. Puis l'indicateur est mis en œuvre dans un exercice rétrospectif de prévision. Les résultats paraissent significatifs et confèrent à l'instrument un caractère opérationnel qui devra toutefois être éprouvé au fil des prévisions.

Quel type d'indicateur construire ?

Le terme « indicateur avancé » est utilisé pour désigner des instruments ayant pour but d'anticiper l'activité économique selon des méthodologies s'apparentant aussi bien à la statistique descriptive qu'à l'économétrie des séries temporelles.

L'instrument traditionnel (NBER, OCDE¹) produit une analyse graphique du cycle et de ses points de retournement. La méthode consiste à sélectionner, parmi l'information conjoncturelle disponible, un petit nombre de séries qui présentent, après élimination de la tendance, un profil cyclique comparable à celui de l'activité, en l'anticipant avec une avance régulière. Les séries avancées sont ensuite agrégées par moyenne pour constituer un indicateur composite. Cette méthode

Les auteurs remercient Valérie Chauvin ainsi que David Jestaz pour leurs suggestions.
1. *Main Economic Indicators, Sources and methods* n°39, janvier 1987 ; voir aussi Fayolle J. (1993).

présente toutefois divers inconvénients. D'une part, elle repose sur une décomposition tendance-cycle sans fondement économique et contestable d'un point de vue statistique ; d'autre part, elle agrège des séries en utilisant des poids fixés sans aucun critère de choix ; enfin, l'information délivrée est principalement qualitative.

Une deuxième catégorie d'instruments a pour objectif d'évaluer la probabilité d'un retournement de conjoncture. Ce calcul repose sur diverses méthodologies ; la plus ancienne, basée sur l'article de Neftci (1982), est utilisée par Anas (1997, 1998) pour construire l'indicateur avancé du COE² ; la plus récente, basée sur les modèles à changement de régime de Hamilton (1990), est utilisée par Grégoir et Lengart (1998) à l'INSEE pour obtenir l'indicateur de retournement dans l'industrie. Ce type d'instrument ne produit également qu'une information qualitative.

Enfin, une troisième catégorie d'instruments a pour objectif de prévoir le taux de croissance du PIB à partir de méthodes économétriques. C'est l'optique adoptée par Artus, Kaabi et Sassenou (1996) pour construire l'indicateur avancé de la Caisse des dépôts et consignations. L'avantage de ce type d'instruments est de fournir une information quantitative sur une grandeur fondamentale : la croissance. C'est l'approche que nous retenons ici.

Dans cette troisième catégorie, les méthodes économétriques utilisées diffèrent beaucoup, mais ont comme point commun de combiner l'analyse des données (analyse en composantes principales, analyse factorielle dynamique) et l'économétrie (modèle univarié ou multivarié). La méthodologie la plus récente est basée sur les articles de Stock et Watson (1989, 1991, 1993) et utilise l'analyse factorielle dynamique dans le cadre des modèles VAR. Une mise en œuvre de ces techniques pour construire un indicateur avancé est par exemple proposée dans Camba-Mendez, Kapetanios, Smith, Weale (1999). L'inconvénient apparent de cette technique est de comporter une grande proportion d'équations autorégressives, ce que nous avons cherché à éviter *a priori*.

En ce qui nous concerne, nous utilisons l'analyse en composantes principales pour résumer l'enquête de conjoncture dans l'industrie. Cette méthode donne un facteur très proche de celui qui résulterait d'une analyse factorielle statique ou dynamique³. Puis, nous utilisons l'économétrie pour prévoir le taux de croissance du PIB à l'aide du facteur issu de l'enquête et d'autres variables décrites dans le paragraphe suivant. Cette méthodologie diffère de celle de Artus, Kaabi et Sassenou essentiellement sur le point suivant : les auteurs utilisent l'analyse en

2. Centre d'observation économique de la Chambre de commerce de Paris.

3. L'article de Doz et Lengart (1999) — article méthodologique sur l'analyse factorielle dynamique — indique que, pour cette enquête, une analyse statique fournit un résumé extrêmement proche de l'analyse factorielle dynamique.

composantes principales pour résumer l'ensemble de l'information conjoncturelle et en retirent plusieurs facteurs, alors que nous l'utilisons pour résumer une information homogène qui nous fournit un seul facteur.

Finalement, nous obtenons un indicateur coïncident trimestriel et un indicateur avancé mensuel. L'indicateur coïncident est calculé au moment de la publication des comptes trimestriels ; l'indicateur avancé est estimé en début de mois, après la publication de l'information mensuelle retenue dans l'indicateur.

Quelle information conjoncturelle utiliser ?

La construction d'indicateurs coïncidents et avancés est basée sur une information mensuelle publiée rapidement. Les variables susceptibles d'entrer dans la composition de l'indicateur sont nombreuses. Après avoir décrit les principales séries, nous précisons celles qui sont apparues significatives dans l'analyse économétrique.

L'information conjoncturelle peut être subdivisée en trois catégories, regroupant les variables réelles, les variables monétaires et financières et enfin les variables d'environnement extérieur. Les enquêtes de conjoncture auprès des chefs d'entreprises, des ménages et des commerçants constituent un domaine d'information privilégié dans la première catégorie. Elles fournissent l'opinion des agents sur divers aspects de leur situation, par exemple sur l'évolution de la production et l'état des carnets de commande pour les entreprises, sur les intentions d'achat ou la situation financière pour les ménages, sur l'activité dans le commerce. Ces opinions retracent le climat actuel des affaires et préfigurent les comportements à venir. Les enquêtes fournissent également des variables qui renseignent sur l'intensité d'utilisation des équipements et de la main-d'œuvre (durée hebdomadaire du travail, taux d'utilisation des capacités de production) et qui peuvent aider à anticiper un ralentissement ou une reprise.

Les statistiques administratives constituent une deuxième source d'informations mensuelles. D'abord, les immatriculations de véhicules, ainsi que les permis de construire ou les mises en chantier de logements, alimentent la connaissance de certains aspects de la demande respectivement à court terme et à plus long terme. Le nombre de journées de chômage partiel indemnisables est, quant à lui, un indicateur du degré d'utilisation de la main-d'œuvre dans les entreprises.

A ces indicateurs d'activité et de demande s'ajoutent des séries mensuelles, utilisées pour construire les comptes trimestriels, en particulier la consommation en produits manufacturés et l'indice de la

production industrielle. Ces séries n'ont pas de caractère avancé mais permettent, par leur disponibilité rapide, d'estimer les orientations de la croissance en cours de trimestre.

Un deuxième bloc regroupe les variables financières (taux d'intérêt, cours boursiers, encours de crédits, taux de change). Les délais de transmission de la politique monétaire à l'activité réelle confèrent aux taux d'intérêt, en particulier à la structure de taux, un caractère avancé. Les cours boursiers reflètent, en principe, le niveau des profits escomptés, en lien avec l'activité future. L'évolution de l'encours de crédits aux entreprises donne des indications sur l'investissement et, par ce biais, sur la croissance future. L'évolution de l'encours de crédits aux ménages renseigne sur leurs anticipations concernant leurs ressources futures : des anticipations favorables sont un facteur d'endettement car elles élèvent la capacité de remboursement des agents. Les taux de change, en particulier le cours du dollar, ont des effets sur la demande intérieure et étrangère, mais aussi, comme les autres prix des actifs financiers, ils incorporent les anticipations des agents concernant la croissance future.

Enfin, les conjonctures étrangères influencent l'économie française instantanément ou de manière décalée, par le biais de variables comme la production industrielle ou la balance commerciale.

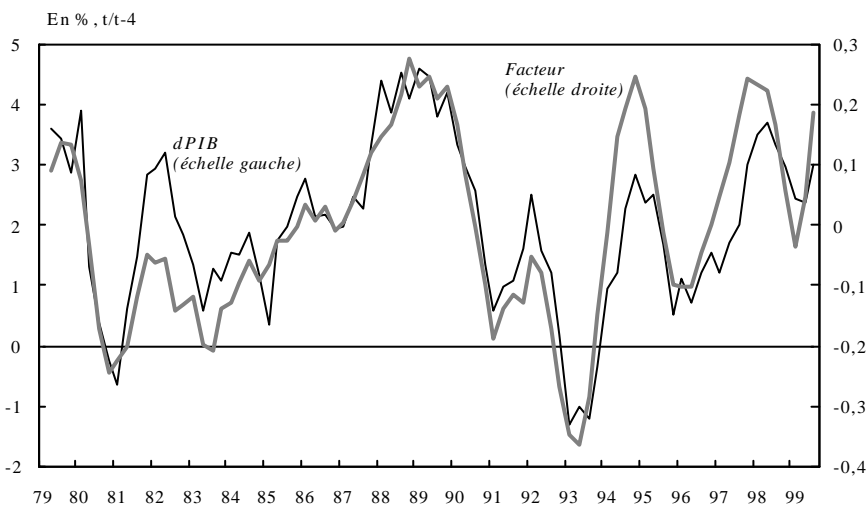
Comment sélectionner, dans ce vaste ensemble, les séries susceptibles d'entrer dans l'indicateur ? L'approche suivie par Artus-Kaabi-Sassenou consiste justement à éviter cette sélection et à synthétiser l'ensemble de l'information au moyen de l'analyse en composantes principales. Les premiers facteurs de l'analyse sont ensuite utilisés pour expliquer et prévoir le taux de croissance trimestriel du PIB. Cette approche présente deux inconvénients. D'abord, les facteurs calculés avec une information très hétérogène, paraissent difficilement interprétables. Ensuite, la méthode ne tient pas compte du statut coïncident ou avancé d'une variable et de la diversité des avances possibles. Or les séries du bloc financier vont présenter une avance sur la croissance très importante, de 3 à 6 trimestres, alors que celles du bloc réel sont coïncidentes ou avancées d'un trimestre au plus.

Aussi, nous n'avons utilisé l'analyse en composantes principales que pour résumer en un seul facteur une information homogène, celle d'une seule enquête ou de deux enquêtes réunies (par exemple, l'enquête trimestrielle dans l'industrie et dans le BTP). L'exploitation des enquêtes trimestrielles s'est rapidement avérée de peu d'intérêt. En effet, quand il n'existe pas d'avances importantes des variables sur la croissance, la périodicité trimestrielle n'est plus utilisable. Or les enquêtes dans l'industrie, le BTP et la construction immobilière comportent des variables d'opinion majoritairement coïncidentes ou faiblement avancées. Par ailleurs, lorsqu'on analyse simultanément les enquêtes trimestrielles et mensuelles dans l'industrie, on obtient un premier facteur équivalent à celui qui résulte de l'analyse de la seule enquête

mensuelle. Finalement, il ressort de ces tâtonnements que seule l'enquête mensuelle dans l'industrie présente une utilité pour la construction de l'indicateur. L'analyse en composantes principales sera donc menée sur les six questions de cette enquête⁴, pour résumer l'information qu'elles contiennent en un seul facteur représentant l'activité industrielle. Ce facteur mensuel est disponible très rapidement puisque l'enquête, réalisée en début de mois, est publiée en fin de mois. On a reporté sur le graphique 1 le taux de croissance du PIB en glissement annuel et le facteur, trimestrialisé en sélectionnant le dernier mois du trimestre. L'adéquation entre les deux courbes est particulièrement bonne. On retrouve là un résultat connu : les soldes d'opinion sont représentatifs du glissement annuel de l'agrégat sur lequel porte la question. Ainsi, l'indicateur s'attachera-t-il à prévoir le glissement annuel du PIB.

La sélection des autres variables a été réalisée sur la base des résultats économétriques (présentés ci-après). Dans le bloc réel, à côté du facteur de l'enquête, ont été retenus la consommation mensuelle de produits manufacturés, l'indice de la production industrielle, le chômage partiel et les perspectives générales dans le commerce de détail. Les deux premières variables sont utilisées par l'Insee pour construire les comptes trimestriels et vont donc entrer dans l'indicateur coïncident⁵.

1. Taux de croissance du PIB et facteur de l'enquête



Source : auteurs.

4. Ces questions concernent la production passée et prévue, les carnets de commande globaux et étrangers, le niveau des stocks de produits finis et enfin les perspectives générales d'activité dans l'industrie.

5. Ces variables interviennent en glissement annuel.

La disponibilité de ces variables au premier et au deuxième mois permet, pour le trimestre en cours, d'incorporer une information incomplète mais néanmoins significative. En ce qui concerne le trimestre futur, l'absence d'indicateurs directs d'activité conduit à rechercher des variables d'enquête. L'exploitation de l'enquête mensuelle auprès des ménages n'a conduit à aucun résultat. Par contre, l'enquête dans le commerce de détail fournit une variable qui anticipe la croissance de la consommation des ménages : il s'agit de la question sur les perspectives générales⁶. Enfin, la variation du nombre de journées de chômage partiel indemnissables dans le mois, très sensible aux fluctuations conjoncturelles, va pouvoir être utilisée dans les deux indicateurs avec une avance de un trimestre sur la croissance.

Dans le bloc financier, l'analyse économétrique conduit à retenir les cours réels de Bourse⁷, l'écart entre le taux d'intérêt long (10 ans) et le taux court (3 mois), le taux de change⁸ réel du dollar vis-à-vis du franc et l'encours réel de crédits à l'habitat. Les variables, hormis l'écart de taux, ont été déflatées par l'indice mensuel des prix à la consommation et exprimées en glissement annuel. Elles ont une avance de trois à six trimestres sur la croissance et peuvent donc entrer dans les deux indicateurs⁹. Elles interviennent avec le signe attendu, sauf la variable représentant les plus-values boursières. Il est apparu qu'une croissance de ces plus-values déprime la croissance future. Il faut remarquer que la formidable montée de la Bourse de Paris depuis le milieu des années 1980 n'est pas en relation avec les performances des entreprises françaises, mais résulte en grande partie de la montée du marché américain et de la Bourse de Londres, et de l'intérêt que portent les investisseurs étrangers aux placements français. La surévaluation des titres français ne sert pas la croissance française, à en croire notre indicateur. Comme on le verra dans le paragraphe suivant, la variation de l'encours de crédits à l'habitat est très significative et a une avance de six trimestres, ce qui permet d'utiliser l'encours trimestriel¹⁰ plutôt que l'encours mensuel (qui ne concerne que les crédits distribués par les banques). Comme nous l'avons déjà dit, la croissance de l'endettement des ménages (ici de l'endettement à long terme) indique que leurs anticipations concernant la croissance de leurs revenus futurs sont bonnes.

6. Le premier facteur issu de cette enquête donne de moins bons résultats que cette question.

7. Ces cours sont représentés par l'indice de marché de la Bourse de Paris construit par Datastream. Remarquons que les indices de marché construits par la SBF ne sont disponibles qu'à partir de 1987 pour le CAC40 et qu'à partir de 1990 pour le SBF120 et le SBF250.

8. Les taux d'intérêt et les taux de change proviennent de Datastream.

9. L'écart de taux n'intervient que dans l'indicateur avancé.

10. Source : Banque de France. Avec le changement de système comptable, cet encours n'est malheureusement disponible qu'à partir de 1993, et il a fallu raccorder d'anciennes séries pour disposer d'une série longue.

Enfin, aucune variable représentant les conjonctures étrangères n'a aidé à prévoir la croissance française. Cependant, la demande étrangère est prise en compte par l'intermédiaire du facteur de l'enquête qui inclut l'opinion sur les carnets de commande étrangers. Finalement, relativement à l'information initiale, seul un petit nombre de variables est retenu.

Les indicateurs coïncident et avancé, une approche économétrique

Les indicateurs coïncident et avancé sont basés sur des équations économétriques expliquant le taux de croissance du PIB en glissement annuel. Comme la plupart des séries entrant dans les équations sont mensuelles, il est nécessaire de les trimestrialiser selon les procédures habituelles (par sélection d'un mois dans le trimestre, par moyenne ou sommation). Nous indiquons dans l'encadré 1 les notations concernant ces procédures, ainsi que les notations utilisées dans les équations économétriques.

Les variables, à l'exception des variables d'enquête et de l'écart de taux, sont exprimées en taux de croissance en glissement annuel. Toutes les variables sont stationnaires, sauf le taux de croissance des crédits à l'habitat, qui est seulement stationnaire en écart à une tendance linéaire. Dans la suite, nous considérons cet écart.

Les équations définissant les indicateurs coïncident et avancé figurent dans l'encadré 2. L'équation (1) est la coïncidente, et les six autres définissent l'indicateur avancé. Notons que si ce dernier était produit trimestriellement, il serait basé sur deux équations, celle donnant la prévision du trimestre en cours et celle donnant la prévision du trimestre à venir. La multiplicité des équations provient de la volonté d'utiliser l'information mensuelle la plus récente ; ainsi, on peut réviser chaque mois la prévision précédente au vu de cette nouvelle information.

1. Notations

Une série mensuelle est indiquée à l'aide de deux indices (t, m) (mois m du trimestre t , où $m=1,2,3$), et une série trimestrielle, à l'aide de l'indice t .

Si X est une série mensuelle, les séries trimestrielles déduites de X pourront être :

$X_{t,m}$ série trimestrielle obtenue en sélectionnant le mois m du trimestre t ,

$\bar{X}_{t,3} = \frac{1}{3}(X_{t,3} + X_{t,2} + X_{t,1})$ série trimestrielle égale à la moyenne trimestrielle,

$\bar{X}_{t,2} = \frac{1}{3}(X_{t,2} + X_{t,1} + X_{t-1,3})$ série trimestrielle égale à la moyenne de trois mois consécutifs, le plus récent étant le second mois,

$\bar{X}_{t,1} = \frac{1}{3}(X_{t,1} + X_{t-1,3} + X_{t-1,2})$ série trimestrielle égale à la moyenne de trois mois consécutifs, le plus récent étant le premier mois.

Pour une variable X , le taux de croissance en glissement annuel, noté dX est défini par :

$$dX_t = 100 \times \left(\frac{X_t - X_{t-4}}{X_{t-4}} \right) \quad dX_{t,m} = 100 \times \left(\frac{X_{t,m} - X_{t-4,m}}{X_{t-4,m}} \right)$$

$$d\bar{X}_{t,m} = 100 \times \left(\frac{\bar{X}_{t,m} - \bar{X}_{t-4,m}}{\bar{X}_{t-4,m}} \right)$$

L'opérateur différence première est noté $\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$

Les mnémoniques utilisés pour présenter les équations sont les suivants :

PIB	Produit intérieur brut aux prix 1995
F	Facteur de l'enquête
CONSO	Consommation de produits manufacturés aux prix 1995
IPI	Indice de la production industrielle
CHPAR	Chômage partiel
BOURSE	Indice boursier déflaté par l'indice des prix à la consommation
DOLL	Taux de change réel du dollar
SPREAD	Écart de taux d'intérêt
CREDH	Crédits à l'habitat déflatés par l'indice des prix à la consommation
dCREDH	Écart à la tendance du taux de croissance en glissement annuel des crédits à l'habitat
PG	Perspectives générales dans le commerce de détail

L'indicateur coïncident

Il est utile de disposer d'un indicateur coïncident car, dans le passé (base 80), les premières évaluations du PIB se sont avérées fragiles : les comptes provisoires avaient tendance à sous-estimer la vigueur des retournements, d'autant plus fortement que les phases conjoncturelles étaient amples. Par exemple, en 1988 et en 1989, années de forte reprise, la révision à la hausse des comptes a été importante, voisine de 1 point chaque année. En 1992 et en 1993, les révisions en baisse ont, chaque année, été de 0,6 point. Sur la période 1987-1996, la révision moyenne (écart quadratique moyen) a été de l'ordre de 0,5 point.

L'indicateur coïncident est obtenu chaque trimestre à la date de parution du PIB, en utilisant l'équation (1) de l'encadré 2 que nous examinons maintenant. Dans cette équation, la trimestrialisation des variables mensuelles se fait en sélectionnant le dernier mois du trimestre ($X_{t,3}$) pour le facteur, l'indice boursier, le dollar et en prenant la moyenne trimestrielle ($\bar{X}_{t,3}$) pour la consommation, l'indice de la production industrielle et le chômage partiel. L'équation (1) est estimée en utilisant la méthode des moindres carrés ordinaire, et les résultats sont donnés dans le tableau 1. Les quatre premières variables appartiennent au bloc réel et sont coïncidentes, à l'exception du chômage partiel retardé d'un trimestre. Les trois variables suivantes appartiennent au bloc financier avec des décalages de trois à six trimestres.

Enfin, l'équation comporte un terme autorégressif pour tenter de résoudre un problème d'autocorrélation des erreurs. Ceci ne le résout pas complètement (le seuil critique de la statistique Q de Ljung-Box le montre). Cependant, faire l'hypothèse que les erreurs suivent un processus AR(1) et estimer l'équation par la méthode de Cochrane-Orcutt est encore moins satisfaisant, car alors les résidus comportent des

1. Estimation économétrique de l'équation (1)

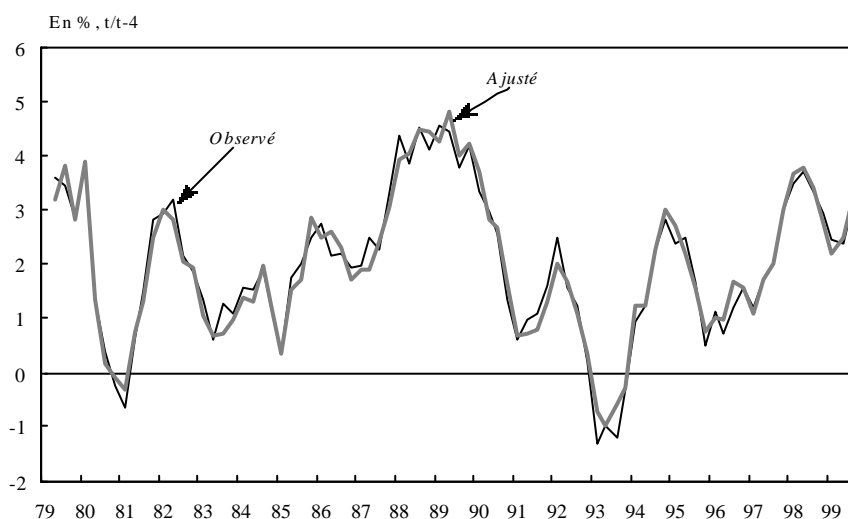
	Coefficient	T-student	Période d'estimation 79T2 - 99T3
$\Delta F_{t,3}$	3,141	4,8	Nombre d'observations 82 SER = 0,28 point Rbar ² = 0,957 DW = 2,01 Seuil critique de Q(20) = 0,2 %
$d\overline{CONSO}_{t,3}$	0,104	7,9	
$d\overline{IPI}_{t,3}$	0,183	9,7	
$d\overline{CHPAR}_{t-1,3}$	-0,0022	-3,2	
$d\overline{BOURSE}_{t-3,3}$	-0,0079	-4,6	
$d\overline{DOLL}_{t-3,3}$	0,0092	3,2	
$d\overline{CREDH}_{t-6}$	0,150	6,6	
$d\overline{PIB}_{t-1}$	0,311	5,4	
constante	1,146	9,0	

autocorrélations encore plus élevées que précédemment. Curieusement, il n'a pas été nécessaire de choisir des modèles autorégressifs pour la prévision à un et deux trimestres.

On remarque que le facteur de l'enquête intervient en différence première : ce sont les variations de l'opinion des chefs d'entreprise qui jouent. Le facteur lui-même aurait été significatif si l'indice de la production industrielle ne figurait pas dans l'équation, car il contient la même information que l'indice. On pourrait en conclure que l'indice de la production industrielle aurait pu être introduit dans l'analyse en composantes principales. Cependant, nous n'avons pas procédé de la sorte car l'enquête est disponible deux mois avant la parution de l'indice. Ainsi, faire entrer l'indice de la production industrielle dans le facteur ferait perdre deux mois d'information.

Les variables de l'équation (1) ont le signe attendu à l'exception du taux de croissance de l'indice boursier, comme nous l'avons déjà signalé. Elles sont toutes largement significatives et l'ajustement est précis (graphique 2), environ 0,3 point d'erreur moyenne (0,36 point, sans les trois indicatrices).

2. Taux de croissance du PIB observé et ajusté

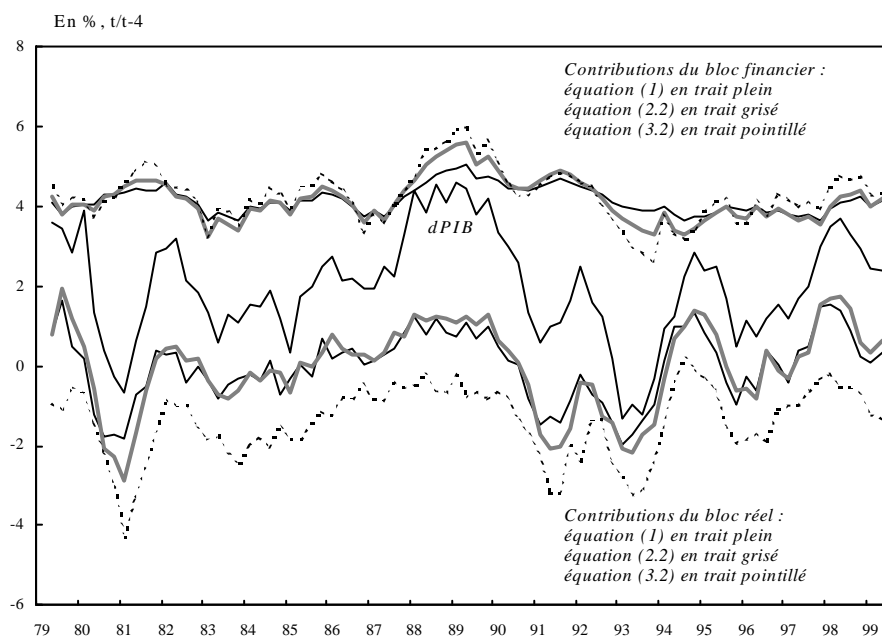


Source : auteurs.

Pour apprécier le rôle respectif du bloc réel et du bloc financier, on calcule les contributions de chaque bloc. Comme ces deux blocs vont apparaître dans toutes les équations, nous allons représenter sur un même graphique l'ensemble de ces contributions (graphique 3). L'observation des contributions de l'équation (1) montre le rôle prépondérant des variables du bloc réel.

Nous avons introduit trois indicatrices : le premier trimestre de l'année 1980 est sous estimé de 1,5 point, le premier trimestre de l'année 1985 est surestimé de 0,8 point et le deuxième trimestre de l'année 1994, de 1 point. En ce qui concerne l'erreur la plus récente, elle est apparue dans notre indicateur avec le changement de base de la comptabilité nationale (passage de la base 80 à la base 95). On a représenté sur le graphique 4 le taux de croissance du PIB en glissement annuel dans le nouveau système comptable et dans l'ancien. Il fait apparaître une différence étonnante dans la mesure de la croissance en 1994. Si l'on revient au graphique 1, on observe que le facteur de l'enquête décrirait très bien l'ancien PIB.

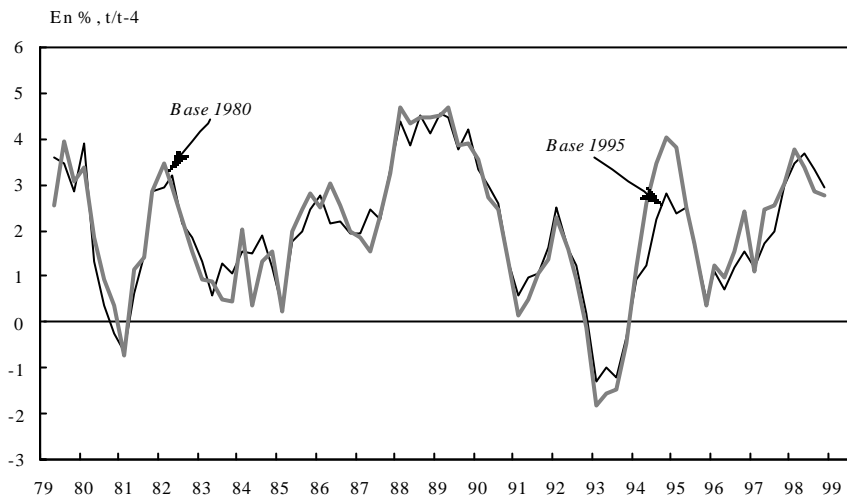
3. Contributions des blocs réel et financier dans les équations (1),(2.2) et (3.2)



Source : auteurs.

L'écart quadratique moyen entre les deux séries est de $\frac{1}{2}$ point. Ainsi, la croissance en glissement annuel n'est connue qu'à $\frac{1}{2}$ point près. On observe aussi sur le graphique que la croissance des années 1996-1997 a été sérieusement revue à la baisse. Comme précédemment, le facteur de l'enquête (graphique 1) annonce une croissance plus conforme à l'ancien PIB qu'au nouveau. Nous verrons dans le paragraphe suivant que ces années là passent très mal en prévision, c'est-à-dire lorsque l'équation ne contient pas les variables « comptables » coïncidentes (consommation et indice de la production industrielle).

4. Taux de croissance du PIB selon l'ancienne et la nouvelle base



Source : auteurs.

L'indicateur avancé

L'équation (1) contient plusieurs variables avancées qui vont être maintenues dans les équations de prévision à l'horizon 1 et 2. A ces variables avancées, va s'ajouter l'écart de taux, avec une avance de trois trimestres. Mais l'équation (1) contient trois variables coïncidentes, de rôle prépondérant, dont il faudrait prévoir les valeurs futures si l'on voulait utiliser cette équation en prévision. La solution classique à ce problème consiste à estimer un modèle VAR, plutôt qu'une seule équation, modèle qui donnera en particulier le futur des variables coïncidentes. Cette solution qui, en moyenne, peut donner de bons résultats, en fournira à coup sûr de mauvais lors des retournements de conjoncture, puisqu'un modèle VAR ne peut qu'extrapoler le passé en utilisant au mieux les corrélations entre les variables et leurs autocorrélations. Nous cherchons donc à éviter les prévisions basées sur des équations autorégressives. L'inconvénient est que nous allons devoir estimer plusieurs équations pour prévoir la même variable, alors qu'un modèle VAR ne comporte qu'une seule équation par variable. On va donc chercher des équations de prévision proches de l'équation (1), en « remplaçant » au mieux les variables coïncidentes, ce qui va conduire à un traitement particulier selon l'horizon de la prévision (un trimestre ou deux).

Pour la prévision à un trimestre, on constate qu'à la date de calcul de la prévision, on dispose d'une information mensuelle portant sur certains mois du trimestre à prévoir. L'idée est donc d'utiliser cette information partielle. Dans le tableau 2, on indique l'état de cette information à la date de calcul de l'indicateur.

2. Information disponible à la date de calcul de l'indicateur lorsque le dernier PIB connu est celui du trimestre T

Date de calcul de l'indicateur	Dernier PIB	Dernier facteur F	Derniers CONSO et CHPAR	Dernier IPI
Début du mois 3 du trimestre (T+1)	T	(T+1,2)	(T+1,1)	(T,3)
Début du mois 1 du trimestre (T+2)	T	(T+1,3)	(T+1,2)	(T+1,1)
Début du mois 2 du trimestre (T+2)	T	(T+2,1)	(T+1,3)	(T+1,2)

F est le facteur de l'enquête mensuelle dans l'industrie, CONSO est la consommation de produits manufacturés, CHPAR est le chômage partiel, IPI est l'indice de la production industrielle.

Source : auteurs.

Par exemple, début janvier (mois 1, trimestre T+2), le dernier PIB connu est celui du trimestre T (soit le troisième trimestre de l'année précédente) ; on veut prévoir le PIB pour le trimestre (T+1) (soit le quatrième trimestre) et pour cela, on connaît :

- le facteur des 3 mois du trimestre (T+1) (soit octobre, novembre et décembre)
- la consommation des 2 premiers mois du trimestre (T+1) (soit octobre et novembre)
- l'indice de la production industrielle du premier mois du trimestre (T+1) (soit octobre)

Ainsi, on dispose pratiquement de l'information nécessaire pour faire fonctionner l'équation coïncidente (1) en prévision, c'est à dire en (T+1). Pour cela, il suffirait d'estimer la consommation du trimestre (T+1), en utilisant la moyenne des trois derniers mois connus c'est-à-dire $\overline{CONSO}_{t+1,2}$ et, de même, pour l'indice de la production industrielle, en utilisant $\overline{IPI}_{t+1,1}$. Plutôt que de remplacer dans l'équation (1) les valeurs inconnues par ces estimations, on préfère réestimer l'équation avec ce remplacement des variables, pour avoir des coefficients de régression adaptés au remplacement. Ceci nous conduit à estimer l'équation (2.2) de l'encadré 2 sur la période [1,T]. Nous avons pris comme exemple le calcul de l'indicateur début janvier (mois 1, trimestre T+2) ; en effet, cette date correspond à un état intermédiaire de l'information mensuelle concernant le trimestre à prévoir. Début décembre (mois 3, trimestre T+1), le même principe s'applique, mais l'information est plus réduite : en particulier, on n'a aucune information concernant l'indice de la production industrielle, mais on dispose de deux mois d'enquête. Ainsi, on est amené à estimer l'équation (2.1) de l'encadré 2, qui contient le facteur $F_{t,2}$ en niveau¹¹ et en variation, et la consommation $CONSO_{t,1}$. Enfin, début février (mois 2, trimestre

11. L'indice de la production industrielle ne figurant plus dans l'équation, le facteur de l'enquête y entre.

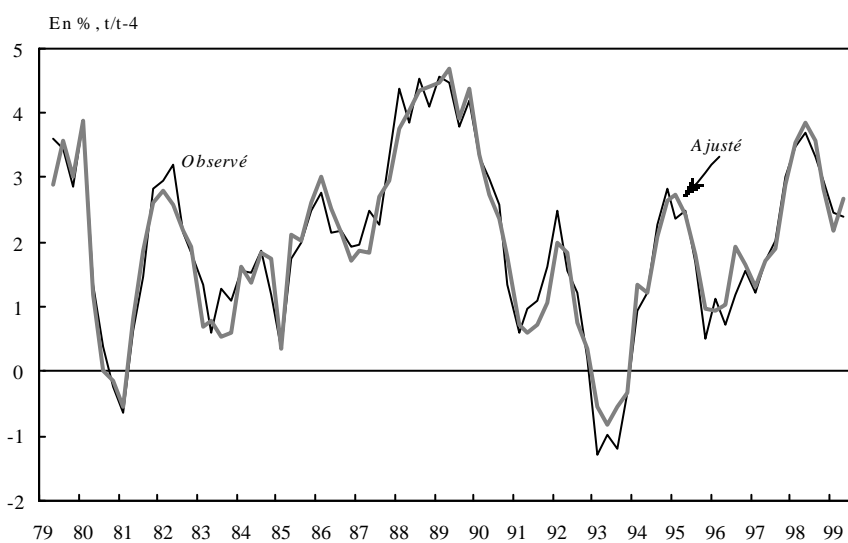
T+2), l'information mensuelle concernant le trimestre (T+1) est quasiment complète : il manque seulement un mois d'indice de la production industrielle. On estime alors l'équation (2.3) (encadré 2) quasiment identique à la coïncidente.

Les résultats économétriques des équations (2.1), (2.2) et (2.3) étant très proches, nous présentons dans le tableau 3 ceux de l'équation (2.2) estimée avec un état intermédiaire de l'information. L'équation n'est plus

3. Estimation économétrique de l'équation (2.2)

	Coefficient	T-student	Période d'estimation 79T2 – 99T2
$\frac{\Delta F_{t,3}}{dCONSO_{t,2}}$	4,317	6,0	Nombre d'observations 81 SER = 0,36 point Rbar ² = 0,929 DW = 1,80 Seuil critique de Q(20) = 16,0 %
$\frac{dIPI_{t,1}}{dCHPAR_{t-1,3}}$	0,127	7,3	
$\frac{dBOURSE_{t-3,3}}{dDOLL_{t-3,3}}$	0,191	8,3	
$\frac{dBOURSE_{t-3,3}}{dSPREAD_{t-3,3}}$	-0,0041	-5,7	
$\frac{dBOURSE_{t-3,3}}{dCREDH_{t-6}}$	-0,0109	-5,4	
$\frac{dDOLL_{t-3,3}}{dSPREAD_{t-3,3}}$	0,0145	4,0	
$\frac{dSPREAD_{t-3,3}}{dCREDH_{t-6}}$	0,0907	2,4	
$dCREDH_{t-6}$	0,243	11,2	
constante	1,723	25,2	

5. Taux de croissance du PIB observé et ajusté



Source : auteurs.

autorégressive, les variables sont toutes significatives (l'écart de taux, qui n'intervenait pas dans la coïncidente, a un rôle faible). L'ajustement est assez précis (0,36 point et 0,41 point sans les indicatrices) ; il est présenté sur le graphique 5.

L'année 1994 passe bien grâce à la variable indicatrice et l'année 1996 commence à être surestimée. Le graphique 3 donne les contributions des blocs réel et financier de l'équation (2.2). En ce qui concerne le bloc réel, on observe que le remplacement des variables coïncidentes par leurs approximations est satisfaisant puisque la contribution est voisine de celle de l'équation (1). Cependant, l'adéquation étant moins bonne, les variables financières ont un rôle un peu plus prononcé.

Enfin, mentionnons que l'erreur moyenne commise avec les équations (2.1) à (2.3) diminue lorsque l'information mensuelle sur le trimestre $(T+1)$ s'accroît. Ces erreurs valent respectivement 0,38 ; 0,36 et 0,33. Examinons maintenant les équations (3.1) à (3.3) de l'encadré 2, utilisées pour la prévision à deux trimestres. Elles sont estimées¹² sur la période $[1, T]$ et doivent donner le taux de croissance en $(T+2)$. Le tableau 2 montre qu'il n'y a pratiquement aucune information mensuelle concernant le trimestre $(T+2)$ au moment de la prévision, sauf un mois d'enquête pour la date de prévision la plus tardive (dernière ligne du tableau 2). La méthodologie précédente ne peut plus s'appliquer. Pour remplacer la consommation mensuelle, on utilise la variable d'enquête — les perspectives générales dans le commerce de détail (PG) — qui apparaît significative avec une avance de trois trimestres. En ce qui concerne le facteur, on se contente de le retarder d'un trimestre. Son niveau n'est jamais significatif, seul le changement d'opinion apparu dans un passé récent l'est, c'est-à-dire que la variation retardée du facteur (1 et 2 retards) apparaît significativement dans les équations. Le chômage partiel, qui intervenait avec un retard dans les équations (1) et (2) va être traité selon la méthodologie précédente, en utilisant l'information la plus récente du trimestre $(T+2)$. Les trois équations donnent des résultats très proches et nous présentons les résultats économétriques de l'équation (3.2) dans le tableau 4. Les variables sont toutes significatives et permettent de prévoir de manière assez satisfaisante la croissance à deux trimestres, bien qu'il n'y ait plus de variables « comptables » : la précision moyenne est d'environ 0,53 point (0,56 sans les indicatrices). Celle de l'équation (3.1) est identique, mais celle de l'équation (3.3) est meilleure, égale à 0,49. L'ajustement est présenté sur le graphique 6.

L'année 1996 est très mal retracée et est plus proche de la croissance donnée par l'ancien système comptable que par le nouveau : ce sont les variables d'enquête (F et PG) qui contribuent à surestimer la croissance. Observons maintenant sur le graphique 3 la contribution de chaque bloc.

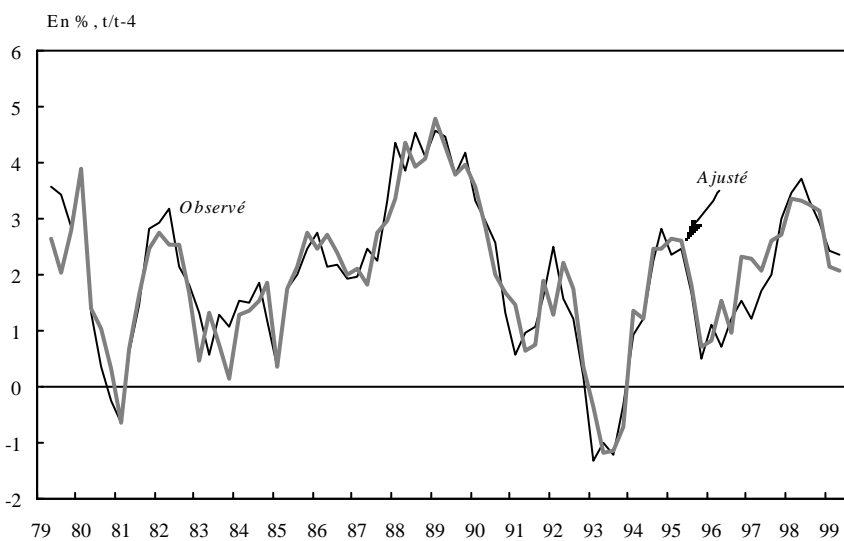
12. L'estimation est refaite à chaque trimestre.

Le profil de la contribution du bloc réel est assez voisin de celui des équations (1) et (2.2), alors que les variables qui la constituent sont différentes puisqu'il n'y a plus que des variables d'enquête. Comme ces variables approximent moins bien que précédemment le taux de croissance du PIB, une part plus grande est faite aux variables financières. Mais le bloc réel joue encore un rôle prépondérant.

4. Estimation économétrique de l'équation (3.2)

	Coefficient	T-student	Période d'estimation 79T2-99T2
$\Delta F_{t-1,3}$	5,969	4,4	Nombre d'observations 81
$\Delta F_{t-2,3}$	4,315	3,0	SER = 0,53 point
$PG_{t-3,3}$	0,0242	4,8	Rbar ² = 0,844
$dCHPAR_{t-1,2}$	-0,0050	-5,5	DW = 1,96
$dBOURSE_{t-3,3}$	-0,0109	-3,6	Seuil critique de Q(20) = 19,2 %
$dDOLL_{t-3,3}$	0,0242	4,2	
$SPREAD_{t-3,3}$	0,251	5,1	
$dCREDH_{t-6}$	0,272	8,7	
Constante	3,001	14,6	

6. Taux de croissance du PIB observé et ajusté



Source : auteurs.

L'indicateur à l'épreuve des faits

La performance prédictive de l'indicateur peut être appréciée en examinant comment il aurait fonctionné en 1992-1993 (graphique 7), et sur les deux dernières années (graphique 8). On utilise pour cela les équations estimées jusqu'au dernier compte connu avant la prévision. En outre, on se place dans le cas le plus défavorable relativement à l'information disponible : les prévisions présentées (numérotées de 1 à 8) s'appuient sur les équations (2.1) et (3.1), mises en œuvre au début des mois de mars, juin, septembre et décembre (tableaux 5 et 6).

Les années 1992-1993 ont été une phase de récession en Europe et en France. Cette phase conjoncturelle, non prévue, n'a été perçue que tardivement. Au début de 1992, les observateurs envisageaient une reprise de l'activité pour la fin de l'année et pour 1993. Puis les prévisions étaient revues en baisse au fur et à mesure de la dégradation du climat conjoncturel. Toutefois, au printemps 1993, les prévisionnistes n'avaient pas encore envisagé de recul du PIB pour 1993 (il a fallu attendre la publication des comptes du premier trimestre fin mai 1993 pour prendre conscience de la nature de ce mouvement exceptionnel).

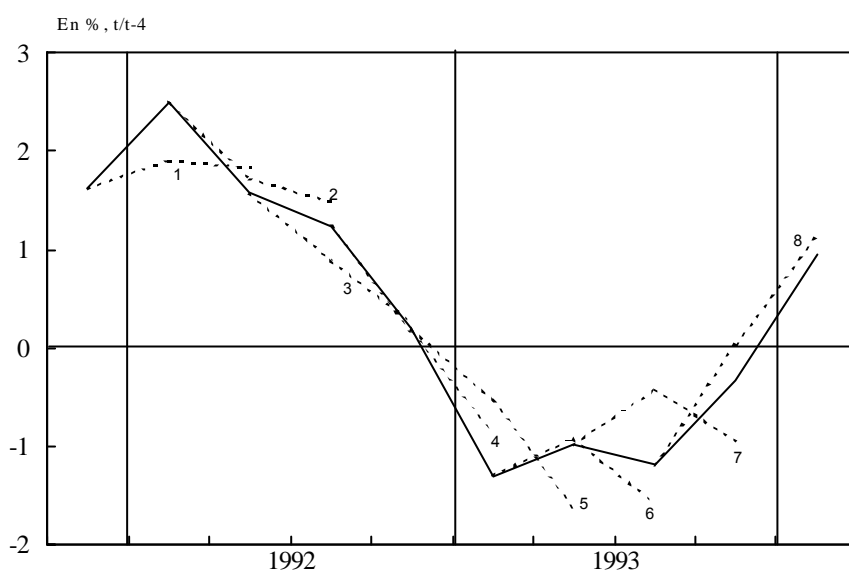
Rétrospectivement, l'indicateur délivre régulièrement des signaux de ralentissement (graphique 7). Si les prévisions 1 et 2, menées virtuellement début mars et début juin 1992, ne laissent pas encore soupçonner l'importance des mouvements à venir, elles accompagnent à chaque fois le tassement du PIB. La prévision 3, située début septembre, anticipe une phase plus tranchée, avec une quasi-stagnation de l'activité entre la fin 1991 et la fin 1992. Le recul du PIB est annoncé avec les prévisions 4 et 5, début décembre 1992 et début mars 1993. Au-delà de l'erreur de chiffre, inhérente à toute mesure ou prévision, le mouvement décrit par l'indicateur est bien celui d'une récession. Le redémarrage de l'activité est intervenu fin 1993 — début 1994. Après une période d'hésitations durant l'année 1993 (prévisions 6 et 7 de juin et septembre 1993), l'indicateur ne fait plus de doute quant à la reprise de l'activité au premier trimestre 1994 (prévision 8 en décembre 1993).

5. Dates de prévisions rétrospectives de l'indicateur*

	Date de prévision	Comptes connus	Horizon de prévision
<i>Prévision 1</i>	<i>Début mars 1992</i>	<i>T4 1991</i>	<i>T1 1992 - T2 1992</i>
Prévision 2	Début juin 1992	T1 1992	T2 1992 - T3 1992
<i>Prévision 3</i>	<i>Début sept. 1992</i>	<i>T2 1992</i>	<i>T3 1992 - T4 1992</i>
Prévision 4	Début déc. 1992	T3 1992	T4 1992 - T1 1993
<i>Prévision 5</i>	<i>Début mars 1993</i>	<i>T4 1992</i>	<i>T1 1993 - T2 1993</i>
Prévision 6	Début juin 1993	T1 1993	T2 1993 - T3 1993
<i>Prévision 7</i>	<i>Début sept. 1993</i>	<i>T2 1993</i>	<i>T3 1993 - T4 1993</i>
Prévision 8	Début déc. 1993	T3 1993	T4 1993 - T1 1994

* *En italique*, les prévisions de printemps et d'automne, correspondant au calendrier de la Commission des comptes de la nation.

7. Taux de croissance du PIB observé et prévu

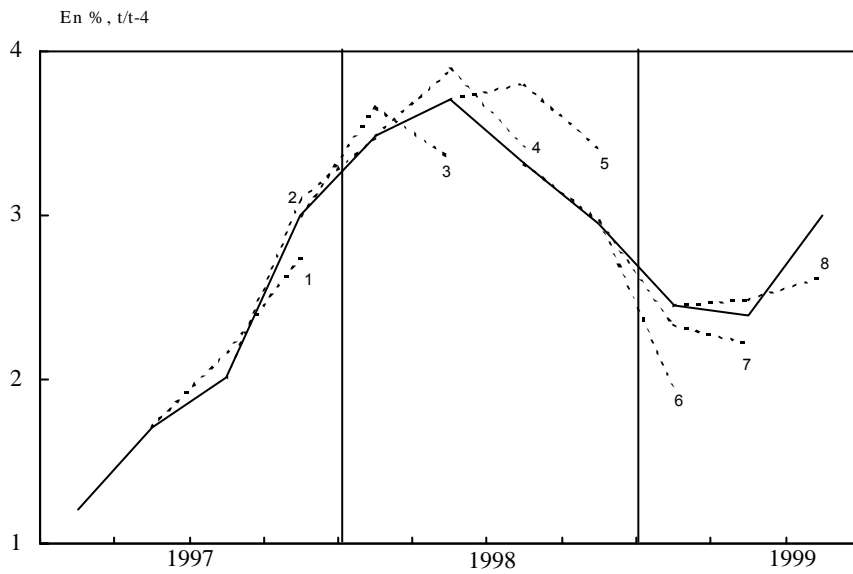


Source : auteurs.

Examinons maintenant le fonctionnement de l'indicateur sur la période récente (graphique 8, tableau 6). L'indicateur semble décrire de manière relativement satisfaisante l'évolution conjoncturelle depuis deux ans. Un mouvement de nette reprise de l'activité est annoncé début septembre 1997 (prévision 1), confirmé par la prévision réalisable début décembre 1997 (prévision 2). La prévision 3 fournit un faux signal de ralentissement début mars 1998, tandis que les prévisions 4 et 5, de juin et septembre 1998, surestiment la croissance de l'activité, tout en indiquant à chaque fois un ralentissement à horizon de deux trimestres. Les prévisions 6 et 7, de décembre 1998 et mars 1999, donnent une image du repli intervenu au début de 1999 plus pessimiste que celle des comptes provisoires. Enfin, la prévision 8 de juin 1999 paraît déficiente pour prévoir, à deux trimestres, la forte reprise qu'ont révélée les comptes du troisième trimestre.

Encore convient-il de rappeler que l'exercice précédent est volontairement mené dans l'état de l'information le plus défavorable sur le trimestre en cours, qui est aussi celui des prévisions d'automne et de printemps. L'avancement de l'information au fil des mois réduit les biais résultant de l'utilisation d'un chiffrage provisoire pour les trimestres correspondants (graphique 9).

8. Taux de croissance du PIB observé et prévu



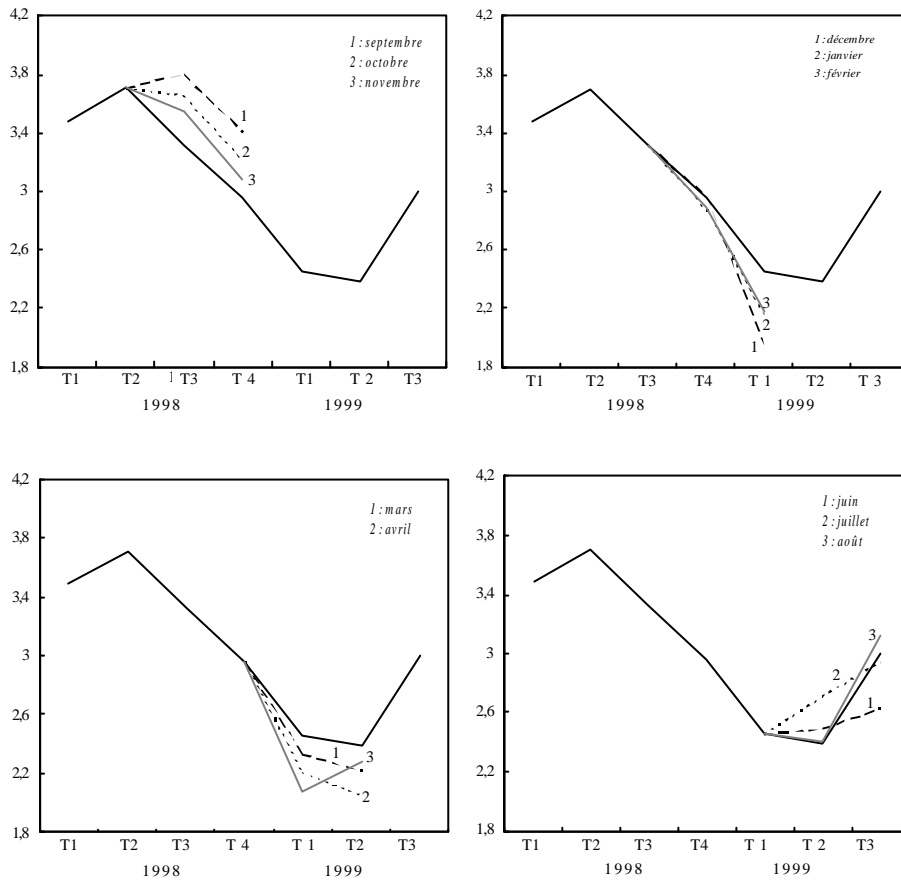
6. Dates de prévisions rétrospectives de l'indicateur*

	Date de prévision	Comptes connus	Horizon de prévision
Prévision 1	<i>Début sept. 1997</i>	T2 1997	T3 1997 — T4 1997
Prévision 2	Début déc. 1997	T3 1997	T4 1997 — T1 1998
Prévision 3	<i>Début mars 1998</i>	T4 1997	T1 1998 — T2 1998
Prévision 4	Début juin 1998	T1 1998	T2 1998 — T3 1998
Prévision 5	<i>Début sept. 1998</i>	T2 1998	T3 1998 — T4 1998
Prévision 6	Début déc. 1998	T3 1998	T4 1998 — T1 1999
Prévision 7	<i>Début mars 1999</i>	T4 1998	T1 1999 — T2 1999
Prévision 8	Début juin 1999	T1 1999	T2 1999 — T3 1999

* *En italique*, les prévisions de printemps et d'automne, correspondant au calendrier de la Commission des comptes de la nation.

9. Révisions successives des prévisions mensuelles du taux de croissance du PIB*

En %, t/t-4

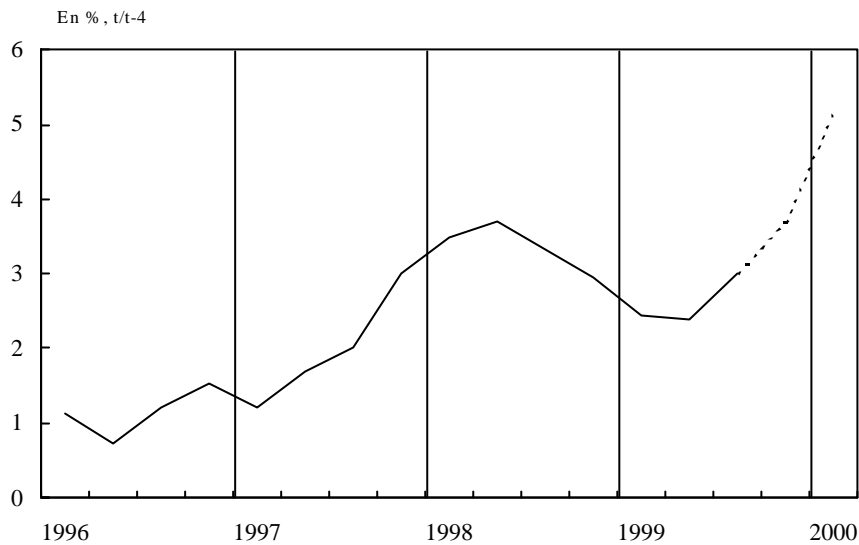


* Sur ce graphique, la prévision 1 est faite à partir des équations (2.1) et (3.1), la prévision 2 à partir des équations (2.2) et (3.2) et la prévision 3 à partir des équations (2.3) et (3.3).

Source : auteurs.

Enfin, la prévision que nous avons menée début décembre confirme le diagnostic de nette reprise qu'a révélé la publication des comptes du troisième trimestre. Ainsi, la croissance en glissement annuel atteindrait un peu plus de 3,5 % au quatrième trimestre 1999 (graphique 10). En moyenne annuelle, le PIB croîtrait donc de 2,9 % en 1999. Au premier trimestre 2000, l'activité pourrait encore accélérer et approcher les 5 % en glissement annuel.

10. La prévision début décembre 1999



Source : auteurs.

Références bibliographiques

- ANAS J., 1998 : « Un indicateur avancé de retournement conjoncturel de l'économie française », *COE, Lettre mensuelle de conjoncture*, n° 408, novembre.
- ANAS J., 1997 : « Datation et détection du cycle économique en France » in C. de BOISSIEU (sous la dir. de), *Les mutations de l'économie française*, Economica.
- ARTUS P., M. KAABI et N. SANNESSOU, 1996 : « L'indicateur avancé de la Caisse des dépôts et consignations », *CDC, Étude-Numéro spécial*, janvier.
- CAMBA-MENDEZ G., G. KAPETANIOS, R. SMITH et M. WEALE, 1999 : « An automatic leading indicator of economic activity : forecasting GDP growth for European countries », *NIESR Working Paper*.
- DOZ C., F. LENGART, 1999 : « Analyse factorielle dynamique : test du nombre de facteurs, estimation et application à l'enquête de conjoncture dans l'industrie », *Annales d'économie et de statistiques*, n° 54.
- FAYOLLE J., 1993 : « Décrire le cycle économique », *Revue de l'OFCE*, n° 45, juin.

-
- GRÉGOIR S., F. LENGART, 1998 : « Un nouvel indicateur pour saisir les retournements de conjoncture », *Économie et Statistique*, n° 314.
- HAMILTON J. D., 1990 : « Analysis of time series subject to changes in regimes », *Journal of Econometrics*, 45, 39-70.
- NEFTCI, S., 1982 : « Optimal prediction of cyclical downturns », *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 4, 225-241.
- STOCK J.H., M.W. WATSON, 1989 : « New indexes of coincident and leading economic indicators » in BLANCHARD and FISHER (sous la dir. de), *NBER Macroeconomics annual*, Ed. MIT press, Cambridge.
- STOCK J.H., M.W. WATSON, 1991 : « A probability model of coincident economic indicators » in LAHIRI and MOORE (sous la dir. de), *Leading economic indicators : new approaches and forecasting methods*, Ed. Cambridge University Press.
- STOCK J.H., M.W. WATSON, 1993 : « A procedure for predicting recessions with leading indicators : econometric issues and recent experience », in *Business Cycles, Indicators and Forecasting*, Stock and Watson Ed., University of Chicago Press.

