

Conjonctures sectorielles et prévision à court terme de l'activité : l'apport de l'enquête de conjoncture dans les services

François Bouton et Hélène Erkel-Rousse*

Pendant longtemps, la forte prédominance des statistiques industrielles et la rareté de chiffres relatifs à d'autres secteurs (services notamment) ont conduit les conjoncturistes à élaborer leur diagnostic essentiellement au vu des fluctuations économiques dans l'industrie. Cette pratique a eu tendance à perdurer en dépit de l'élargissement progressif des secteurs couverts par les statistiques de court terme. Si l'importance du suivi des cycles industriels pour le conjoncturiste n'est pas démentie, les enquêtes de conjoncture dans les autres secteurs d'activité constituent un apport appréciable en termes d'information précoce sur la croissance.

En effet, en raison de l'imparfaite homogénéité des fluctuations économiques d'un secteur à l'autre, la confrontation des résultats d'enquêtes qualitatives réalisées dans les différents secteurs d'activité permet de compléter et, souvent, de nuancer les impressions tirées du seul examen de la conjoncture industrielle. Plus précisément, au moyen d'une étude de causalité, on montre que certains soldes d'opinion tirés de l'enquête de conjoncture dans les services véhiculent une information avancée sur l'activité économique, complémentaire de celle apportée par les soldes d'opinion issus de l'enquête correspondante dans l'industrie. Ce résultat peut avoir pour origine la moindre sensibilité des services à la conjoncture internationale et aux variations de stocks. En tout état de cause, l'information contenue spécifiquement dans les données de l'enquête Services peut être utilisée avec profit pour élaborer des prévisions à court terme du taux de croissance du PIB. Corrélativement, certains soldes d'opinion issus des réponses d'entrepreneurs des services aident à déceler les points de retournement de la conjoncture française globale. Les enquêtes effectuées dans les autres secteurs (commerce, BTP) contiennent, quant à elles, des informations précoces sur des agrégats macroéconomiques plus spécifiques : consommation, investissement, production et effectifs sectoriels.

* François Bouton, au moment de la rédaction de cet article, faisait partie de la division Enquêtes de conjoncture de l'Insee à laquelle appartient Hélène Erkel-Rousse.

Les noms et dates entre parenthèses renvoient à la bibliographie en fin d'article.

Légères et rapides, les enquêtes de conjoncture délivrent une information précoce sur l'activité des entreprises. Harmonisées à l'échelle européenne, elles constituent une source essentielle pour l'analyse et la prévision économiques à court terme. En effet, les soldes d'opinion, qui résument les réponses des chefs d'entreprise, sont des indicateurs de tendance très utiles s'ils sont interprétés avec soin (1).

L'Insee réalise une douzaine d'enquêtes de conjoncture auprès des entreprises, qui couvrent la plupart des secteurs d'activité (cf. encadré 1). Les enquêtes sectorielles sont conçues selon une logique similaire. Cependant, si chaque publication de l'enquête sur la situation et les perspectives dans l'industrie (ci-après désignée sous la dénomination d'« enquête Industrie ») fait l'objet d'une large couverture de presse, les autres enquêtes sectorielles retiennent, en général, un peu moins l'attention des médias (2). En outre, les économistes et les chercheurs ont très souvent recours aux résultats de l'enquête Industrie pour étudier les cycles économiques ou illustrer l'apport d'un nouvel indicateur conjoncturel. C'est moins le cas pour les enquêtes réalisées dans les autres secteurs (3) (4).

La conjoncture industrielle capte-t-elle la totalité des fluctuations globales de l'activité ?

Cette pratique s'explique en partie par l'histoire des statistiques. Pendant longtemps, la rareté de chiffres relatifs au tertiaire a conduit les conjoncturistes à élaborer leur diagnostic essentiellement au vu des fluctuations industrielles. L'enrichissement progressif de la couverture sectorielle des statistiques de court terme a commencé à influencer la pratique des conjoncturistes. Toutefois, la nette prédominance de l'industrie dans les raisonnements des analystes perdure. D'une part, la disponibilité de séries industrielles plus longues facilite leur lisibilité et leur utilisation pour des études statistiques (5). D'autre part, selon une opinion assez répandue, le suivi du secteur industriel suffirait à appréhender l'état de la conjoncture globale et son évolution à court terme.

Quelques chiffres issus des Comptes nationaux trimestriels confirment l'importance de la conjoncture industrielle dans la conjoncture globale. La production industrielle représente environ 40 % de la production française de biens et services marchands, à égalité avec la production de services. La variabilité de la production

industrielle est proportionnellement plus importante, puisqu'elle a contribué directement à la moitié de la variabilité de la production marchande totale dans les années quatre-vingt-dix (contre 30 % pour les services et 20 % pour le reste de l'économie). La part des fluctuations de la production marchande totale susceptible d'être captée à travers celles de l'industrie se révèle beaucoup plus élevée encore lorsqu'on tient compte des fortes corrélations des conjonctures sectorielles. Du fait de ces corrélations, 89 % de la variabilité de la production marchande totale peuvent être captés à travers celle de la production industrielle (6). Ces quelques

1. La plupart des questions posées aux enquêtes de conjoncture auprès des entreprises sont des questions qualitatives à trois modalités, appelant une réponse positive (« en hausse » ou « supérieur à la normale »), intermédiaire (« stable » ou « normal ») ou négative (« en baisse » ou « inférieur à la normale »). Le solde d'opinion relatif à une question de ce type se définit comme la différence entre le pourcentage d'entrepreneurs interrogés ayant coché la réponse positive et le pourcentage de ceux ayant coché la réponse négative. L'expérience montre que le solde constitue une bonne synthèse des réponses des entrepreneurs (cf. Fansten (1976) pour une justification théorique), même s'il ne constitue pas une statistique exhaustive (Hild, 2003).

2. Dans tout cet article, comme dans les enquêtes de conjoncture, on considère le BTP comme un secteur distinct de l'industrie. Celle-ci s'entend donc ici comme hors BTP. De même, les services s'entendent hors commerce, le commerce de gros et de détail étant traité dans des enquêtes de conjoncture spécifiques. Les calculs de corrélation effectués infra sur des chiffres tirés des Comptes nationaux trimestriels raisonnent sur cette conception des différents secteurs d'activité.

3. Les conjoncturistes de l'Insee ont aussi commencé par mobiliser au mieux les informations issues de l'enquête Industrie. Ces investissements méthodologiques ont permis d'enrichir notablement les analyses et prévisions d'activité – voir notamment Doz et Lenglard (1995 ; 1999), Lenglard (1997), Grégoir et Lenglard (1998 ; 2000) et Buffeteau et Mora (2000).

4. La publication d'articles sur les cycles conjoncturels des secteurs non industriels est rare. Pour les services, voir Fontaine (1992).

5. La création de l'enquête Industrie remonte aux années soixante (des séries rétropolées en nomenclature NAF sont disponibles depuis 1976). Dernière née des enquêtes de conjoncture de l'Insee, l'enquête dans les services date de janvier 1988. Elle a été la première enquête de conjoncture dans les services lancée dans la Communauté européenne.

6. Soit P le taux de croissance trimestriel de la production marchande et P_i , P_s et P_r les trois grandes composantes sectorielles de cette évolution : celles de l'industrie, des services et du reste de l'économie (commerce, BTP et agriculture), égales au taux de croissance de la production du secteur multiplié par le poids de ce dernier dans la production totale. Par construction, $P = P_i + P_s + P_r$. La variance de la production marchande totale se décompose en : $V(P) = \text{cov}(P, P_i) + \text{cov}(P, P_s) + \text{cov}(P, P_r)$. Le terme $\text{cov}(P, P_i)/V(P)$ représente la « contribution directe » de l'industrie à la variabilité de la production totale. Elle s'élève à 50 % dans les années quatre-vingt-dix (contre 30 % pour celle des services et 20 % pour celle du reste de l'économie). Cependant, pour tenir compte des corrélations entre les fluctuations de la production dans l'industrie et dans les autres secteurs, on peut formuler cette expression un peu différemment :

$$V(P) = [1 + (\text{cov}(P_s, P_i) + \text{cov}(P_r, P_i))/V(P_i)]\text{cov}(P, P_i) + \text{cov}(P, \tilde{P}_s) + \text{cov}(P, \tilde{P}_r),$$

où \tilde{P}_s et \tilde{P}_r désignent les parts de P_s et P_r qui ne sont pas corrélées à P_i . Rapporté à $V(P)$, le premier terme de la somme représente la contribution totale (directe + indirecte) de l'industrie à la variabilité de la production globale, soit 89 % dans les années quatre-vingt-dix. Les services contribuent à hauteur de $(1 + \text{cov}(\tilde{P}_s, \tilde{P}_r)/V(\tilde{P}_s))\text{cov}(P, \tilde{P}_s)/V(P)$ de la variabilité restante (11 %), soit 8 %.

chiffres suggèrent que l'analyse conjoncturelle de l'activité pourrait être en première approximation appréhendée à travers les fluctuations de la seule industrie.

Cependant, les services contribuent à hauteur de 8 points aux 11 % de variabilité dont l'industrie ne rend pas compte (7). En outre, si les conjonctures sectorielles sont généralement très corrélées, la part de variabilité résiduelle non captée à travers l'activité dans l'industrie pourrait être bien supérieure à 11 % lorsque le reste de l'économie connaît des fluctuations très spécifiques.

L'analyse conjoncturelle peut-elle se limiter au suivi de l'industrie ? Celui des secteurs des services est-il susceptible d'apporter un complément d'information utile sur la conjoncture globale ? Qu'en est-il du commerce et du BTP ? Cet article tente d'apporter des réponses plus précises à ces questions.

L'industrie plus sensible aux chocs extérieurs et aux variations de stocks

Contrairement à l'industrie, les services (comme le commerce de détail et le BTP) se caractérisent par un faible degré d'ouverture aux échanges internationaux (8). Dès lors, ils sont moins directement exposés aux chocs extérieurs. Alors que les variations de stocks constituent une autre source notable de fluctuations de l'activité industrielle, elles ne jouent pas sur l'activité dans les services, secteur où les stocks sont presque inexistantes. Le taux de croissance de la production dans les services est en conséquence plus fortement corrélé au taux d'évolu-

tion de la demande intérieure hors stocks (avec une corrélation de 0,80 entre le premier trimestre de 1989 et le troisième trimestre de 2002) que le taux de croissance de la production industrielle (dont la corrélation avec le taux de croissance de la demande hors stocks est de 0,49 sur la même période) (cf. graphique I).

Les grandes tendances de la croissance française dans les années quatre-vingt-dix indiquent une phase de ralentissement de quatre années, entre la fin 1989 et la mi-1993, très brièvement interrompue en 1991, puis une tendance globale à l'accélération durant les sept années suivantes, de 1994 à 2000, provisoirement contrariée par les inflexions de 1995 et de 1998. Ces deux tendances majeures ont été subies avec la même intensité par la demande intérieure hors stocks et par le PIB. En revanche, à court terme, le taux de croissance de la demande intérieure hors stocks a connu des fluctuations plus modérées que celui du PIB, en particulier en 1994 et 1998-1999. La production de services reflète des fluctuations très similaires, moins amples à court terme que la production industrielle.

Les mouvements de court terme plus marqués de la croissance du PIB et, surtout, de celle de la production industrielle dans les années quatre-

7. En outre, la contribution totale (directe + indirecte) des services à la variabilité de la production marchande totale s'élève à 82 % (à comparer aux 89 % de l'industrie). Ces chiffres traduisent essentiellement les fortes corrélations des conjonctures sectorielles.

8. Le degré d'ouverture aux échanges internationaux, tel qu'appréhé par le ratio (importation + exportation) / 2 production, aboutit aux valeurs suivantes : stable aux alentours de 3 % depuis plus de 20 ans pour les services, en progression régulière pour l'industrie et y atteignant 43 % en 2001 (source : Comptes nationaux trimestriels).

Encadré 1

LES ENQUÊTES DE CONJONCTURE AUPRÈS DES ENTREPRISES RÉALISÉES PAR L'INSEE

L'Insee réalise une douzaine d'enquêtes de conjoncture régulières auprès des entrepreneurs.

La mention *EUR* désigne celles qui sont harmonisées au niveau européen.

1. Enquêtes dans l'industrie (échantillon commun d'environ 4 000 entreprises) :

- Enquêtes mensuelle et trimestrielle sur l'activité dans l'industrie (*EUR*).
- Enquête quadrimestrielle sur l'investissement (*EUR*).
- Enquête semestrielle sur la situation de trésorerie.
- Enquête semestrielle sur la concurrence étrangère.

2. Enquêtes dans le BTP (entre 1 000 et 4 000 entreprises interrogées selon l'enquête) :

- Enquête trimestrielle dans la construction immobilière.
- Enquête mensuelle dans l'industrie du bâtiment (*EUR*).
- Enquête trimestrielle dans l'artisanat du bâtiment.
- Enquête trimestrielle dans les travaux publics (*EUR*).

3. Enquêtes dans le tertiaire (de 4 000 à 4 500 entreprises interrogées par enquête) :

- Enquête mensuelle dans le commerce de détail (*EUR*).
- Enquête bimestrielle dans le commerce de gros.
- Enquête trimestrielle dans les services marchands (*EUR*).

vingt-dix sont liés à l'impact des variations de stocks et, plus encore, à une plus grande sensibilité aux chocs extérieurs, encore accrue par l'ouverture croissante de l'économie française. Ainsi, lors du « trou d'air » de la fin 1998 puis du ralentissement de 2001, la production de services (9), comme la demande intérieure hors stocks (10), ont mieux résisté du fait d'une moindre exposition au choc négatif de demande en provenance de l'étranger et de l'absence de mouvements de déstockages massifs (tels ceux observés alors dans l'industrie).

Plus généralement, les chocs extérieurs sont à l'origine de la majeure partie des fluctuations de la conjoncture française telles que reflétées par les inflexions des taux de croissance du PIB et de la production industrielle dans la seconde moitié des années quatre-vingt-dix. Les inflexions plus tardives du taux de croissance de la demande intérieure hors stocks et de la production de services lors de l'accélération de 1997 et au moment du « trou d'air » de la fin 1998 traduisent une propagation à la fois progressive et amortie des chocs ayant affecté initialement les secteurs plus exposés à la conjoncture internationale.

Des évolutions conjoncturelles imparfaitement homogènes d'un secteur à l'autre

Il est possible de résumer l'information contenue dans une enquête de conjoncture sectorielle au moyen d'une combinaison linéaire (spécifique à ce secteur) de ses principaux soldes d'opi-

nion. Un tel indicateur est appelé indicateur synthétique (relatif à un secteur donné) (cf. encadré 2 et annexe 1) (11). Si l'on se réfère aux indicateurs synthétiques sectoriels tirés des enquêtes de conjoncture dans l'industrie, le tertiaire et le BTP, les mouvements cycliques majeurs de l'économie française sont perçus de manière assez largement convergente par les entrepreneurs interrogés aux principales enquêtes de conjoncture sectorielles de l'Insee (cf. graphique II). Ceci n'est pas surprenant compte tenu de l'étroite imbrication des activités des différents secteurs économiques.

Toutefois, des particularismes sectoriels induisent des différences d'évolutions conjoncturelles d'un secteur d'activité à l'autre. Ainsi, les fluctuations de l'activité peuvent-elles être d'ampleurs différentes ou même diverger, d'un secteur à l'autre, plusieurs trimestres d'affilée.

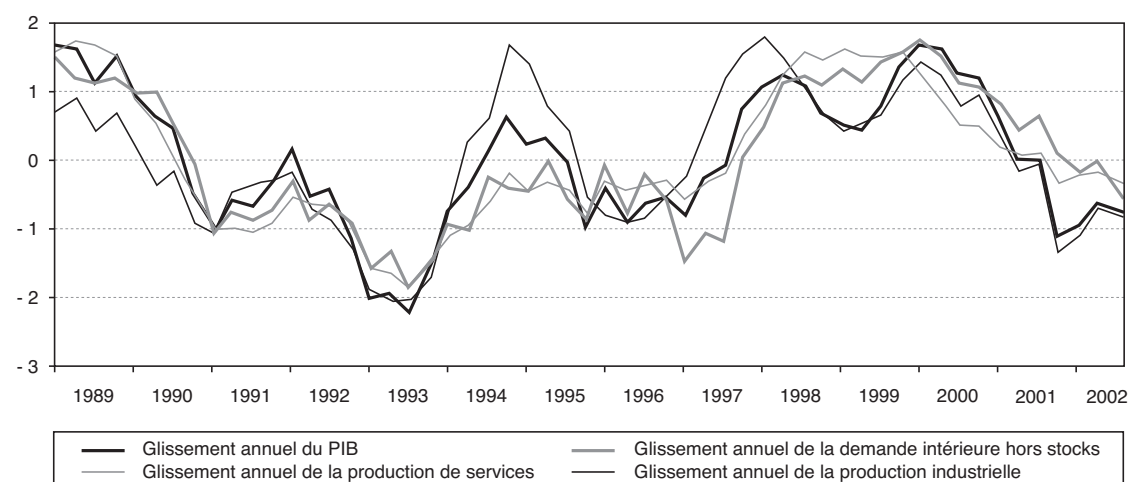
À l'instar des Comptes trimestriels, les enquêtes de conjoncture suggèrent que les services ont

9. Le glissement annuel de la production de services est très corrélé à celui des seuls services aux entreprises. En particulier, les observations relevées ici sur la modération des fluctuations de court terme dans les services sont surtout visibles dans les services aux entreprises. Les services aux particuliers ont également connu un ralentissement moins accentué que l'industrie en 1998 et en 2001, mais nettement plus marqué que les services aux entreprises en 1998.

10. Lors du « trou d'air » de la fin 1998, la consommation des ménages et l'investissement des entreprises ont tous deux contribué à la résistance de la demande intérieure hors stocks. En 2001-2002, cette résistance a été essentiellement due au maintien de la consommation des ménages.

11. Ce type de méthodologie a été utilisé dans des contextes divers par Geweke (1977), Sargent et Sims (1977), Geweke et Singleton (1981), Engle et Watson (1981 ; 1983), Watson et Kraft (1984), Stock et Watson (1989 ; 1991 ; 1993), Quah et Sargent (1993) ou Forni et Lippi (2001).

Graphique I
La production de services est très corrélée à la demande intérieure hors stocks



Lecture : les taux de croissance sont représentés sous forme de variables centrées réduites.
Source : Comptes nationaux trimestriels de l'Insee.

été soumis à des fluctuations de court terme moins amples que l'industrie, particulièrement durant la seconde moitié des années quatre-vingt-dix. Le commerce de détail aurait également subi des fluctuations plus modérées que l'industrie, particulièrement lors du « trou d'air » de la fin 1998 et du ralentissement de 2001. Soutenu par une consommation des

ménages plus dynamique que les autres moteurs de la demande, il aurait alors mieux résisté que l'industrie et le commerce de gros (12). Dans la seconde moitié des années quatre-vingt-dix, les

12. La conjoncture du commerce de gros serait, quant à elle, demeurée très proche de celle de l'industrie sur toute la décennie.

Encadré 2

CONSTRUCTION D'INDICATEURS SYNTHÉTIQUES SECTORIELS

L'analyse factorielle permet de simplifier l'étude simultanée de plusieurs variables en résumant le comportement de ces dernières par celui d'un nombre plus limité de variables sous-jacentes, construites par combinaison des variables initiales. Ces variables sous-jacentes sont appelées *facteurs communs* aux variables initiales. Plus précisément, si l'on observe I variables (ici les soldes d'opinion correspondant aux principales questions d'une enquête de conjoncture dans un secteur donné) pendant T périodes, notons y_{it} la mesure faite à la période t pour la variable i . Lorsque J facteurs communs F_1, \dots, F_J sont susceptibles d'expliquer le comportement des I variables (avec, bien sûr, $J < I$), le modèle utilisé s'écrit :

$$y_{it} = \lambda_{i1} F_{1t} + \dots + \lambda_{iJ} F_{Jt} + u_{it}, \text{ pour } i = 1 \text{ à } I.$$

Chaque composante u_{it} représente la part de y_{it} dont les facteurs communs ne rendent pas compte. Elle est donc supposée non corrélée avec les F_{jt} et appelée *composante spécifique* de la variable y_i .

Dans une première étape, un test permet de déterminer le nombre J de facteurs communs pertinent pour l'ensemble de données étudié. Ici, pour chacun des secteurs étudiés, ce test conduit à ne retenir qu'un seul facteur ($J = 1$). Par définition, l'indicateur synthétique du secteur est alors identique au facteur commun estimé. Dans une seconde étape, deux procédures d'estimation sont envisageables : l'une, dite dynamique, est *a priori* préférable car elle prend en compte explicitement la structure temporelle des données ; l'autre, dite statique, est moins efficace mais plus simple à mettre en œuvre. Toutefois, en pratique, les deux méthodes fournissent des résultats très similaires, si bien que c'est la seconde méthode qui est utilisée ici. Après estimation du modèle, le facteur commun F_t s'écrit comme une combinaison linéaire des soldes y_{it} , $i = 1$ à I .

Les indicateurs synthétiques sectoriels s'écrivent à partir des soldes tirés de ou des enquêtes effectuées dans ces secteurs (1) :

- Industrie : $IND_t = 0,21 ACPA_t + 0,11 ACPRE_t + 0,25 CC_t + 0,32 CCE_t + 0,07 PG_t - 0,07 ST_t$
- Services : $SER_t = 0,08 ACPA_t + 0,24 ACPRE_t + 0,06 EFPA_t + 0,08 REPA_t + 0,25 REPPE_t + 0,32 DEM_t$
- Commerce de gros : $COMG_t = 0,04 OVE_t + 0,11 ICE_t + 0,25 L_t + 0,57 LE_t + 0,07 PG_t$
- Commerce de détail : $COMD_t = 0,09 OV_t + 0,36 IC_t + 0,08 EFPRE_t + 0,52 PG_t$

$$\begin{aligned} - \text{BTP} : BTP_t = & 0,10 ACPA_t^{Bât} + 0,09 ACPRE_t^{Bât} \\ & + 0,16 CC_t^{Bât} + 0,14 EFPA_t^{Bât} + 0,29 EFPRE_t^{Bât} \\ & + 0,04 PG_t^{Bât} + 0,05 ACPA_t^{TP} + 0,17 EFPRE_t^{TP} \end{aligned}$$

où les soldes, centrés-réduits, portent sur les questions suivantes (dans l'enquête de conjoncture sectorielle correspondant à l'indicateur synthétique considéré (2)) :

- ACPA : activité passée
- ACPRE : activité prévue (3)
- CC : carnets de commandes globaux
- CCE : carnets de commandes étrangers
- PG : perspectives générales d'activité
- DEM : tendance prévue de la demande
- OV : ventes passées
- OVE : ventes passées à l'étranger
- IC : intentions de commandes
- ICE : intentions de commandes à l'étranger
- EFPA : effectifs passés
- EFPRE : effectifs prévus
- L : livraisons reçues
- LE : livraisons reçues de l'étranger
- REPA : résultat d'exploitation passé
- REPPE : résultat d'exploitation prévu
- ST : stocks

Les indicateurs synthétiques sont centrés réduits. Ce sont des résumés de l'information contenue dans les enquêtes de conjoncture correspondantes. Il s'agit d'indicateurs coïncidents de l'activité. Leurs évolutions communes traduisent des mouvements cycliques de grande ampleur. Leurs disparités invitent à nuancer le diagnostic conjoncturel.

1. Les facteurs communs dans l'industrie, les services et le BTP ont été calculés à partir de soldes des enquêtes trimestrielles. Les facteurs communs dans le commerce ont été calculés sur données bimestrielles, puis trimestrialisés (cf. annexe 1).

2. L'indicateur synthétique dans le BTP est fondé sur des soldes tirés des enquêtes dans le bâtiment (exposant Bât) et dans les travaux publics (exposant TP). Les autres indicateurs synthétiques sont calculés à partir de soldes tirés de l'enquête sectorielle correspondante.

3. L'activité est captée à travers la production dans l'industrie et le chiffre d'affaires dans les services. Dans la suite, on utilise des notations différenciées pour désigner les soldes relatifs à l'activité passée et prévue dans l'industrie (respectivement TPA et TPPRE) et dans les services (CAPA et CAPRE), la notation unifiée étant spécifique à cet encadré.

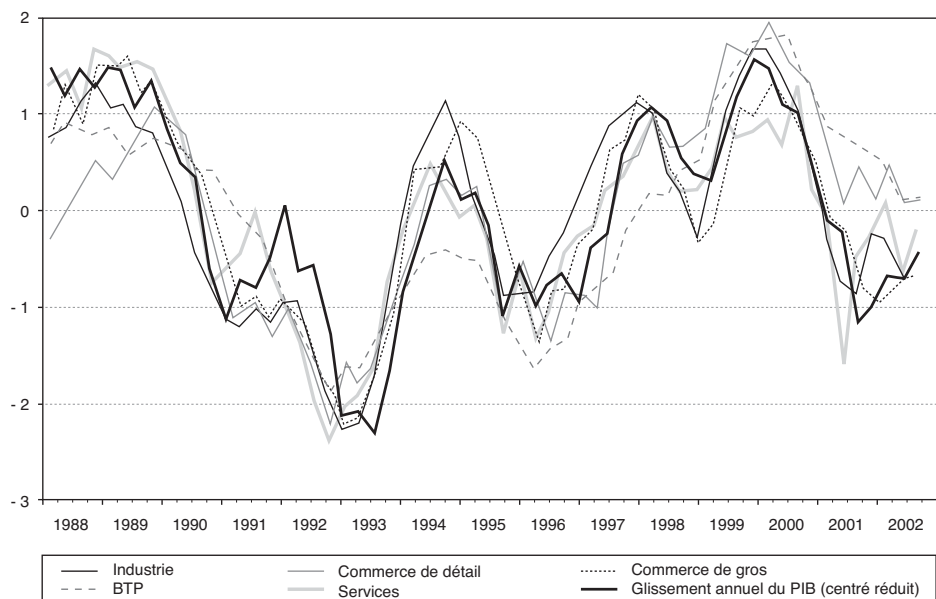
fluctuations enregistrées dans les services apparaissent intermédiaires entre celles de l'industrie et du commerce de détail. Les services seraient ainsi plus étroitement liés à l'activité industrielle que le commerce de détail même s'ils sont, comme lui, faiblement dépendants des fluctuations extérieures et influencés par la dépense des ménages (13).

Le BTP a, quant à lui, été notablement influencé par plusieurs facteurs spécifiques durant la fin des années quatre-vingt-dix. Il a été soutenu par les retombées des tempêtes de décembre 1999 (jusqu'à la mi-2001 environ, en raison de l'étalement dans le temps des réparations nécessaires). Il a en outre bénéficié de mesures ciblées de politique économique, que ce soit le plan Périssol, dont les effets sont sensibles en 1998 et sur les trois premiers trimestres de 1999, ou encore la baisse du taux de TVA sur les travaux d'entretien et d'amélioration en septembre 1999. De surcroît, l'activité des travaux publics a été tirée par les commandes des collectivités locales, qui se sont intensifiées à l'approche des élections municipales de 2001. Enfin, la conjoncture du BTP est fortement tributaire de la demande des ménages, et très peu (et très indirectement) exposée à la conjoncture internationale. La conjugaison de ces facteurs explique que ce secteur ait ignoré le « trou d'air » de la fin 1998 et qu'il ait mieux résisté au ralentissement de 2001 que le reste de l'économie française.

L'existence d'un certain degré d'hétérogénéité des fluctuations d'un secteur d'activité à l'autre apporte au conjoncturiste une information précieuse. En 1998-1999, par exemple, la meilleure tenue des indicateurs synthétiques dans les services, le commerce de détail et le BTP, en comparaison de leur baisse plus accentuée dans l'industrie et le commerce de gros pouvait constituer un indice du caractère relativement mineur du « trou d'air » de la fin 1998. En revanche, le caractère plus affirmé du retournement conjoncturel de 2001 était perceptible à travers la chute de l'indicateur synthétique dans les services, plus accentuée encore que celle enregistrée dans l'industrie et le commerce de gros (cf. graphique II). Ainsi, le suivi conjoint d'indicateurs synthétiques tirés des différentes enquêtes sectorielles facilite le diagnostic d'ensemble sur l'état de la conjoncture. Pour sa part, l'indicateur synthétique dans l'industrie apporte une information particulièrement précieuse sur les risques de contagion induits par les chocs extérieurs. Avec son homologue dans les services, il constitue l'indicateur synthétique le plus fortement corrélé au taux de croissance trimestriel du PIB (cf. annexe 1).

13. L'influence de la dépense des ménages n'apparaît pas déterminante sur la conjoncture des services dans les années quatre-vingt-dix. Les résultats de l'enquête de conjoncture dans les services sont, en effet, étroitement corrélés avec ceux relevés dans les services aux entreprises dans cette période (la corrélation entre les facteurs communs dans l'ensemble des services d'une part et dans les services aux entreprises d'autre part s'y élève à 0,98).

Graphique II
Indicateurs synthétiques relatifs aux grands secteurs d'activité



Source : Comptes nationaux trimestriels et calculs des auteurs à partir des principaux soldes d'opinion des enquêtes de conjoncture de l'Insee dans l'industrie, les services, le commerce de détail, le commerce de gros, l'industrie du bâtiment et les travaux publics (cette dernière enquête étant réalisée en collaboration avec la Fédération Nationale des Travaux Publics (FNTP)).

Il est nécessaire à ce stade de préciser les apports spécifiques de chacune des enquêtes sectorielles au diagnostic conjoncturel d'ensemble. On s'intéresse plus particulièrement à leur contribution relative à l'évaluation à court terme du taux de croissance du PIB.

Les enquêtes Industrie et Services apportent des informations complémentaires sur le taux de croissance du PIB

Il est possible de tester quantitativement si une enquête de conjoncture apporte un surcroît d'information significatif sur l'évolution courante ou future du PIB par rapport à une autre

enquête de conjoncture, par exemple l'enquête Industrie (cf. encadré 3).

Dans un premier temps, chaque enquête de conjoncture est assimilée à son indicateur synthétique (tel que défini dans l'encadré 2). On teste l'apport de chacun de ces indicateurs synthétiques à la connaissance du taux de croissance du PIB, en termes d'information avancée, instantanée ou globale (cf. encadré 3), par rapport à l'indicateur correspondant dans l'industrie (ou dans les services). Les résultats de cette analyse sont présentés dans les tableaux A et B de l'annexe 2.

Tout d'abord, l'enquête Industrie s'avère irremplaçable par les informations qu'elle apporte sur l'évolution courante et future du PIB. En effet,

Encadré 3

LES ANALYSES DE CAUSALITÉ

On peut tester très simplement si une enquête de conjoncture (ci-après désignée comme l'enquête considérée) apporte un surcroît d'information significatif sur l'évolution courante ou future du PIB en comparaison d'une autre enquête de conjoncture, dite de référence. En pratique, cette dernière sera le plus souvent l'enquête Industrie (voire, quelquefois, l'enquête Services).

On considère les variables trimestrielles suivantes (cf. annexe 1 pour le détail de la construction des variables) :

- celle que l'on cherche à prévoir à un horizon d'un ou deux trimestres. Il s'agit du taux de croissance trimestriel du PIB (noté $CPIB$) ;
- X_t la valeur courante d'un solde d'opinion ou de l'indicateur synthétique tiré de l'enquête considérée ;
- les variables dites de contexte, représentées au trimestre courant t à travers le vecteur ligne Z_t . Les variables de contexte sont en général issues de l'enquête de référence.

On raisonne dans le cadre implicite d'un modèle vectoriel auto-régressif (VAR) comportant les variables $CPIB$, Z et X . Selon le type de causalité que l'on teste, on considère le modèle exprimé sous forme canonique ou sous forme bloc-réursive (voir définitions *infra*).

On note $\underline{Y}_{t-1} = (Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{t-p})$ le vecteur contenant l'information de la variable Y à partir du trimestre $t-1$ et en remontant jusqu'au trimestre $t-p$, Y désignant respectivement $CPIB$, Z ou X . On appelle vecteur de contexte le vecteur ligne contenant toutes les valeurs courante ou retardées des variables de contexte présentes dans le modèle.

Causalité non instantanée : On cherche ici à savoir si le passé de la variable X (représenté par le vecteur ligne \underline{X}_{t-1}) apporte un surcroît d'information significatif par rapport à celle véhiculée par le passé des variables de

contexte pour prévoir le taux de croissance du PIB. Ceci revient à tester la nullité du coefficient multidimensionnel γ dans l'équation de PIB exprimée sous forme canonique, c'est-à-dire reliant le taux de croissance courant du PIB à la chronique de ses taux de croissance passés (représentée par \underline{CPIB}_{t-1}) et aux valeurs passées des variables X et Z (ε_t désignant le terme d'erreur) :

$$CPIB_t = \underline{CPIB}_{t-1} \alpha + \underline{Z}_{t-1} \beta + \underline{X}_{t-1} \gamma + \delta + \varepsilon_t^Y$$

Un coefficient γ non nul signifie que la variable X (et, à travers elle, l'enquête considérée) apporte une information *avancée spécifique* sur le taux de croissance du PIB, dont il est utile de tenir compte pour prévoir celui-ci. Un coefficient γ nul signifie que X n'apporte aucune information *avancée* sur le taux de croissance du PIB qui ne soit déjà contenue dans le vecteur de contexte (c'est-à-dire dans l'enquête de référence).

Causalité instantanée : Pour évaluer si la valeur courante X_t de la variable X apporte un surcroît d'information significatif utile pour évaluer le taux de croissance du PIB, on teste la nullité du coefficient relatif à X_t dans l'équation de PIB reliant le taux de croissance courant du PIB à la chronique de ses taux de croissance antérieurs ainsi qu'aux valeurs passées et présente de X , aux valeurs retardées de Z et, éventuellement, courantes d'un sous-ensemble de Z ou de Z tout entier (forme dite bloc-réursive).

Causalité globale : Enfin, pour savoir si tenir compte de la variable X permet de mieux prévoir le taux de croissance du PIB, il suffit de tester la nullité des coefficients relatifs aux valeurs présente et passées de X (englobées dans le vecteur ligne \underline{X}_t dans l'équation reliant le taux de croissance courant du PIB à la chronique de ses taux de croissance antérieurs ainsi qu'aux valeurs présentes et passées de X et de Z (forme bloc-réursive).

dans le modèle vectoriel auto-régressif (VAR) formulé sous forme canonique (cf. annexe 2, tableau A), les valeurs retardées de l'indicateur synthétique dans l'industrie sont toujours globalement significatives dans l'équation de PIB, et ce quel que soit l'autre indicateur synthétique sectoriel intégré au modèle. Lorsque l'équation de PIB est exprimée sous forme bloc-réursive (cf. annexe 2, tableau B), la valeur courante de l'indicateur synthétique est systématiquement significative, ce qui montre que l'enquête Industrie apporte une information instantanée sur le taux de croissance du PIB, et ce, quel que soit l'autre indicateur synthétique sectoriel pris en compte.

Le second résultat confirme l'apport spécifique de l'enquête Services par rapport à l'enquête Industrie. En effet, les tests de causalité non instantanée indiquent que l'indicateur synthétique dans les services donne une information avancée sur le taux de croissance du PIB qui n'est pas contenue dans son homologue dans l'industrie. Bien plus, les tests de causalité globale et instantanée suggèrent que l'indicateur synthétique dans les services fournit une information essentiellement avancée sur le taux de croissance du PIB. Ce résultat n'est pas surprenant dans la mesure où les soldes relatifs à l'avenir proche sont sur-pondérés par rapport aux soldes portant sur le passé récent dans l'indicateur synthétique dans les services, ce qui n'est pas le cas pour l'indicateur synthétique dans l'industrie (cf. encadré 2). L'indicateur synthétique dans les services est ainsi davantage représentatif du futur proche que du passé récent (cf. encadré 2 et *infra*). Au total, les informations conjoncturelles sur le taux de croissance du PIB tirées des enquêtes Industrie et Services ne sont pas redondantes.

Les autres enquêtes de conjoncture n'apportent pas d'information complémentaire clairement identifiée sur la croissance globale (qu'elle soit instantanée ou avancée) en sus des indications déjà contenues dans l'enquête Industrie. Elles ne contiennent pas non plus d'information spécifique par rapport à l'enquête Services. Seul l'indicateur synthétique dans le BTP pourrait jouer un rôle de substitut (très imparfait) à son homologue dans l'industrie dans l'équation de PIB sous forme canonique intégrant les indicateurs synthétiques dans les services et le BTP (cf. annexe 2, tableau A). Néanmoins, la même équation formulée en fonction des indicateurs synthétiques dans l'industrie et dans les services est préférable du point de vue de l'ajustement économétrique. Plus généralement, les perfor-

mances économétriques du modèle intégrant les informations des enquêtes Industrie et Services sont nettement supérieures à celles des autres modèles. Cela confirme l'intuition selon laquelle les deux enquêtes les plus informatives sur la croissance du PIB seraient celles réalisées dans l'industrie et dans les services. L'utilité des enquêtes de conjoncture dans le commerce et dans le BTP n'en est pas pour autant remise en cause. Ces enquêtes fournissent en effet des informations précoces très utiles sur des agrégats macroéconomiques plus spécifiques : consommation pour l'enquête dans le commerce de détail, investissement et importations pour l'enquête dans le commerce de gros, production et effectifs sectoriels pour toutes les enquêtes.

L'apport spécifique de l'enquête Services

Dans un second temps, on tente d'identifier quels soldes de l'enquête Services véhiculent une information spécifique avancée non contenue dans ceux de l'enquête Industrie. Cette analyse de causalité sur des modèles VAR intégrant des soldes d'opinion dans l'industrie et dans les services présente un autre avantage : les dynamiques potentiellement différentes des soldes relatifs au passé récent et à l'avenir proche peuvent être prises en compte dans ces modèles, alors que ce n'est pas le cas lorsque les enquêtes sont résumées à travers leur indicateur synthétique tel que défini dans l'encadré 2.

On adopte pour référence un modèle VAR contenant le taux de croissance trimestriel du PIB et les deux soldes d'opinion dans l'industrie qui, d'après Reynaud et Scherrer (1996), constituent la meilleure synthèse de l'information précoce sur la production industrielle française (14). À ces trois variables est ajouté un des soldes d'opinion dans les services (15).

14. Ce résultat testé en amont sur les données plus récentes (et en considérant alternativement le taux de croissance de la production industrielle et celui du PIB) reste valide dans cette étude. Remplacer les soldes relatifs à la production passée et prévue dans l'industrie par d'autres soldes issus de l'enquête Industrie mensuelle, quels qu'ils soient, aboutit à une perte de qualité de l'ajustement économétrique. Ajouter un solde de l'industrie supplémentaire au vecteur de contexte n'apporte pas d'amélioration à cet égard (et cela induit souvent des risques de multicollinéarité).

15. On pousse l'audace économétrique jusqu'à tenter l'estimation de modèles VAR contenant plus de 4 variables. Cependant, la robustesse de ces estimations n'est pas garantie sur une période d'estimation (quatrième trimestre de 1987 au deuxième trimestre de 2002) ne comptant qu'une soixantaine de trimestres. Il ressort en effet de l'expérience empirique que l'estimation de modèles VAR à 3 ou 4 variables et 1 ou 2 retards constitue la limite à ne pas dépasser dans ce contexte. On a de plus préféré se borner à des modèles VAR à 3 variables dans le cas où les enquêtes sont représentées à travers des indicateurs synthétiques, obtenus à la suite d'une estimation préalable.

Les trois soldes d'opinion des services portant sur l'avenir proche (16) se révèlent alors contenir une information avancée spécifique sur le taux de croissance du PIB non véhiculée par les variables de production passée et prévue dans l'industrie (cf. annexe 2, tableau C). Le solde relatif au résultat d'exploitation prévu dans les services (*REPRE*) a la particularité d'apporter également une information instantanée sur la croissance, et ce, même lorsque les valeurs courantes des soldes relatifs à l'industrie sont incluses dans le modèle (cf. annexe 2, tableau D) (17). En outre, les valeurs retardées des soldes de demande et de chiffre d'affaires prévus (*DEM* et *CAPRE*) ajoutent une information significative sur le taux de croissance du PIB dans les modèles à un retard même lorsque les valeurs courantes des soldes relatifs à la production passée et prévue dans l'industrie (*TPPA* et *TPPRE*) sont introduites dans le modèle (18). Chacun des cinq soldes des services considérés dans les tableaux C et D exerce instantanément une influence sur le taux de croissance du PIB lorsque le modèle incorpore la valeur courante du solde d'opinion sur la production passée dans l'industrie (*TPPA*).

Les soldes relatifs au chiffre d'affaires passé (*CAPA*) et au résultat d'exploitation passé (*REPA*) apportent des indications spécifiques instantanées sur le rythme d'évolution du PIB (principalement dans le cas de modèles à un retard) (cf. annexe 2, tableau D). Toutefois, le second de ces soldes (voire aussi le premier) pourrait également contenir une part d'information avancée par rapport aux soldes relatifs à l'industrie.

Symétriquement, la même analyse économétrique révèle que les indications contenues dans l'enquête Services n'englobent pas toute l'information véhiculée par l'enquête Industrie. C'est ainsi que le solde relatif à la production prévue dans l'industrie (*TPPRE*) apporte des indications avancées sur le taux de croissance du PIB non intégralement perçues par les entrepreneurs des services. De même, l'opinion sur la production passée dans l'industrie (*TPPA*) contient une information instantanée elle aussi imparfaitement traduite en général par les soldes d'opinion tirés de l'enquête de conjoncture dans les services.

Au total, au-delà de l'information commune qu'elles recèlent, les deux enquêtes de conjoncture apportent chacune des indications spécifiques sur le rythme de l'activité globale. Ces indications complémentaires seront utilisées conjointement pour réaliser une prévision à

court terme du taux de croissance du PIB. En outre, il pourra être avantageux d'exploiter au mieux les effets dynamiques différenciés des divers soldes d'opinion considérés sur le taux de croissance du PIB pour en élaborer des modèles de prévision univariés.

Combiner les enquêtes Industrie et Services pour prévoir la croissance du PIB à court terme

Les analyses de causalité précédentes constituent des guides précieux pour l'élaboration de modèles de prévision à court terme (ou modèles d'étalonnage) du taux de croissance du PIB.

On dispose de deux types de modèles : d'un côté, un modèle VAR à deux retards et trois variables constituées du taux de croissance trimestriel du PIB (*CPIB*) et des indicateurs synthétiques dans l'industrie et dans les services (*IND* et *SER*) ; de l'autre, deux équations univariées de *CPIB* avec, pour variables explicatives, divers soldes d'opinion dans l'industrie et les services parmi ceux étudiés *supra*.

Le modèle VAR traite ses trois variables comme endogènes. En conséquence, il n'est pas nécessaire de prolonger hors modèle les résultats des enquêtes de conjoncture pour obtenir des prévisions du taux de croissance du PIB à l'horizon de deux trimestres (19). Toutefois, les modèles VAR nécessitent un nombre élevé de paramètres à estimer dès qu'on en augmente le nombre de variables ou de retards, même très légèrement. Lorsqu'on ne dispose, comme ici, que d'une soixantaine d'observations, il n'est guère raisonnable de dépasser trois variables pour des modèles VAR à deux retards que l'on souhaite utiliser en prévision (20). Ainsi, la solu-

16. Il s'agit des soldes relatifs aux questions suivantes : chiffre d'affaires prévu (*CAPRE*), résultat d'exploitation prévu (*REPRE*) et demande prévue (*DEM*).

17. Cette caractéristique sera utilisée plus loin dans des modèles de prévision du PIB.

18. Cette propriété sera elle aussi exploitée par les modèles de prévision univariés du PIB.

19. Les prévisions obtenues par un modèle VAR de ce type ne paraissent pas suffisamment fiables au-delà d'un ou deux trimestres. Ce genre de modèle converge très rapidement vers les valeurs dites « de long terme » de ses variables.

20. Lors de l'étude de causalité, on est allé jusqu'aux limites des possibilités de l'économétrie. En revanche, pour les prévisions, on a préféré privilégier la robustesse des modèles. Après plus d'un an d'utilisation (préparations de Notes et de Points de Conjoncture, etc.), le modèle VAR présenté a prouvé sa robustesse, ses réestimations successives n'induisant aucune rupture significative dans les coefficients estimés ou dans les prévisions obtenues. Les modifications significatives dans les prévisions de PIB ne sont liées qu'à l'apport d'information conjoncturelle nouvelle, ce qui est conforme à ce qu'on peut attendre d'un bon modèle de prévision.

tion *a priori* la plus judicieuse pour faire figurer au sein d'un modèle VAR à usage prédictif les informations issues de deux enquêtes de conjoncture est de résumer chacune d'elles par son indicateur synthétique. L'inconvénient majeur de cette approche est qu'elle prive de la possibilité de différencier les dynamiques des soldes constitutifs des indicateurs synthétiques. Or, la seconde analyse de causalité a confirmé l'intuition selon laquelle la structure temporelle de l'information apportée sur le taux de croissance du PIB par les soldes d'opinion n'est pas identique d'un solde à l'autre, notamment selon que ceux-ci portent sur le passé récent ou sur l'avenir proche.

Les étalonnages univariés permettent une prise en compte différenciée des soldes d'opinion. Leur formulation est inspirée des résultats des analyses de causalité. Cette plus grande marge de manœuvre offerte par les étalonnages univariés en termes de modélisation se traduit par un ajustement économétrique légèrement meilleur que celui de la forme bloc-réursive de l'équation de PIB dans le modèle VAR. Cependant, l'utilisation des étalonnages univariés nécessite le prolongement préalable hors modèle des soldes qui ne sont pas disponibles à l'horizon de prévision. Compte tenu du nombre relativement important de soldes pris en compte dans ces étalonnages univariés, leur prolongement engendre des erreurs de prévision qui peuvent se cumuler et fragiliser *in fine* l'utilisation de ces équations en prévision. Au total, la combinaison de ces deux types de modèles permet de nuancer utilement les prévisions obtenues.

Dans les trois modèles retenus (décrits en annexe 3), les variables industrielles ont, au moins partiellement, une incidence en différence sur le taux de croissance du PIB. Ainsi, dans les étalonnages univariés, les coefficients des valeurs courante et retardée du solde relatif à la production passée dans l'industrie (TPPA) sont de signes opposés et de valeurs absolues non significativement différentes. Dans le modèle VAR, les signes opposés des effets courant et retardé d'un trimestre de l'indicateur synthétique dans l'industrie (dans la forme bloc-réursive du modèle) ou des coefficients relatifs à ses valeurs retardées d'un et de deux trimestres (dans la forme canonique du modèle) suggèrent également une certaine prépondérance de l'incidence en différence, même si tous ces coefficients ne sont pas clairement significatifs. En revanche, l'indicateur synthétique dans les services a plutôt une influence en niveau dans le

modèle VAR, tout comme les soldes relatifs aux anticipations des entrepreneurs dans les étalonnages univariés (leurs coefficients courant et retardés qui sont significatifs sont tous positifs). Cet impact en niveau de la majorité des variables tirées de l'enquête Services et (partiellement) en différence des variables industrielles sur le taux de croissance du PIB est une constante qui apparaissait dans tous les modèles testés lors des analyses de causalité (21). Peut-être ce résultat est-il lié au caractère très lisse des soldes industriels en comparaison de leurs homologues dans les services, un peu plus volatils (cf. *infra*), et surtout du taux de croissance trimestriel du PIB, beaucoup plus heurté (22). La transformation de certaines variables industrielles en différences premières induit un accroissement de volatilité qui pourrait contribuer à capter celle du taux de croissance du PIB. Il serait intéressant à cet égard d'étudier plus précisément les différences dans les comportements de réponse aux enquêtes des industriels et des entrepreneurs des services. Toutefois, c'est davantage aux performances prédictives des modèles que l'on s'intéresse ici.

Conformément à l'intuition, la précision des prévisions tirées de ces modèles décroît au fur et à mesure que leur horizon est plus lointain. La précision des prévisions à un trimestre apparaît légèrement meilleure (avec un écart-type des erreurs de l'ordre de 0,3 point de croissance du PIB) que celle des prévisions réalisées à deux trimestres ou plus (l'écart-type des erreurs de prévision passe alors à 0,4). La valeur relativement élevée de ces écarts-types résulte de la confrontation d'un taux de croissance du PIB assez volatil à des variables d'enquêtes beaucoup plus lisses.

Du « trou d'air » de la fin 1998 à l'essoufflement du deuxième trimestre de 2002

À titre d'illustration, la chronique des prévisions réalisées sur la base du modèle VAR et en utilisant les données d'enquêtes trimestrielles

21. Lors des analyses de causalité, si la valeur courante du solde relatif à la production passée était exclue du modèle, l'incidence en différence des variables industrielles réapparaissait sous la forme de l'écart entre le solde portant sur la production prévue (TPPRE) et le solde relatif à la production passée (TPPA).

22. Ce caractère très lisse des soldes d'opinion dans l'industrie, particulièrement du solde portant sur la production passée, pourrait en partie provenir d'un effet des stocks, qui tendent à contrebalancer les fluctuations à très court terme de la demande. Cet effet modérateur n'existe pas dans les services, où les stocks sont quasiment inexistantes.

de conjoncture disponibles à l'époque (23) montre à la fois l'utilité de ces modèles, mais aussi leurs limites relatives (cf. annexe 3, tableau B).

À la fin de 1998, la croissance française a connu un épisode de tassement de courte durée (« trou d'air »). L'estimation fournie par le modèle VAR établit que les enquêtes disponibles au second semestre de 1998 conduisaient bien à prévoir un ralentissement de l'activité. Cependant, alors que cette dernière s'est remise à accélérer dès le premier trimestre de 1999, les anticipations des entrepreneurs de l'industrie et des services sont demeurées dégradées jusqu'au printemps. De ce fait, le modèle VAR, sur la base des résultats d'enquêtes disponibles à la fin du mois d'avril, ne permettait pas d'envisager de rebond à l'époque. Toutefois, les enquêtes de juillet 1999 ont conduit à réviser à la hausse la croissance prévue au deuxième trimestre de 1999. L'intérêt pratique de telles prévisions demeure, puisque la première estimation de la croissance du deuxième trimestre de 1999 n'a été publiée par les comptes trimestriels de l'Insee que six semaines plus tard (courant septembre).

De la même façon, le maintien des anticipations des chefs d'entreprise à un haut niveau en janvier 2001 suggérait à cette date une prévision de croissance forte pour le premier trimestre. En revanche, en avril, le modèle VAR indiquait sans ambiguïté une décélération de l'activité française au premier semestre. De plus, les résultats suivants des enquêtes laissaient attendre une accentuation du ralentissement et, en octobre 2001, le modèle VAR suggérait un recul du PIB en fin d'année. Cette prévision s'est révélée exacte.

Les enquêtes d'avril 2002 conduisaient à prévoir un rebond très net de l'activité au deuxième trimestre, du fait du redressement spectaculaire des anticipations des chefs d'entreprise dans l'industrie comme dans les services. Les prévisions de taux de croissance du PIB suggérées par les trois modèles pour les deuxième et troisième trimestres étaient alors très largement convergentes compte tenu de la précision des estimations sur le passé. Cependant, les entrepreneurs faisaient preuve d'un optimisme excessif. Il a fallu attendre la publication des enquêtes de juillet 2002 pour que l'essoufflement de la reprise espérée au printemps soit perçu par les entrepreneurs. Les prévisions réalisées par le modèle VAR au lendemain de la

publication des enquêtes de juillet ont alors permis d'anticiper le taux de croissance du PIB au deuxième trimestre (0,5 point), publié en septembre dans les Comptes nationaux trimestriels. Cependant, le modèle VAR sous forme canonique a surestimé le taux de croissance de 0,2 point publié en novembre dernier (Comptes trimestriels, troisième trimestre de 2002). Toutefois, l'utilisation de la forme bloc-réursive du modèle VAR (qui intègre les résultats des enquêtes d'octobre 2002 pour la prévision du troisième trimestre, contrairement à la forme canonique du modèle (24)) a conduit à un plein accord avec les Comptes trimestriels pour ce troisième trimestre. Enfin, la publication en février 2003 des premiers résultats des Comptes trimestriels pour le quatrième trimestre de 2002 a abouti à un ordre de grandeur compatible avec les prévisions effectuées sur la base des informations mises à disposition par les enquêtes à la mi-novembre.

Au total, les enquêtes de conjoncture dans les services et dans l'industrie constituent des sources d'information précieuses pour effectuer des prévisions de croissance à un ou deux trimestres. Toutefois, compte tenu de leur marge d'imprécision, l'analyse conjoncturelle mobilise les modèles qui viennent d'être présentés parmi d'autres outils. La démarche qui aboutit au diagnostic conjoncturel publié dans les *Notes* ou *Points de conjoncture* de l'Insee se décline en deux étapes. Dans la première, diverses prévisions des grands agrégats de l'offre et de la demande sont effectuées indépendamment les unes des autres sur la base de modèles économétriques du type de ceux présentés dans cet article. Dans la seconde étape intervient un exercice de mise en cohérence de ces prévisions, qui tient compte du cadre comptable (l'augmentation du PIB et des importations doit *in fine* coïncider avec celle des différents éléments de la demande). Cette mise en cohérence peut

23. Il est possible d'améliorer significativement les prévisions en tenant compte des derniers résultats des enquêtes mensuelles réalisées entre deux enquêtes trimestrielles (cf. tableau A en annexe 3). La discussion qui suit ne tient pas compte de cette possibilité, pourtant largement utilisée en pratique, du fait que l'exercice consistant à reconstituer a posteriori les données disponibles à chaque trimestre aurait été encore plus lourd s'il avait été ainsi raffiné. Ce faisant, la discussion surestime l'ampleur des erreurs de prévision effectuées sur la base du modèle VAR. À titre d'illustration, se reporter au tableau A de l'annexe 3, où sont présentés les écarts de prévision entre modèles utilisant ou non les derniers résultats des enquêtes mensuelles pour le quatrième trimestre de 2002 et le premier trimestre de 2003.

24. La forme canonique du modèle VAR fonde en effet ses prévisions d'un trimestre t (ici le troisième trimestre de 2002) sur la base des résultats d'enquête jusqu'au trimestre précédent (ici le 2^e trimestre de 2002, qui correspond d'après la convention adoptée aux enquêtes publiées en juillet 2002. Se reporter à l'annexe 1 pour plus de détail).

conduire à affiner les prévisions initiales. Il reste que le diagnostic des *Notes et Points de conjoncture* s'appuie bien pour partie sur l'analyse des évolutions enregistrées dans l'ensemble des enquêtes de conjoncture, telle qu'elle ressort de l'utilisation en prévision de modèles tels que ceux présentés ici.

Utiliser l'enquête Services pour localiser les points de retournement de l'activité

Le travail des conjoncturistes ne se limite pas à la prévision à court terme au moyen de modèles tels que ceux qui viennent d'être présentés. Ils s'appuient également sur le suivi d'indicateurs permettant de caractériser la conjoncture courante au regard de la position dans le cycle d'activité (phase de ralentissement ou d'accélération, proximité d'un point de retournement marquant la transition d'une phase à une autre). Toute la difficulté de cette approche est de réussir à déceler les signes d'un retournement durable au vu d'évolutions récentes qui ne sont pas toujours unanimes ni très claires. Les enquêtes de conjoncture se révèlent alors un outil essentiel. Elles permettent, en effet, de confronter les appréciations des entrepreneurs sur les évolutions récentes et à venir de leur activité. Elles présentent, en outre, un profil beaucoup plus lisse et régulier que les indicateurs quantitatifs, ce qui facilite la lecture des derniers points des séries en limitant les risques d'erreurs de diagnostic liées à la présence de « bruit ».

Aussi est-on amené à examiner si l'enquête de conjoncture dans les services apporte une information pertinente spécifique sur les points d'inflexion de l'activité. L'analyse présentée ici ne constitue qu'une première approche, puisqu'elle se concentre sur une période courte (les années quatre-vingt-dix) et repose sur un traitement de séries trimestrielles, seules mobilisables sur une durée suffisante pour l'enquête Services. Or, la périodicité mensuelle de l'enquête Industrie est extrêmement précieuse pour détecter les points de retournement. Il conviendra donc de renouveler l'analyse dès que des séries mensuelles suffisamment longues pourront être tirées de l'enquête Services. L'apport de cette dernière en termes de détection des points de retournement de l'activité pourrait en être largement reconsidéré.

Les points d'inflexion de la moyenne mobile d'ordre trois de l'indicateur synthétique trimestriel dans l'industrie ont tout d'abord servi à déterminer neuf points de retournement de

l'activité au cours des années quatre-vingt-dix. Ces neuf extrema définissent des cycles de référence qui coïncident remarquablement avec ceux obtenus en appliquant un filtre passe-bas défini selon la méthode de Baxter-King (25) à l'indicateur synthétique dans l'industrie (26). La moyenne mobile d'ordre trois met en outre en évidence un point bas d'inflexion au début 2002, alors qu'une analyse par la méthode de Baxter et King ne permet pas encore de se prononcer sur une période aussi récente (27).

On a ensuite cherché à déterminer quels soldes d'opinion issus des enquêtes de conjoncture dans l'industrie et dans les services auraient permis de mieux discerner ces points de retournement en temps réel. Or, dans les années quatre-vingt-dix, les soldes d'opinion de l'enquête Industrie ont été remarquablement lisses, davantage que les soldes relatifs aux services (28). En effet, en dehors des neuf points de retournement de référence, les soldes de l'enquête trimestrielle dans l'industrie ne se sont retournés que deux ou trois autres fois sur la période. Ces fluctuations non « cycliques » concernent notamment la fin de l'année 1991 et de l'année 1996. Cette perception claire des cycles en temps réel dans l'enquête de conjoncture dans l'industrie est un atout précieux. En ce qui concerne les services, d'autres retournements transitoires de l'opinion se sont produits en 1993, en 1995 et en 2000. Ainsi, la localisation des retournements en temps réel dans ces secteurs est plus aisée sur séries lissées. Cela a conduit à remplacer les soldes initiaux par leur moyenne mobile d'ordre 3 (29).

Le tableau A de l'annexe 4 consigne les degrés d'avance ou de retard respectifs des soldes d'opinion relatifs aux services et à l'industrie par rapport aux cycles de référence. Sur la dernière décennie, le solde relatif à la tendance prévue de la production dans l'industrie dans son ensemble (*TPPRE*) a constitué l'indicateur le plus avancé

25. Pour une explication méthodologique, voir Baxter et King (1999), Fournier (1999) et Bouton, Erkel-Rousse et Picart (2000-2002).

26. On note deux différences mineures seulement : l'indicateur synthétique dans l'industrie filtré par le filtre passe-bas de Baxter et King se retourne en octobre 1991 au lieu de janvier 1992 et en octobre 1993 au lieu de juillet 1993.

27. L'existence de ce point bas pourrait évidemment être infirmée à l'avenir par la méthode de Baxter et King : un tel cas serait néanmoins sans précédent depuis 1990.

28. Cette caractéristique est confirmée par une analyse spectrale des soldes d'opinion issus des deux enquêtes (Bouton, Erkel-Rousse et Picart, 2000-2002).

29. La factorisation de plusieurs soldes réalisée par le facteur commun dans les services confère à ce dernier un caractère plus lisse et donc plus lisible (avant lissage par moyenne mobile) que chacun des soldes d'opinion constituants.

et le plus régulier pour prévoir les points de retournement parmi tous les soldes considérés. Toutefois, les soldes d'opinion portant sur l'activité passée dans les services ont été très rarement retardés par rapport à leurs équivalents dans l'industrie, ce qui va à l'encontre d'une idée assez communément admise selon laquelle les retournements conjoncturels se répercuteraient avec retard sur l'activité des services. Les soldes relatifs aux services se sont même révélés avancés plusieurs fois par rapport à leurs homologues dans l'industrie, notamment dans la première partie des années quatre-vingt-dix. Cependant, ils ont pris un peu de retard dans la seconde moitié de la décennie, dans un contexte où les chocs extérieurs ont eu une influence majeure sur la conjoncture française. Ceux-ci ont d'abord touché de plein fouet les activités les plus exposées (industrie), puis se sont propagés aux secteurs plus abrités (services).

Le secteur du travail temporaire réagit aux fluctuations de l'activité dans des délais très brefs. Ainsi, on considère souvent que la conjoncture du travail temporaire apporte des informations avancées sur la conjoncture générale. De fait, l'opinion des entrepreneurs de ce secteur révèle effectivement une perception avancée des points de retournement en 1992, 1993, 1995 et 1998. Toutefois, ce constat ne prévaut que sur les séries lissées. En chacune de ces occasions, en effet, les soldes d'opinion du secteur se sont retournés plusieurs fois au voisinage du point d'inflexion, alors même que les résultats dans l'industrie se retournaient une seule fois sans se contredire ensuite. On ne peut donc interpréter les soldes d'opinion dans l'intérim comme des indicateurs de retournement conjoncturel qu'en les lissant.

Dater les retournements de la conjoncture au moyen d'un indicateur synthétique

Afin de faciliter la datation des points de retournement, l'Insee a développé un indicateur univarié dévolu à la localisation en temps réel de points d'inflexion de la conjoncture, appelé « indicateur de retournement de la conjoncture » et publié chaque mois à partir de l'enquête Industrie (30). Introduit par Grégoir et Lengart (1998, 2000) (31), cet indicateur est fondé sur le même ensemble de soldes d'opinion dans l'industrie que l'indicateur synthétique dans ce secteur (cf. encadré 2). Le principe de son calcul consiste à extraire l'information conjoncturelle la plus avancée contenue dans ces soldes et à en déduire l'estimation des probabilités d'un point de retournement à la hausse

et à la baisse. Dans une première étape, on estime les innovations des six soldes d'opinion dans l'industrie (32). Pour une enquête donnée, plus le nombre de soldes présentant des innovations de signe positif est élevé, plus la probabilité d'une accélération de l'activité est forte (point de retournement à la hausse) et vice versa (33). Dans une seconde étape, les nombres d'innovations de signes positifs et négatifs sont injectés dans un modèle à variable markovienne cachée (représentative ici de l'état de la conjoncture), d'où l'on déduit une estimation des probabilités conditionnelles d'une accélération ou d'une décélération de l'activité industrielle pour chaque enquête. L'indicateur de retournement est défini comme la chronique des différences entre les probabilités conditionnelles estimées d'une accélération et d'une décélération.

Malheureusement, le calcul de cet indicateur nécessite de disposer d'un grand nombre d'observations. En particulier, il n'est pas possible de calculer ce type d'indicateur sur les séries encore trop courtes de l'enquête Services (34). Aussi a-t-on élaboré un indicateur à partir d'une intuition très simple (d'où sa désignation ci-après sous la dénomination d'indicateur « intuitif »), inspiré de la logique de l'indicateur de retournement de Grégoir et Lengart mais ne nécessitant pas des séries longues. Cet indicateur intuitif ne bénéficie pas des fondements théoriques solides de l'indicateur de Grégoir et Lengart. Toutefois, il donne des résultats suffisamment convaincants pour présenter quelque utilité lorsqu'un nombre trop réduit d'observations chronologiques exclut le calcul d'un indicateur de retournement du type de celui de Grégoir et Lengart.

Les signes des innovations des soldes d'opinion composant l'indicateur synthétique dans les services sont assimilés en première approximation à ceux des différences premières de ces soldes.

30. Cet indicateur est calculé à la fois pour la France et pour la zone euro.

31. Pour une présentation peu technique, on pourra se reporter à Lengart (1997).

32. Au trimestre courant t , l'innovation (ou « surprise conjoncturelle ») d'un solde se définit ici comme la part de son évolution conjoncturelle qui ne peut être expliquée par son passé récent. En pratique, l'innovation d'un solde est estimée à partir d'un modèle exprimant que le solde est la somme d'une moyenne de long terme et d'une composante cyclique dont la dynamique est représentée par une formulation auto-régressive. L'innovation est approchée par le résidu estimé de cette forme auto-régressive.

33. Le solde portant sur le niveau des stocks apparaît dans le calcul avec un signe négatif, de sorte qu'une innovation positive constitue toujours le signe d'une accélération de l'activité.

34. Il ne paraît pas indiqué de restreindre l'ensemble des soldes considérés du fait que les nombres d'innovations de signes positifs et négatifs doivent demeurer significatifs.

À chaque solde est associée une variable indicatrice valant + 1 si sa différence première est de signe positif, - 1 si elle est de signe négatif. La moyenne arithmétique de ces variables indicatrices fournit alors un « résumé » du message conjoncturel apporté par les pseudo-innovations de chaque enquête Services. L'indicateur de retournement intuitif est défini comme la moyenne des « résumés » relatifs aux deux dernières enquêtes trimestrielles. Tenir compte des résultats de deux enquêtes consécutives permet de fiabiliser le diagnostic de retournement.

On examine dans un premier temps le comportement d'un indicateur de ce type pour l'industrie, dans la mesure où il est alors possible de le comparer à un indicateur de référence rigoureux (35). L'indicateur intuitif calculé sur données trimestrielles capte correctement les retournements de conjoncture des décennies récentes (cf. graphique III). Il donne cependant des indications en général moins nuancées que l'indicateur de référence. Ainsi, il met la décélération de l'activité au moment du « trou d'air » de la fin 1998 sur le même plan que des ralentissements plus notables comme 2001, 1996 et même 1993. En 1998, l'indicateur de référence jetait, quant à lui, le doute sur la franchise du retournement qui se dessinait, en privilégiant le diagnostic d'incertitude à celui de la décélération nette. Néanmoins, l'indicateur intuitif aurait, en moyenne, donné des indications pertinentes sur les retournements de la conjoncture industrielle si l'indicateur de Grégoir et Lengart n'avait pas été disponible. Bien plus, l'indicateur intuitif calculé à partir d'une moyenne des résultats non plus des deux dernières enquêtes trimestrielles mais des trois

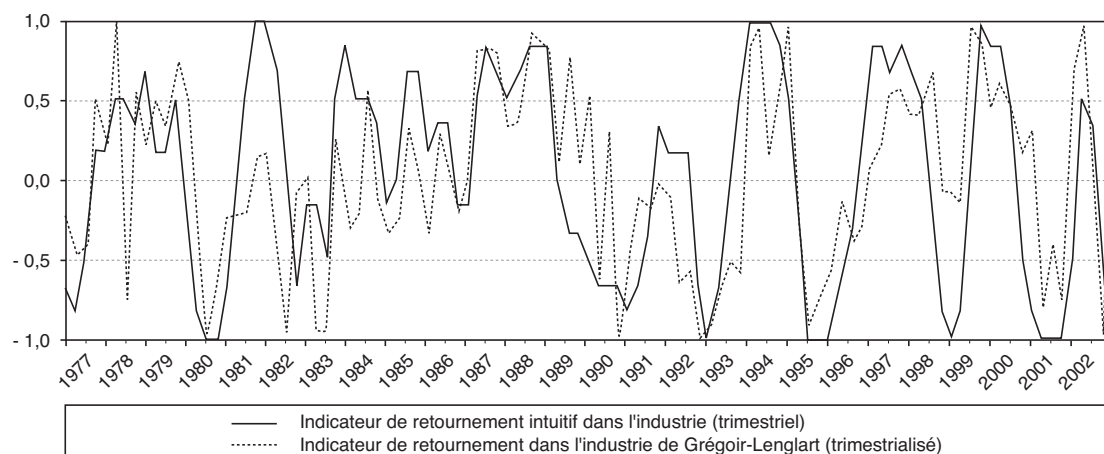
dernières enquêtes mensuelles dans l'industrie s'avère bien plus proche de l'indicateur de référence mensuel, particulièrement dans les années quatre-vingt-dix (36).

Si l'on compare l'indicateur intuitif de retournement dans les services calculé sur données trimestrielles à l'indicateur de Grégoir et Lengart trimestrialisé dans l'industrie (cf. graphique IV), le premier est parfois légèrement en avance sur le second (particulièrement au milieu des années quatre-vingt-dix). Là encore, en dépit de ses limites, cet indicateur très simple pourrait constituer une aide à la détection des retournements conjoncturels dans les services tant que la longueur des séries ne permet pas de calculer un indicateur plus rigoureux dans ce secteur. Bien plus, du fait du faible nombre de points nécessaires à son calcul, l'élaboration d'un indicateur intuitif mensuel pour les services serait d'ores et déjà possible. Sa représentation graphique n'aurait pas encore grand intérêt ici (il ne pourrait être calculé que depuis septembre 2000). Malgré cet inconvénient passager, la bonne prestation de son équivalent mensuel dans l'industrie suggère de privilégier au plus tôt l'approche mensuelle dans les services.

35. C'est l'indicateur de Grégoir et Lengart trimestrialisé (en retenant une observation mensuelle sur trois) qui sert ici à la comparaison.

36. Cet indicateur plus fin perçoit les retournements plus tôt et capte des nuances que ne parvenait pas à rendre l'indicateur trimestriel. L'utilisation de données mensuelles permet une nette amélioration des performances. En dépit de quelques diagnostics imprécis dans les années quatre-vingt, l'indicateur intuitif mensuel apparaît comme une approximation globalement intéressante de l'indicateur de référence. Toutefois, l'indicateur trimestriel est plus directement comparable à celui qui va être présenté pour les services.

Graphique III
L'indicateur de retournement intuitif comparé à l'indicateur rigoureux dans l'industrie



Source : calculs des auteurs à partir des principaux soldes d'opinion de l'enquête de conjoncture trimestrielle de l'Insee dans l'industrie.

L'indicateur synthétique dans les services apparaît très robuste vis-à-vis de l'imparfaite synchronie des soldes qui le sous-tendent

Lors des analyses de causalité puis de l'élaboration des modèles de prévision de la croissance, on s'est parfois interrogé sur la capacité des indicateurs synthétiques (les facteurs communs statiques définis dans l'encadré 2) à mobiliser au mieux les dynamiques différenciées des soldes d'opinion les constituant.

Ces indicateurs synthétiques ont été conçus comme des résumés des enquêtes trimestrielles de conjoncture. Certains d'entre eux permettent ainsi de construire des modèles de prévision à court terme du taux de croissance du PIB. Toutefois, ces indicateurs synthétiques mêlent des soldes d'opinion qui sont *a priori* relatifs à des périodes légèrement différentes (le passé récent ou l'avenir proche). Ce faisant, la méthode d'obtention de ces indicateurs synthétiques n'exploite *a priori* pas au mieux le caractère asynchrone de ces soldes (37). À cet égard, l'indicateur synthétique dans les services apparaît plus représentatif des soldes relatifs à l'avenir proche que de ceux portant sur le passé récent (cf. graphique V). Mettre ces derniers sur le même plan que les premiers se traduit par des chocs sur les composantes spécifiques des soldes passés lorsque ceux-ci se retournent après le facteur commun. Est-il possible d'améliorer les performances des facteurs communs statiques – et notamment de l'indicateur synthétique dans

les services – en exploitant les décalages temporels entre les soldes les constituant ? Cette question est d'autant plus centrale que plusieurs résultats importants de cet article reposent en partie sur ces facteurs communs.

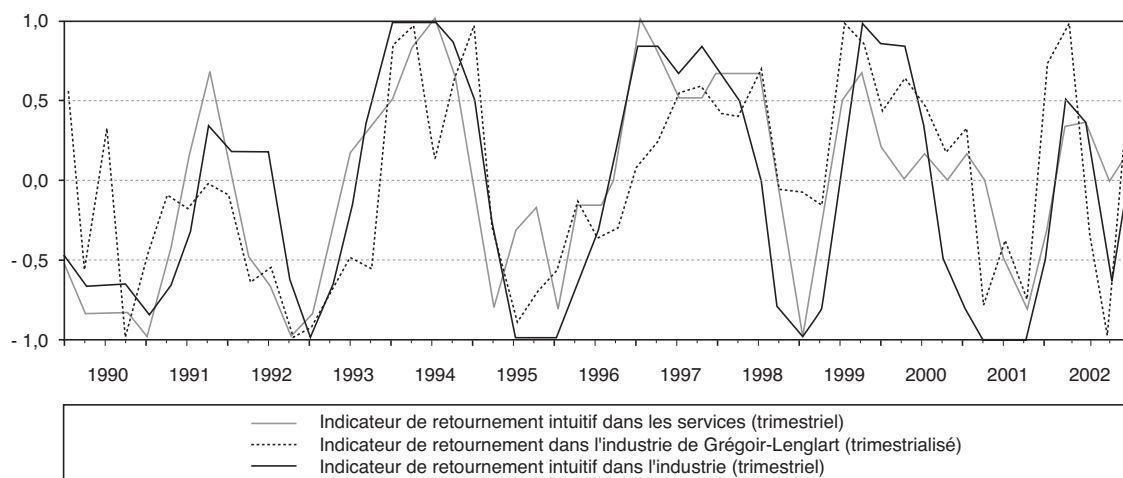
Une autre question, purement empirique, se pose. L'indicateur synthétique dans les services apparaît moins lisse que son homologue dans l'industrie, les soldes qui le composent étant affectés d'un « bruit » plus notable que les soldes de l'enquête Industrie. Doit-on viser un profil plus lisse (car plus lisible) pour de tels indicateurs ?

Pour répondre à ces questions, on a procédé par étapes. Un facteur commun statique dans les services a tout d'abord été construit selon la méthode détaillée dans l'encadré 2, mais en décalant au préalable d'un trimestre les soldes portant sur le passé récent par rapport aux soldes relatifs aux perspectives (38). Ce décalage est motivé par la formulation des questions posées à l'enquête Services : celles dont sont issus les soldes passés

37. L'ajustement économétrique des équations de PIB mobilisant les facteurs communs dans l'industrie et les services est moins précis que celui des étalonnages univariés. Or ces derniers permettent une prise en compte différenciée des dynamiques spécifiques des soldes d'opinion pris en compte.

38. Plus précisément, on utilise les valeurs avancées d'un trimestre des soldes relatifs au passé. L'application de cette méthode fait perdre un point à l'extrémité de la série. Il est donc nécessaire de prolonger les soldes relatifs au passé, ce qu'on a fait en utilisant des modèles VAR à 2 variables et 2 retards (un pour les soldes passés et prévus sur le chiffre d'affaires, un autre pour les soldes passés et prévus sur le résultat d'exploitation, et un dernier pour les effectifs passés et la demande prévue). Les mêmes modèles ont été utilisés pour le prolongement du facteur commun « itéré » (cf. infra).

Graphique IV
L'indicateur intuitif de retournement dans les services comparé aux deux indicateurs de retournement dans l'industrie



Source : calculs des auteurs à partir des principaux soldes d'opinion des enquêtes de conjoncture trimestrielles de l'Insee dans l'industrie et dans les services.

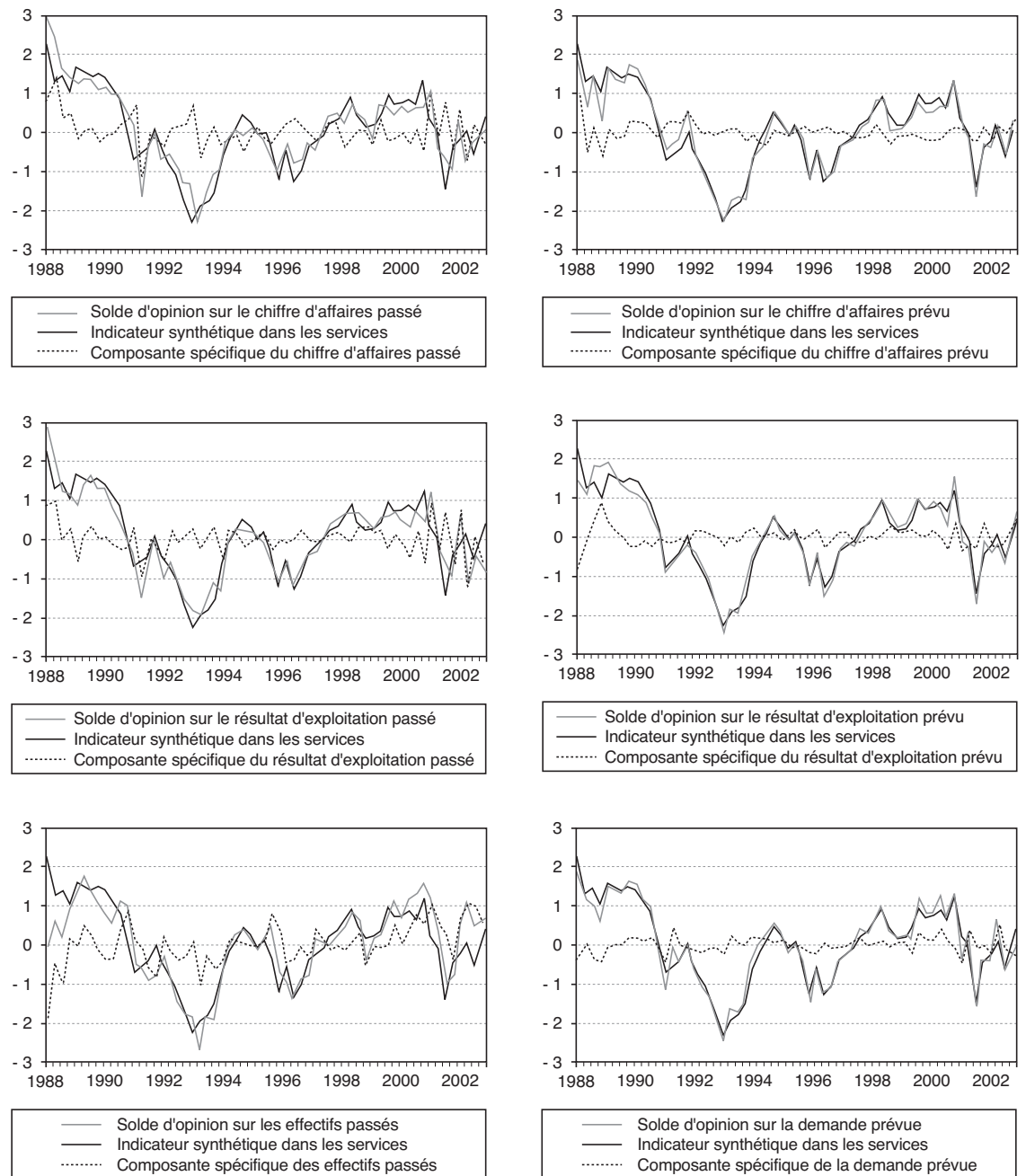
portent sur le trimestre qui vient de s'écouler, celles dont résultent les soldes prévus sur le trimestre qui suit. Le résultat obtenu est proche de l'indicateur synthétique initial, ce qui est un indice positif de la robustesse du facteur commun statique au regard de l'imparfaite synchronie des soldes qui le constituent (cf. graphique VI).

Dans un second temps, un facteur commun « dynamique » a été estimé par le filtre de

Kalman à partir d'un modèle prévoyant explicitement et rigoureusement la possibilité de déphasages entre les soldes passés et prévus, dans une configuration supposant l'existence d'un facteur commun unique. Or, là encore, le résultat de cette estimation est proche de l'indicateur synthétique initial (cf. graphique VI).

Enfin, une voie un peu différente consiste à rephaser les soldes d'opinion constitutifs de

Graphique V
L'indicateur synthétique dans les services (facteur commun statique) comparé à ses différentes composantes



Source : calculs des auteurs à partir des principaux soldes d'opinion de l'enquête de conjoncture trimestrielle de l'Insee dans les services.

l'indicateur synthétique dans les services. La littérature suggère des méthodes fondées sur l'analyse spectrale pour traiter ce genre de problème (39). La démarche retenue ici, plus simple et plus pragmatique, s'inspire de Fayolle (1987). Elle vise à remettre progressivement en phase les principaux soldes d'opinion relatifs au passé récent et à l'avenir proche d'une enquête suivant une procédure itérative détaillée dans l'encadré 4. Les principales caractéristiques du facteur commun « itéré » calculé à partir de l'indicateur synthétique dans les services sont les suivantes (cf. annexe 4, tableau B) :

- Le rephasage conduit à un réajustement des poids relatifs des soldes passés et prévus dans la constitution du facteur commun itéré.
- Le facteur commun itéré dans les services est plus lisse que l'indicateur synthétique initial (cf. graphique VII). Cette caractéristique améliore la perception de la position dans le cycle conjoncturel. Cependant, le taux de croissance trimestriel du PIB étant très volatil, les indicateurs synthétiques initiaux constituent des variables explicatives plus satisfaisantes au sein de modèles de prévision de la croissance. Leurs meilleures performances pour la prévision du taux de croissance trimestriel du PIB laissent penser que les soubresauts du facteur commun statique dans les services étaient sans doute porteurs d'une information plus significative qu'on ne

l'avait pensé *a priori*. L'indicateur synthétique initial ne paraît en outre ni avancé ni retardé par rapport au facteur commun itéré.

- Les soldes portant sur la demande et le résultat d'exploitation prévus ressortent comme les plus avancés parmi les six considérés, suivis par le solde relatif au chiffre d'affaires prévu. Les deux soldes désignés comme les plus retardés sont ceux qui portent sur les effectifs passés et le chiffre d'affaires passé. Le solde relatif au résultat d'exploitation passé vient en quatrième position, juste avant ces deux derniers soldes. Ces résultats sont conformes à l'intuition de soldes passés retardés et de soldes prévus avancés.

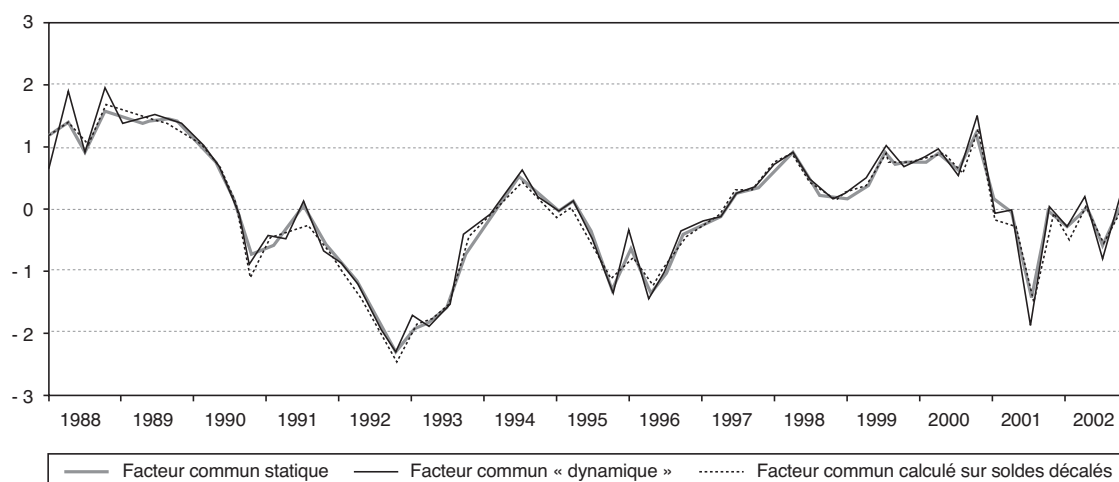
Au terme de ces trois expériences, les facteurs communs statiques présentent une robustesse telle que leur ignorance de l'imparfaite synchronie des soldes d'opinion à la base de leur constitution ne paraît pas constituer un véritable handicap. En outre, le caractère imparfaitement lisse de l'indicateur synthétique dans les services pourrait n'être pas fortuit.

*
* *

Les enquêtes de conjoncture, comme les Comptes nationaux trimestriels, suggèrent que

39. Voir Forni, Hallin, Lippi et Reichlin (2001a et 2001b).

Graphique VI
Comparaison des facteurs communs statique, calculé sur soldes décalés et « dynamique »



Lecture : le facteur commun « dynamique » résulte de l'estimation d'un modèle où les soldes dépendent non seulement de la valeur courante du facteur commun, mais aussi de sa valeur retardée d'un trimestre : $y_{it} = \lambda_{-10} F_t + \lambda_{-11} F_{t-1} + u_{it}$. Il aurait été souhaitable d'opter pour un modèle comptant davantage de retards, mais la contrainte du nombre d'observations ne le permettait pas.

Corrélations entre : les facteurs communs statique et sur soldes décalés = 0,99 ; les facteurs communs statique et « dynamique » = 0,98 ; les facteurs communs « dynamique » et sur soldes décalés = 0,99.

Source : calculs des auteurs à partir des principaux soldes d'opinion de l'enquête de conjoncture trimestrielle de l'Insee dans les services.

Encadré 4

MÉTHODE DE CALCUL DU FACTEUR COMMUN ITÉRÉ

Cette méthode s'applique lorsque, comme c'est le cas dans les exemples traités, l'analyse factorielle détaillée dans l'encadré 2 conduit à la détermination d'un seul facteur commun. Tout d'abord, on calcule l'indicateur synthétique selon la méthode décrite dans l'encadré 2. Soit F_t^1 cet indicateur, qualifié de facteur commun statique. Intuitivement, ce facteur, fruit du mixage de soldes relatifs à des périodes passées et futures (voire présentes, dans certaines enquêtes comme l'enquête Industrie), présente des fluctuations qui ont une forte probabilité d'être intermédiaires entre celles des soldes passés et prévus, voire plus représentatives de celles enregistrées par tel ou tel groupe de soldes (dans le cas des services). Dans une seconde étape, on régresse F_t^1 sur les valeurs courante, retardée et avancée d'un trimestre de chaque solde d'opinion le constituant :

$$F_t^1 = \sum_{\tau=-1}^{+1} \alpha_{i,\tau}^1 X_{i,t+\tau} + v_{i,t}^1 \quad \forall i,$$

Ceci permet d'obtenir les coefficients estimés $\hat{\alpha}_{i,\tau}^1$ relatifs au solde i retardé, courant et avancé. La moyenne mobile ainsi estimée du solde i est plus en phase avec le facteur commun que le solde initial. On estime ensuite le modèle :

$$X_{i,t}^1 = \lambda_i^2 F_t^2 + u_{i,t}^2$$

où $X_{i,t}^1 = \sum_{\tau=-1}^{+1} \hat{\alpha}_{i,\tau}^1 X_{i,t+\tau}$ représente la valeur prise par le i^e

solde d'opinion « partiellement rephasé » et F_t^2 celle du facteur commun correspondant à l'ensemble de ces soldes « partiellement rephasés » au trimestre t . Ce processus est ensuite itéré. À chaque itération, le facteur commun de l'étape k (F_t^k) ayant été estimé à la précédente itération, on calcule les estimateurs des moindres carrés $\hat{\alpha}_{i,\tau}^k$ des coefficients $\alpha_{i,\tau}^k$ dans le modèle :

$$F_t^k = \sum_{\tau=-1}^{+1} \alpha_{i,\tau}^k X_{i,t+\tau} + v_{i,t}^k \quad \forall i \quad (1)$$

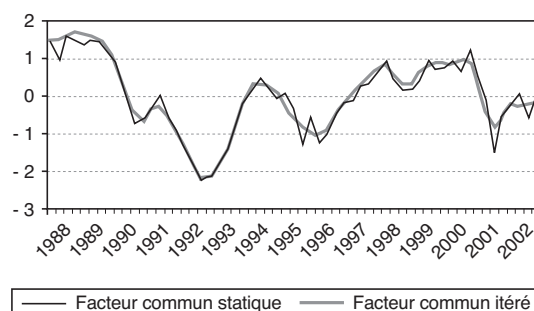
Le facteur commun F_t^{K+1} résulte alors de l'estimation du modèle :

$$X_{i,t}^K = \lambda_i^{K+1} F_t^{K+1} + u_{i,t}^{K+1} \quad \text{avec} \quad X_{i,t}^K = \sum_{\tau=-1}^{+1} \hat{\alpha}_{i,\tau}^K X_{i,t+\tau}.$$

Les itérations se poursuivent jusqu'à ce que le facteur commun issu de la dernière itération soit quasiment identique à celui issu de la précédente. Le facteur commun résultant de ce processus de convergence (dans la suite dénommé facteur commun « itéré » F_t^{K+1}) est plus lisse que l'indicateur synthétique dont il est issu si les coefficients $\hat{\alpha}_{i,\tau}^K$ sont positifs, ce qui est le résultat constaté dans la présente étude. En outre, les l soldes transformés ($X_{i,t}^K$) devraient être plus synchrones que les soldes initiaux ($X_{i,t}$), en raison de l'asymétrie des poids estimés $\hat{\alpha}_{i,\tau}^K$. On s'attend à ce que le coefficient relatif au premier retard $\hat{\alpha}_{i,-1}^K$ du solde i soit plus élevé (respectivement moins élevé) que celui du solde avancé $\hat{\alpha}_{i,+1}^K$ si le i^e solde initial est un indicateur avancé (respectivement retardé) par rapport à l'ensemble des $l-1$ autres soldes. La différence $\hat{\alpha}_{i,+1}^K - \hat{\alpha}_{i,-1}^K$ peut donc être vue comme un critère de mesure du degré d'avance ou de retard du solde i par rapport aux $l-1$ autres soldes dans le cycle (1).

1. L'application stricte de cette procédure a l'inconvénient de conduire à un facteur commun itéré ayant une valeur manquante au trimestre le plus récent (en raison des régressions (1) impliquant un solde avancé). Afin de limiter cet inconvénient, les soldes d'un trimestre ont été prolongés par l'usage de trois modèles VAR en prévision en amont du processus d'itération (cf. note 38). Sur le passé, cette méthode donne des résultats très satisfaisants : l'évolution partiellement prévue du facteur commun itéré au dernier trimestre t est, en général, du même signe que celle, observée en t , du facteur commun calculé sur un trimestre de plus.

Graphique VII
Le facteur commun itéré comparé au facteur commun statique dans les services



Source : calculs des auteurs à partir des principaux soldes d'opinion de l'enquête de conjoncture trimestrielle de l'Insee dans les services.

l'activité est soumise à des fluctuations similaires, mais pas identiques, d'un secteur à l'autre. Une certaine hétérogénéité structurelle induit des divergences ou des décalages de conjoncture sectoriels limités mais bien réels, liés notamment à l'occurrence de chocs spécifiques ou à des degrés d'exposition inégaux aux chocs extérieurs. Les informations sectorielles précoces peuvent être utilisées avec profit pour améliorer le diagnostic conjoncturel et la prévision à un ou deux trimestres du taux de croissance trimestriel du PIB. À cet égard, les enquêtes de conjoncture dans les services et dans l'industrie s'avèrent très complémentaires. □

Les auteurs ont mené cette étude au sein de la division « Enquêtes de conjoncture » de l'Insee. Certaines méthodes présentées dans la dernière partie de l'article sont tirées d'un travail réalisé par Claude Picart dans le cadre d'un stage effectué dans cette division alors qu'il était étudiant à l'Ensaë. Les indicateurs synthétiques relatifs au commerce de détail, au commerce de gros et au BTP qui sont utilisés dans l'article ont été élaborés respectivement par Gaëlle Prioux, Marie Gouyon et Salvatore Serravalle. L'indicateur synthétique dans l'industrie, estimé par les auteurs, est adapté de Doz et Lengart (1995, 1999). Le tableau B de l'annexe 3 constitue la mise à jour d'éléments chiffrés tirés de Erkel-Rousse et Prioux (2002), initialement estimés par Gaëlle Prioux. L'article a également bénéficié de remarques et suggestions de Dominique Ladiray, Fabrice Lengart, Karim Moussallam et Patrick Fève. Les auteurs sont redevables à tous ces collègues pour leur apport à la présente étude. Les traitements statistiques dont les résultats sont présentés ici ont été effectués entre la mi-novembre 2002 et la mi-février 2003. Article achevé le 21 février 2003.

BIBLIOGRAPHIE

- Baxter M. et King R. (1999)**, *Measuring Business Cycles, Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series*, University of Virginia, June.
- Belsley D.A., Kuh E. et Welsch R.E. (1980)**, *Regression Diagnostics: Identifying Influential Data and Sources of Collinearity*, Wiley.
- Bouton F., Erkel-Rousse H. et Picart C. (2000-2002)**, « Short-Term Analysis and Forecasting Using Service data: An Illustration on the French Case », Conférence internationale du Ciret, Paris, octobre 2000, Econometric Society European Meeting (ESEM), Lausanne, août 2001, Congrès de l'Association Française de Science Economique (AFSE), Paris, septembre 2001 et Séminaire Fourgeaud de la Direction de la Prévision, Paris, juin 2002.
- Buffeteau S. et Mora V. (2000)**, « La prévision des comptes de la zone euro à partir des enquêtes de conjoncture », *Note de conjoncture*, décembre, pp. 27-35.
- Doz C. et Lengart F. (1995)**, « Une grille de lecture pour l'enquête mensuelle dans l'industrie », *Note de Conjoncture*, décembre, pp. 18-25.
- Doz C. et Lengart F. (1999)**, « Analyse factorielle dynamique : test du nombre de facteurs, estimation et application à l'enquête de conjoncture dans l'industrie », *Économie et Statistique*, n° 54, pp. 91-127.
- Engle R.F. et Watson M.W. (1981)**, « A one Factor Multivariate Time Series Model of Metropolitan Wage Rates », *Journal of American Statistical Association*, vol. 76, pp. 774-781.
- Engle R.F. et Watson M.W. (1983)**, « Alternative Algorithms for the Estimation of Dynamic Factor, MIMIC, and Varying Coefficient Regression Models », *Journal of Econometrics*, vol. 23, pp. 385-400.
- Erkel-Rousse H. et Prioux G. (2002)**, « L'apport des enquêtes de conjoncture dans les différents secteurs d'activité à l'analyse conjoncturelle », *Note de Conjoncture*, juin, pp. 26-34.
- Fansten M. (1976)**, « Introduction à une théorie mathématique de l'opinion », *Annales d'Économie et de Statistique*, n° 21, pp. 3-54.
- Fayolle J. (1987)**, *Pratique contemporaine de l'analyse conjoncturelle*, Economica-Insee.
- Fontaine C. (1992)**, « Une idée reçue : l'inertie conjoncturelle des services », *Économie et Statistique*, n° 267, pp. 49-58.
- Forni M. et Lippi M. (2001)**, « The Generalized Factor Model: Representation Theory », *Econometric Theory*, n° 17, pp. 1113-1141.
- Forni M., Hallin M., Lippi M. et Reichlin L. (2001a)**, « Reference Cycles: the NBER Methodology Revisited », *The Economic Journal*, n° 101, pp. 62-75.
- Forni M., Hallin M., Lippi M. et Reichlin L. (2001b)**, « Coincident and Leading Indicators for the Euro Area », *The Economic Journal*, May, pp. C62-C85.

- Fournier J.-Y. (1999)**, « Extraction du cycle des affaires : la méthode de Baxter et King », document de travail de la Direction des études et synthèses économiques, Insee, n° G9916.
- Geweke J. (1977)**, « Labor Turnover and Employment Dynamics in US Manufacturing », in Sims (ed.): *New Methods in Business Cycle Research*, Minneapolis, Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- Geweke J. et Singleton K.J. (1981)**, « Maximum Likelihood “Confirmatory” Factor Analysis of Economic Time Series », *International Economic Review*, vol. 22, n° 1, pp. 37-54.
- Grégoir S. et Lengart F. (1998)**, « Un nouvel indicateur pour saisir les retournements de conjoncture », *Économie et Statistique*, n° 314, pp. 39-60.
- Grégoir S. et Lengart F. (2000)**, « Measuring the Probability of a Business Cycle Turning Point by Using a Multivariate Qualitative Hidden Markov Model », *Journal of Forecasting*, n° 19, pp. 81-102.
- Hild F. (2002)**, « Une lecture enrichie des réponses aux enquêtes de conjoncture », dans ce numéro.
- Jobert T. (1992)**, « Tests de racine unitaire : une stratégie et sa mise en œuvre », *Cahiers Ecomath*, Université Paris-I.
- Lengart F. (1997)**, « Saisir les retournements de l'activité grâce aux enquêtes de conjoncture », *Note de Conjoncture*, mars, pp. 20-27.
- Note de Conjoncture (2002)**, Note de Conjoncture, décembre 2002.
- Phillips P.C.B. et Perron P. (1988)**, « Testing for a Unit Root in Time Series Regression », *Biométrie*, vol. 75, n° 2, pp. 335-346.
- Quah D. et Sargent T.J. (1993)**, « A dynamic Index Model for Large Cross-Sections », in Stock and Watson (eds.): *Business cycles, indicators and forecasting*, University of Chicago Press.
- Reynaud M. et Scherrer S. (1996)**, « Une modélisation VAR de l'enquête de conjoncture de l'INSEE dans l'industrie », document de travail de la Direction de la Prévision, n° 96-12.
- Sargent T.J. et Sims S.A. (1977)**, « Business Cycle Modelling without Pretending to Have too much a Priori Economic Theory », in Sims (ed.): *New Methods in Business Cycle Research*, Minneapolis, Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- Schmidt P.C.B. et Phillips C.B. (1992)**, « LM Tests for a Unit Root in the Presence of Deterministic Trends », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 54, n° 3, pp. 257-287.
- Stock J.H. et Watson M.W. (1989)**, « New Indexes of Coincident and Leading Economic Indicators », in Blanchard and Fisher (eds.): *NBER Macroeconomics Annual 1989*, MIT Press, Cambridge, pp. 351-394.
- Stock J.H. et Watson M.W. (1991)**, « A Probability Model of the Coincident Indicators », in Lahiri and Moore (eds.): *Leading Economic Indicators: New Approaches and Forecasting Records*, Cambridge university Press.
- Stock J.H. et Watson M.W. (1993)**, « A Procedure for Predicting Recessions with Leading Indicators: Econometric Issues and Recent Experience », in Stock and Watson (eds.): *Business Cycles, Indicators and Forecasting*, University of Chicago Press.
- Watson M.W. et Kraft D.F. (1984)**, « Testing the Interpretation of Indices in a Macroeconomic Index Model », *Journal of Monetary Economics*, vol. 13, pp. 165-181.

PRINCIPALES VARIABLES

Les variables définies ci-dessous peuvent être considérées comme stationnaires (1).

Variabiles issues des Comptes nationaux trimestriels

- *CPIB* représente le taux de croissance trimestriel ;
- *GPIB* le glissement annuel du PIB.

Soldes d'opinion issus des enquêtes de conjoncture dans l'industrie et dans les services

L'enquête sur la situation et les perspectives dans les services porte sur les services aux entreprises, les services aux particuliers et les activités immobilières. Ces trois activités de services représentent respectivement 66 %, 21 % et 13 % du chiffre d'affaires total des services couverts par l'enquête. Le champ actuel de cette dernière ne couvre pas les transports, les services financiers et les services d'assurances.

L'enquête de conjoncture dans les services n'étant mensuelle que depuis juin 2000, on ne dispose de séries relativement longues (depuis janvier 1988) qu'en périodicité trimestrielle pour les soldes d'opinion issus de cette enquête. Par souci d'homogénéité, on ne retient donc également que les soldes d'opinion dans l'industrie issus des enquêtes trimestrielles (c'est-à-dire des mois de janvier, avril, juillet et octobre).

Les soldes d'opinion (2) considérés dans l'analyse de causalité puis mobilisés dans les modèles de prévision du taux de croissance trimestriel du PIB sont :

- *TPPA*, le solde d'opinion relatif à la production passée (industrie) ;
- *TPPRE*, le solde d'opinion relatif à la production prévue (industrie) ;
- *CAPA*, le solde d'opinion relatif au chiffre d'affaires passé (services) ;
- *CAPRE*, le solde d'opinion relatif au chiffre d'affaires prévu (services) ;
- *REPA*, le solde d'opinion relatif au résultat d'exploitation passé (services) ;
- *REPRE*, le solde d'opinion relatif au résultat d'exploitation prévu (services) ;
- *DEM*, le solde d'opinion relatif à la demande prévue (services).

S'y ajoute le solde d'opinion portant sur les effectifs passés dans les services (*EFFPA*), pris en compte dans le calcul des divers indicateurs synthétiques dans les services présentés dans l'article. Tous ces soldes sont corrigés des variations saisonnières.

Les indicateurs synthétiques (facteurs communs statiques)

Ces indicateurs sont définis dans l'encadré 2. L'enquête de conjoncture dans les services n'étant mensuelle que depuis juin 2000, le facteur commun dans les services a été calculé en périodicité trimestrielle depuis janvier 1988, mois de création de cette enquête initialement trimestrielle, en retenant les résultats des seuls mois de janvier, avril, juillet et octobre à partir d'avril 2000. Par souci d'homogénéité, le facteur commun dans l'industrie a été calculé sur la même période d'estimation, en périodicité trimestrielle, c'est-à-dire en retenant les soldes relatifs aux enquêtes de janvier, avril, juillet et octobre.

Ainsi, l'indicateur synthétique dans l'industrie retenu ici n'est pas identique à l'indicateur synthétique officiel de l'Insee, publié chaque mois dans les *Premiers Résultats des Informations Rapides* relatives à l'enquête de conjoncture dans l'industrie. L'indicateur officiel est en effet calculé en périodicité mensuelle sur une période d'estimation plus longue, commençant en 1976. Cependant, la corrélation entre le facteur commun utilisé dans cet article et l'indicateur synthétique officiel trimestrialisé en retenant un point sur quatre est très élevée. Les poids de chaque solde d'opinion dans l'un et l'autre de ces indicateurs synthétiques sont en particulier très voisins, à une exception près : la pondération du solde d'opinion relatif aux carnets de commande étrangers dans l'indicateur retenu ici est deux fois plus élevée que celle de l'indicateur synthétique officiel. Ce résultat n'est pas surprenant dans la mesure où l'indicateur officiel est estimé sur une période durant laquelle, en moyenne, l'économie française était moins ouverte sur le reste du monde.

L'enquête dans les travaux publics étant trimestrielle, le facteur commun dans le BTP a été calculé sur la base de soldes trimestriels des travaux publics et de l'industrie du bâtiment (en retenant les points relatifs aux mois de janvier, avril, juillet et octobre de l'enquête mensuelle dans ce second secteur des BTP).

L'enquête de conjoncture dans le commerce de gros est effectuée tous les deux mois (en janvier, mars, mai, juillet, septembre et novembre). Son homologue dans le commerce de détail était également réalisée selon la même périodicité jusqu'à sa mensualisation à la fin de l'année 1990. Les facteurs communs dans le commerce ont donc été estimés sur données bimestrielles. Dans une deuxième étape, ils ont été trimestrialisés pour être rapprochés des autres indicateurs synthétiques et du taux de croissance trimestriel du PIB. Compte tenu de la manière dont sont posées les questions de ces enquêtes (en référence aux deux derniers mois pour les questions relatives au passé récent et aux deux prochains mois pour les questions relatives à l'avenir proche (3)), la

1. Des tests séquentiels de Dickey-Fuller tels que proposés par Jobert (1992) ont été effectués, de même que les tests de Schmidt-Phillips (1992) et de Phillips-Perron (1988).

2. Se reporter à la première note de bas de page du corps du texte pour une définition du concept de solde d'opinion.

3. La plupart des questions posées aux enquêtes de conjoncture dans l'industrie, les services, l'industrie du bâtiment et les travaux publics prennent comme période de référence les trois derniers mois pour les questions relatives au passé récent et les trois prochains mois pour les questions portant sur l'avenir proche. La trimestrialisation doit permettre de se rapprocher de cette logique. Un solde trimestrialisé de janvier sur l'activité passée dans le commerce de gros doit donc couvrir les mois d'octobre, novembre et décembre. La moyenne pondérée retenue intègre les informations relatives à novembre et décembre (collectées à l'enquête de janvier) ainsi qu'octobre (collectées à l'enquête de novembre), les pondérations reflétant le nombre de mois souhaités pris en compte par chaque enquête. L'enquête pondérée pour 1/3 permet de récupérer le mois manquant dans les interrogations de l'enquête pondérée pour 2/3 (certes imparfaitement, ce mois constituant une demi-période d'interrogation de l'enquête en question). Les soldes trimestrialisés portant sur les anticipations des entrepreneurs ainsi construits (par exemple pour janvier) portent non pas sur les mois de janvier à mars, mais de décembre à février, ce qui constitue un inconvénient moindre (mieux vaut que les soldes trimestrialisés relatifs à un même trimestre portent sur la même période d'interrogation, qu'ils se réfèrent au passé ou non).

méthode de trimestrialisation suivante a été retenue pour les soldes constitutifs des facteurs communs :

- Un solde trimestrialisé de janvier a été obtenu en effectuant la moyenne pondérée des valeurs prises par le solde correspondant aux enquêtes de novembre de l'année précédente (affectée d'un poids de 1/3) et de janvier (affectée d'un poids de 2/3) ;
- Un solde trimestrialisé d'avril résulte de la moyenne pondérée des valeurs prises par le solde correspondant aux enquêtes de mars (affectée d'un poids de 2/3) et de mai (affectée d'un poids de 1/3) ;
- Un solde trimestrialisé de juillet a été calculé comme moyenne pondérée des valeurs prises par le solde correspondant aux enquêtes de mai (affectée d'un poids de 1/3) et de juillet (affectée d'un poids de 2/3) ;
- Un solde trimestrialisé d'octobre découle de la moyenne pondérée des valeurs prises par le solde correspondant aux enquêtes de septembre (affectée d'un poids de 2/3) et de novembre (affectée d'un poids de 1/3).

Les indicateurs synthétiques sectoriels ont été centrés réduits sur la période d'estimation retenue pour l'analyse de causalité. Cette période recouvre les enquêtes trimestrielles de janvier 1988 à juillet 2002 (4).

Rapprochement des résultats d'enquêtes et des résultats des Comptes nationaux trimestriels

On dispose, pour tous les secteurs étudiés, de données d'enquêtes trimestrielles ou trimestrialisées relatives aux mois de janvier, avril, juillet et octobre depuis janvier 1988 (date de lancement de l'enquête Services, la plus récente des enquêtes de conjoncture). Compte tenu de la manière dont sont posées les questions des enquêtes trimestrielles (en référence aux trois derniers mois pour les questions relatives au passé récent et aux trois prochains mois pour les questions relatives à l'avenir proche) chaque enquête de janvier est considérée comme relative au quatrième trimestre de l'année précédente, tandis que les enquêtes d'avril, juillet et octobre sont traitées comme relatives, respectivement, au premier,

second et troisième trimestre de l'année courante. Cette option a été retenue pour deux raisons :

- d'une part, les questions portant sur le passé récent de l'entreprise dans les enquêtes de conjoncture trimestrielles se réfèrent aux trois derniers mois, par exemple pour janvier au quatrième trimestre de l'année précédente ;
- d'autre part, le PIB du premier (respectivement second, troisième et quatrième) trimestre est publié dans les Comptes nationaux trimestriels quelques semaines après la sortie des enquêtes de conjoncture trimestrielles d'avril (respectivement juillet ou octobre de l'année courante et janvier de l'année suivante). Ainsi, sont regroupées comme relatives au même trimestre des données publiées sur un intervalle de temps réduit à quelques semaines.

Sur la période d'estimation retenue pour les analyses de causalité et l'estimation des modèles de prévision (qui va du quatrième trimestre de 1987 au second trimestre de 2002), la matrice de corrélations des indicateurs synthétiques ainsi datés en termes trimestriels et des taux de croissance trimestriel et glissement annuel du PIB est la suivante :

	<i>GPIB</i>	<i>CPIB</i>	<i>IND</i>	<i>SER</i>	<i>COMG</i>	<i>COMD</i>	<i>BTP</i>
<i>GPIB</i>	1,00	0,75	0,87	0,87	0,90	0,79	0,74
<i>CPIB</i>		1,00	0,73	0,75	0,66	0,56	0,54
<i>IND</i>			1,00	0,86	0,93	0,81	0,69
<i>SER</i>				1,00	0,88	0,76	0,75
<i>COMG</i>					1,00	0,79	0,71
<i>COMD</i>						1,00	0,88
<i>BTP</i>							1,00

Les indicateurs synthétiques dans les services et dans l'industrie sont les plus fortement corrélés au taux de croissance du PIB.

4. Au moment où a été réalisée cette analyse (en décembre 2002), juillet 2002 représentait le dernier mois d'enquête trimestrielle pour lequel on disposait de résultats définitifs pour toutes les enquêtes.

RÉSULTATS DES ANALYSES DE CAUSALITÉ

Les tableaux A et B résument les résultats les plus marquants des analyses de causalité non instantanée (tableau A) et de causalités instantanée et globale (tableau B) effectuées sur la base de modèles VAR à 3 variables : le taux de croissance trimestriel du PIB (CPIB) et deux indicateurs synthétiques sectoriels (facteurs communs statiques). Les tableaux C et D présentent les résultats des analyses de causalité effectuées sur des modèles VAR à 4 variables : CPIB, les soldes d'opinion relatifs à la production passée et prévue dans l'industrie (TPPA et TPPRE) et un solde d'opinion dans les services parmi ceux définis dans l'annexe 1 (1).

1. Un modèle VAR à n variables se compose de n équations, une par variable. Lorsqu'il est exprimé sous forme canonique, chaque variable est fonction des valeurs passées des n variables du modèle (jusqu'à la valeur retardée de p trimestres, dans le cas d'un modèle à p retards). Lorsqu'il est exprimé sous forme bloc-récurif, certaines variables voient leur équation inchangée par rapport à la formulation canonique (bloc 2), les autres (bloc 1) sont fonctions de leurs valeurs passées et des valeurs passées et courantes des variables du bloc 2. Dans les applications présentées ici, l'équation du taux de croissance du PIB est l'unique équation constitutive du bloc 1.

Tableau A
Résultats des tests de causalité non instantanée sur les modèles VAR à 3 variables

Variable de contexte Z Variable additive X	IND SER	IND COMG	IND COMD	IND BTP	SER COMG	SER COMD	SER BTP
Nombre de retards du VAR (P-value 2 retards / 1 retard)	2 (0,004)	2 ou 1 (0,046)	2 ou 1 (0,022)	1 (0,009)	2 ou 1 (0,048)	1 (0,081)	2 (0,007)
Modèles VAR à 2 retards : équation du PIB (sous forme canonique)							
Causalité $Z_{t-1} \rightarrow CPIB_t$	(0,010)	(0,005)	(0,012)	(0,025)	(0,001)	(0,005)	(0,002)
Causalité $X_{t-1} \rightarrow CPIB_t$	(0,003)	(0,432)	(0,269)	(0,106)	(0,161)	(0,420)	(0,003)
R^2	0,564	0,469	0,479	0,498	0,514	0,495	0,545
R^2 ajusté	0,512	0,405	0,416	0,437	0,455	0,434	0,490
RMSE	0,351	0,387	0,384	0,377	0,371	0,378	0,358
Multicolinéarité : NON	13 - 12	17 - 17	12 - 12	18 - 18	11 - 10	13 - 13	15 - 16
Durbin-Watson	2,08	2,11	2,08	2,10	2,14	2,17	2,08
Portmanteau univarié	4,73	8,25	8,81	6,42	5,04	6,68	5,31
Portmanteau multivarié	36,65	49,79	48,52	45,94	41,24	56,04	55,15
Modèles VAR à 1 retard : équation du PIB (sous forme canonique)							
Causalité $Z_{t-1} \rightarrow CPIB_t$	-	(0,012)	(0,003)	(0,003)	(0,000)	(0,000)	-
Causalité $X_{t-1} \rightarrow CPIB_t$	-	(0,433)	(0,601)	(0,580)	(0,367)	(0,640)	-
R^2	-	0,372	0,368	0,368	0,442	0,436	-
R^2 ajusté	-	0,337	0,332	0,333	0,411	0,405	-
RMSE	-	0,411	0,412	0,412	0,387	0,389	-
Multicolinéarité : NON	-	6 - 6	5 - 4	4 - 3	5 - 5	5 - 4	-
Durbin-Watson	-	1,86	1,86	1,83	1,76	1,72	-
Portmanteau univarié	-	12,69	14,95	13,71	6,53	7,75	-
Portmanteau multivarié	-	88,29	100,52	152,50	59,47	57,82	-

Lecture : les nombres entre parenthèses sont les P-values.

- Tests réalisés dans des modèles VAR à 3 variables : CPIB, la variable de contexte Z et la variable additionnelle X, les deux dernières variables étant des indicateurs synthétiques sectoriels (définis dans l'encadré 2).
- P-value $< \alpha \Leftrightarrow$ l'hypothèse nulle (dernier retard non significatif, coefficient nul, absence de causalité) est refusée au niveau de significativité α .
- Le nombre de retards du VAR est déterminé en se fondant sur les tests de réduction du système et 3 critères d'information (Schwarz, Hannan, Akaike) et en considérant des modèles VAR jusqu'à 4 retards.
- Multicolinéarité : indice de conditionnement maximal (1^{er} indice : cf. Belsley-Kuh et Welsch (1980), 2^e indice : constante ajustée). Pour plus de précision, se référer aux légendes complémentaires des tableaux B et C.
- Logiciels utilisés : PC-GIVE (PC-FIML) pour l'analyse multivariée et les tests de Portmanteau, SAS (PROC REG) pour l'analyse univariée.

■ Coefficient significatif (ou causalité non instantanée clairement acceptée). P-value $< 0,010$

▒ Résultat du test ambigu, dépendant du seuil du test. $0,010 \leq$ P-value $\leq 0,100$

□ Coefficient non significatif (ou causalité non instantanée rejetée aux seuils usuels). P-value $> 0,100$

Cette même convention est conservée dans les tableaux B, C et D.

Source : calculs des auteurs à partir du taux de croissance trimestriel du PIB publié dans les comptes nationaux trimestriels et des principaux soldes d'opinion des enquêtes de conjoncture trimestrielles de l'Insee dans l'industrie et dans les services.

Tableau B
Résultats des autres tests de causalité effectués sur les modèles VAR à 3 variables

Variable de contexte Z Variable additive X	IND SER	IND COMG	IND COMD	IND BTP	SER COMG	SER COMD	SER BTP
Nombre de retards de l'équation de PIB (P-value 2 retards / 1 retard)	1 (0,878)	1 (0,893)	1 (0,685)	1 (0,942)	1 (0,360)	1 (0,091)	1 (0,942)
Équations de PIB à 2 retards (forme bloc-réursive)							
Causalité instantanée $Z_t \rightarrow CPIB_t$	(0,001)	(0,000)	(0,001)	(0,000)	(0,071)	(0,054)	(0,005)
Causalité instantanée $X_t \rightarrow CPIB_t$	(0,319)	(0,923)	(0,628)	(0,699)	(0,157)	(0,205)	(0,487)
Causalité globale $\underline{Z}_t \rightarrow CPIB_t$	(0,005)	(0,001)	(0,001)	(0,000)	(0,001)	(0,001)	(0,000)
Causalité globale $\underline{X}_t \rightarrow CPIB_t$	(0,008)	(0,625)	(0,831)	(0,740)	(0,307)	(0,425)	(0,732)
R^2	0,704	0,646	0,629	0,632	0,628	0,594	0,625
R^2 ajusté	0,655	0,575	0,567	0,571	0,592	0,555	0,562
RMSE	0,295	0,327	0,330	0,329	0,322	0,336	0,332
Multicolinéarité : PARFOIS	22 - 22	26 - 27	21 - 22	35 - 36	9 - 9	12 - 13	34 - 36
Durbin-Watson	1,94	2,03	2,02	1,99	2,05	2,05	2,00
Portmanteau univarié	7,53	10,04	10,54	8,73	6,40	8,06	9,25
Portmanteau multivarié	6,40	8,41	8,88	7,29	5,58	6,65	7,77
Équations de PIB à 1 retard (forme bloc-réursive)							
Causalité instantanée $Z_t \rightarrow CPIB_t$	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,018)	(0,061)	(0,003)
Causalité instantanée $X_t \rightarrow CPIB_t$	(0,320)	(0,932)	(0,947)	(0,684)	(0,051)	(0,156)	(0,129)
Causalité globale $\underline{Z}_t \rightarrow CPIB_t$	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Causalité globale $\underline{X}_t \rightarrow CPIB_t$	(0,001)	(0,259)	(0,904)	(0,343)	(0,032)	(0,296)	(0,153)
R^2	0,708	0,633	0,615	0,629	0,628	0,594	0,604
R^2 ajusté	0,680	0,597	0,578	0,593	0,592	0,555	0,556
RMSE	0,285	0,320	0,328	0,322	0,322	0,336	0,332
Multicolinéarité : NON	10 - 10	15 - 15	11 - 11	16 - 17	9 - 9	12 - 13	14 - 14
Durbin-Watson	2,03	2,04	1,97	1,98	2,05	2,05	2,00
Portmanteau univarié	8,76	10,71	10,04	8,66	5,63	6,94	13,17
Portmanteau multivarié	7,45	8,93	8,61	7,33	4,89	5,50	10,64

Lecture : les nombres entre parenthèses sont les P-values.

- P-value < α \Leftrightarrow l'hypothèse nulle (dernier retard non significatif, coefficient nul, absence de causalité) est refusée au niveau de significativité α .
- Multicolinéarité : indice de conditionnement maximal (1^{er} indice : cf. Belsley-Kuh et Welsch (1980), 2^e indice : constante ajustée).

■ Coefficient significatif (ou causalité non instantanée clairement acceptée). P-value < 0,010

▒ Résultat du test ambigu, dépendant du seuil du test. 0,010 \leq P-value \leq 0,100

□ Coefficient non significatif (ou causalité non instantanée rejetée aux seuils usuels). P-value > 0,100

Les tests de causalité ont été réalisés sur des équations de PIB à 1 ou 2 retards. En effet, si les tests du nombre de retards de l'équation de PIB seule aboutissent toujours au diagnostic de 1 retard, ceux effectués dans les modèles VAR complets suggèrent souvent une ambiguïté entre 1 ou 2 retards (dans 3 cas sur 7), voire penchent pour 2 retards (dans 2 autres cas). A priori, en cas d'ambiguïté sur le diagnostic du nombre de retards du modèle VAR, privilégier les diagnostics des tests effectués dans des modèles à 2 retards revient à se prémunir contre le risque de biais, au prix de tests potentiellement peu puissants (et vice versa si l'on fait le choix de privilégier les résultats des tests effectués sur des équations à 1 retard). Toutefois, la présence potentielle ou avérée de multicolinéarité dans certains modèles à 2 retards peut jeter le doute sur la robustesse des tests de causalité effectués dans leur cadre (NB : indices de conditionnement maximaux supérieurs à 25 - 20 (respectivement 30 - 25) = diagnostic de multicolinéarité ambigu (respectivement positif)). En tout état de cause, les analyses de causalité tant globale, qu'instantanée et non instantanée, donnent des résultats largement indépendants du choix du nombre de retards.

Source : calculs des auteurs à partir du taux de croissance trimestriel du PIB publié dans les comptes nationaux trimestriels et des principaux soldes d'opinion des enquêtes de conjoncture trimestrielles de l'Insee dans l'industrie et dans les services.

Tableau C
Résultats des tests de causalité non instantanée sur les modèles VAR à 4 variables
Variables CPIB, TPPA, TPPRE et un solde des services (X)

Solde des services X	CAPA	REPA	CAPRE	REPRE	DEM
Nombre de retards du VAR (P-value 2 retards / 1 retard) (P-value 3 retards / 1 retard) (P-value 3 retards / 2 retards)	2 ou 3 (0,001) (0,001) (0,049)	2 (0,000) (0,001) (0,171)	1, 2 ou 3 (0,029) (0,004) (0,011)	2 (0,001) (0,002) (0,065)	2 ou 3 (0,002) (0,000) (0,016)
Nombre de retards de l'équation de PIB (P-value 2 retards / 1 retard) (P-value 3 retards / 1 retard) (P-value 3 retards / 2 retards)	2 ou 3 (0,042) (0,008) (0,035)	1 ou 2 (0,043) - -	1 (0,384) (0,162) (0,114)	1 (0,374) - -	1 (0,268) (0,290) (0,240)
Modèles à 1 retard (forme canonique)					
Causalité $TPPA_{t-1} \rightarrow CPIB_t$	-	(0,026)	(0,029)	(0,029)	(0,015)
Causalité $TPPRE_{t-1} \rightarrow CPIB_t$	-	(0,000)	(0,000)	(0,001)	(0,000)
Causalité $X_{t-1} \rightarrow CPIB_t$	-	(0,041)	(0,005)	(0,003)	(0,001)
R ² - R ² ajusté	-	0,52 - 0,49	0,56 - 0,52	0,57 - 0,53	0,28 - 0,55
RMSE	-	0,361	0,348	0,344	0,340
Multicolinéarité : NON	-	7 - 6	7 - 6	7 - 6	6 - 6
Modèles à 2 retards (forme canonique)					
Causalité $TPPA_{t-1} \rightarrow CPIB_t$	(0,242)	(0,123)	(0,521)	(0,331)	(0,398)
Causalité $TPPRE_{t-1} \rightarrow CPIB_t$	(0,000)	(0,000)	(0,004)	(0,006)	(0,007)
Causalité $X_{t-1} \rightarrow CPIB_t$	(0,015)	(0,009)	(0,048)	(0,010)	(0,008)
R ² - R ² ajusté	0,61 - 0,54	0,62 - 0,55	0,59 - 0,52	0,62 - 0,55	0,62 - 0,56
RMSE	0,339	0,336	0,347	0,336	0,335
Multicolinéarité : NON	15 - 13	15 - 13	15 - 13	15 - 13	14 - 12
Modèles à 3 retards (forme canonique)					
Causalité $TPPA_{t-1} \rightarrow CPIB_t$	(0,944)	-	(0,933)	-	(0,918)
Causalité $TPPRE_{t-1} \rightarrow CPIB_t$	(0,000)	-	(0,003)	-	(0,003)
Causalité $X_{t-1} \rightarrow CPIB_t$	(0,403)	-	(0,272)	-	(0,198)
R ² - R ² ajusté	0,62 - 0,65	-	0,66 - 0,56	-	0,66 - 0,57
RMSE	0,339	-	0,335	-	0,332
Multicolinéarité : AMBIGU	28 - 25	-	24 - 21	-	25 - 23

Lecture : les variables sont CPIB, TPPA, TPPRE et un solde des services (X).

Les nombres entre parenthèses sont les P-values. On accepte toujours les modèles VAR à 2 retards au seuil de significativité de 1 %. Les modèles à 3 retards ne sont donc présentés qu'à titre indicatif, et ce d'autant plus qu'ils présentent des diagnostics de multicolinéarité ambigus. L'expérience montre en effet qu'au-delà de 25 pour l'indice de conditionnement maximal de Belsley, Kuh et Welsch (1^{er} indicateur) et de 20 pour le même indicateur, mais calculé sur des variables centrées dans un modèle sans constante (2^e indicateur), un modèle peut être affecté de multicolinéarité et ses coefficients estimés avec une faible précision (si ce risque se réalise, les tests effectués sont eux mêmes affectés d'imprécision et peuvent être peu fiables).

La causalité non instantanée est acceptée pour toute valeur de P-value faible (inférieure à 1 %), ambiguë pour des P-values comprises entre 1 et 10 % et rejetée aux seuils de test usuels pour des P-values supérieures à 10 %. Voir lecture du tableau A pour l'interprétation des P-values.

Source : calculs des auteurs à partir du taux de croissance trimestriel du PIB publié dans les Comptes nationaux trimestriels et des principaux soldes d'opinion des enquêtes de conjoncture trimestrielles de l'Insee dans l'industrie et dans les services.

Tableau D
Résultats des autres tests de causalité effectués sur les modèles VAR à 4 variables
Variabes CPIB, TPPA, TPPRE et un solde des services (X) - équation de PIB (forme bloc-réursive)

Solde des services X	CAPA	REPA	CAPRE	REPRE	DEM
Test du nombre de retards de l'équation de PIB incluant les termes courants de tous les soldes					
Nombre de retards de l'équation (P-value 2 retards / 1 retard)	1 (0,370)	1 (0,201)	1 (0,882)	1 (0,567)	1 (0,862)
(P-value 3 retards / 1 retard)	(0,612)	-	(0,536)	-	(0,500)
(P-value 3 retards / 2 retards)	(0,809)	-	(0,227)	-	(0,213)
Modèle à 1 retard incluant les termes courants de tous les soldes					
Causalité instantanée $TPPA_t \rightarrow CPIB_t$	(0,028)	(0,021)	(0,001)	(0,001)	(0,004)
Causalité globale $TPPA_t \rightarrow CPIB_t$	(0,003)	(0,008)	(0,000)	(0,001)	(0,001)
Causalité instantanée $TPPRE_t \rightarrow CPIB_t$	(0,403)	(0,417)	(0,149)	(0,976)	(0,430)
Causalité globale $TPPRE_t \rightarrow CPIB_t$	(0,195)	(0,018)	(0,596)	(0,650)	(0,054)
Causalité instantanée $X_t \rightarrow CPIB_t$	(0,007)	(0,027)	(0,126)	(0,016)	(0,155)
Causalité globale $X_t \rightarrow CPIB_t$	(0,005)	(0,006)	(0,001)	(0,001)	(0,002)
$R^2 - R^2$ ajusté	0,73 - 0,69	0,72 - 0,69	0,74 - 0,71	0,75 - 0,71	0,73 - 0,70
RMSE	0,282	0,282	0,273	0,271	0,272
Multicolinéarité : NON	13 - 12	12 - 12	12 - 11	12 - 11	12 - 11
Modèle à 1 retard incluant le terme courant de X seul					
Causalité avancée $TPPA_t \rightarrow CPIB_t$	(0,088)	(0,020)	(0,016)	(0,010)	(0,011)
Causalité avancée $TPPRE_t \rightarrow CPIB_t$	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,001)	(0,002)
Causalité instantanée $X_t \rightarrow CPIB_t$	(0,000)	(0,000)	(0,010)	(0,000)	(0,005)
Causalité avancée $X_t \rightarrow CPIB_t$	(0,132)	(0,935)	(0,077)	(0,210)	(0,032)
Causalité globale $X_t \rightarrow CPIB_t$	(0,000)	(0,000)	(0,001)	(0,000)	(0,000)
$R^2 - R^2$ ajusté	0,67 - 0,64	0,66 - 0,63	0,61 - 0,57	0,67 - 0,64	0,64 - 0,60
RMSE	0,303	0,306	0,330	0,303	0,308
Multicolinéarité : NON	8 - 7	7 - 7	7 - 6	7 - 6	7 - 6
Modèle à 1 retard incluant les termes courants de X et de TPPA seuls					
Causalité instantanée $TPPA_t \rightarrow CPIB_t$	(0,003)	(0,002)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Causalité avancée $TPPA_t \rightarrow CPIB_t$	(0,004)	(0,001)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Causalité globale $TPPA_t \rightarrow CPIB_t$	(0,003)	(0,001)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Causalité avancée $TPPRE_t \rightarrow CPIB_t$	(0,107)	(0,096)	(0,450)	(0,351)	(0,439)
Causalité instantanée $X_t \rightarrow CPIB_t$	(0,005)	(0,021)	(0,032)	(0,005)	(0,036)
Causalité avancée $X_t \rightarrow CPIB_t$	(0,747)	(0,376)	(0,020)	(0,117)	(0,030)
Causalité globale $X_t \rightarrow CPIB_t$	(0,003)	(0,004)	(0,000)	(0,000)	(0,001)
$R^2 - R^2$ ajusté	0,72 - 0,69	0,72 - 0,69	0,74 - 0,71	0,75 - 0,72	0,73 - 0,70
RMSE	0,281	0,282	0,271	0,268	0,276
Multicolinéarité : NON	12 - 10	10 - 10	10 - 8	10 - 9	9 - 8
Modèle à 1 retard incluant les termes courants de X et de TPPRE seuls					
Causalité avancée $TPPA_t \rightarrow CPIB_t$	(0,121)	(0,038)	(0,036)	(0,024)	(0,021)
Causalité instantanée $TPPRE_t \rightarrow CPIB_t$	(0,035)	(0,032)	(0,002)	(0,076)	(0,006)
Causalité avancée $TPPRE_t \rightarrow CPIB_t$	(0,026)	(0,021)	(0,107)	(0,073)	(0,171)
Causalité globale $TPPRE_t \rightarrow CPIB_t$	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,001)	(0,000)
Causalité instantanée $X_t \rightarrow CPIB_t$	(0,000)	(0,001)	(0,384)	(0,031)	(0,295)
Causalité avancée $X_t \rightarrow CPIB_t$	(0,277)	(0,874)	(0,009)	(0,090)	(0,005)
Causalité globale $X_t \rightarrow CPIB_t$	(0,000)	(0,001)	(0,003)	(0,001)	(0,001)
$R^2 - R^2$ ajusté	0,70 - 0,66	0,69 - 0,66	0,68 - 0,64	0,69 - 0,65	0,69 - 0,65
RMSE	0,293	0,295	0,304	0,297	0,298
Multicolinéarité : NON	9 - 8	9 - 8	10 - 8	10 - 9	9 - 8

Tableau D (suite)

**Résultats des autres tests de causalité effectués sur les modèles VAR à 4 variables
Variables CPIB, TPPA, TPPRE et un solde des services (X) - équation de PIB (forme bloc-réursive)**

Solde des services X	CAPA	REPA	CAPRE	REPRE	DEM
Modèle à 2 retards incluant les termes courants de tous les soldes					
Causalité instantanée $TPPA_t \rightarrow CPIB_t$	(0,106)	(0,111)	(0,002)	(0,003)	(0,011)
Causalité globale $TPPA_t \rightarrow CPIB_t$	(0,193)	(0,089)	(0,011)	(0,010)	(0,048)
Causalité instantanée $TPPRE_t \rightarrow CPIB_t$	(0,280)	(0,251)	(0,498)	(0,912)	(0,472)
Causalité globale $TPPRE_t \rightarrow CPIB_t$	(0,205)	(0,152)	(0,619)	(0,435)	(0,559)
Causalité instantanée $X_t \rightarrow CPIB_t$	(0,092)	(0,145)	(0,166)	(0,031)	(0,145)
Causalité globale $X_t \rightarrow CPIB_t$	(0,025)	(0,013)	(0,028)	(0,005)	(0,041)
$R^2 - R^2$ ajusté	0,75 - 0,68	0,75 - 0,69	0,74 - 0,68	0,76 - 0,71	0,74 - 0,68
RMSE	0,283	0,278	0,283	0,272	0,286
Multicolinéarité : AMBIGU	27 - 24	27 - 26	22 - 19	21 - 20	23 - 21
Modèle à 2 retards incluant le terme courant de X seul					
Test de 1 retard contre 2 dans ce modèle	(0,127)	(0,051)	(0,562)	(0,493)	(0,603)
Causalité avancée $TPPA_t \rightarrow CPIB_t$	(0,195)	(0,007)	(0,449)	(0,213)	(0,506)
Causalité avancée $TPPRE_t \rightarrow CPIB_t$	(0,001)	(0,001)	(0,012)	(0,007)	(0,042)
Causalité instantanée $X_t \rightarrow CPIB_t$	(0,000)	(0,000)	(0,011)	(0,001)	(0,020)
Causalité globale $X_t \rightarrow CPIB_t$	(0,000)	(0,000)	(0,006)	(0,000)	(0,002)
$R^2 - R^2$ ajusté	0,71 - 0,66	0,72 - 0,67	0,64 - 0,57	0,70 - 0,65	0,66 - 0,60
RMSE	0,294	0,290	0,328	0,298	0,319
Multicolinéarité : NON	16 - 14	15 - 14	16 - 14	16 - 14	15 - 13
Modèle à 2 retards incluant les termes courants de X et TPPA seuls					
Test de 1 retard contre 2 dans ce modèle	(0,412)	(0,243)	(0,891)	(0,557)	(0,826)
Causalité instantanée $TPPA_t \rightarrow CPIB_t$	(0,037)	(0,039)	(0,000)	(0,001)	(0,001)
Causalité globale $TPPA_t \rightarrow CPIB_t$	(0,053)	(0,023)	(0,001)	(0,003)	(0,004)
Causalité avancée $TPPRE_t \rightarrow CPIB_t$	(0,180)	(0,137)	(0,515)	(0,253)	(0,459)
Causalité instantanée $X_t \rightarrow CPIB_t$	(0,052)	(0,091)	(0,037)	(0,009)	(0,039)
Causalité globale $X_t \rightarrow CPIB_t$	(0,015)	(0,008)	(0,012)	(0,002)	(0,018)
$R^2 - R^2$ ajusté	0,74 - 0,68	0,75 - 0,69	0,74 - 0,69	0,76 - 0,71	0,74 - 0,68
RMSE	0,283	0,279	0,282	0,269	0,284
Multicolinéarité : AMBIGU / NON	26 - 23	26 - 25	20 - 17	20 - 19	20 - 19
Modèle à 2 retards incluant les termes courants de X et TPPRE					
Test de 1 retard contre 2 dans ce modèle	(0,241)	(0,102)	(0,871)	(0,734)	(0,851)
Causalité avancée $TPPA_t \rightarrow CPIB_t$	(0,354)	(0,138)	(0,544)	(0,269)	(0,500)
Causalité instantanée $TPPRE_t \rightarrow CPIB_t$	(0,091)	(0,084)	(0,022)	(0,200)	(0,019)
Causalité globale $TPPRE_t \rightarrow CPIB_t$	(0,001)	(0,001)	(0,003)	(0,010)	(0,008)
Causalité instantanée $X_t \rightarrow CPIB_t$	(0,006)	(0,006)	(0,360)	(0,036)	(0,313)
Causalité globale $X_t \rightarrow CPIB_t$	(0,001)	(0,001)	(0,049)	(0,005)	(0,014)
$R^2 - R^2$ ajusté	0,73 - 0,67	0,74 - 0,68	0,68 - 0,61	0,71 - 0,65	0,70 - 0,63
RMSE	0,288	0,283	0,313	0,296	0,304
Multicolinéarité : NON	17 - 15	17 - 15	17 - 14	16 - 14	16 - 14

Lecture : les variables sont CPIB, TPPA, TPPRE et un solde des services (X). Les nombres entre parenthèses sont les P-values. L'équation de PIB est sous une forme bloc-réursive.

On présente ci-dessus les résultats des tests effectués sur des équations à 1 ou 2 retards. Le cas de 1 retard est présenté dans la mesure où les tests du nombre de retards de l'équation de PIB seule aboutissent à ce diagnostic (voir supra). Le cas de 2 retards est, quant à lui, cohérent avec les résultats des tests du nombre de retards effectués sur les modèles VAR complets (au niveau de significativité de 1 %) (voir tableau C). L'ambiguïté entre 2 et 3 retards constatée pour certains modèles VAR en retenant des seuils de significativité supérieurs à 1 % conduit également à mener des études de causalité sur des équations à 3 retards. On se borne toutefois à résumer brièvement les résultats obtenus, en raison de la multicolinéarité affectant ces modèles (indice de conditionnement maximal de Belsley, Kuh et Welsch de l'ordre de 30 pour tous les modèles, sauf pour le modèle n'incluant que le solde courant de X : dans ce dernier cas, le diagnostic de multicolinéarité est ambigu). En effet, dans ce contexte, les tests de causalité ne donnent pas de résultats fiables. Le commentaire suivant n'est donc présenté qu'à titre indicatif :

- dans le modèle incluant tous les soldes courants, la multicolinéarité est maximale. Aucun test ne conclut à une causalité globale avérée pour aucune variable. Seuls certains tests de causalité instantanée sortent positivement, pour TPPA, CAPRE et DEM, mais leurs résultats ne peuvent être considérés comme robustes.

- Dans les modèles incluant la valeur courante de X seul, la causalité instantanée de X est systématiquement acceptée, de même que la causalité globale de X dans les cas X = CAPRE et DEM.

- Dans les autres modèles, les causalités instantanée et globale de X sont ambiguës (P-values comprises entre 0,014 et 0,092 pour la causalité instantanée et entre 0,011 et 0,126 pour la causalité globale). Exceptions : la causalité globale de CAPRE et de DEM dans le modèle excluant la valeur courante de TPPA est acceptée sans ambiguïté.

Toutefois, mieux vaut s'appuyer sur l'analyse de causalité réalisée dans les modèles à 2 retards, ou même à un retard.

Source : calculs des auteurs à partir du taux de croissance trimestriel du PIB publié dans les Comptes nationaux trimestriels et des principaux soldes d'opinion des enquêtes de conjoncture trimestrielles de l'Insee dans l'industrie et dans les services.

PRÉVOIR LE TAUX DE CROISSANCE DU PIB À PARTIR DES ENQUÊTES DE CONJONCTURE DANS L'INDUSTRIE ET DANS LES SERVICES

On présente successivement deux modèles d'étalonnage univariés et un modèle vectoriel auto-régressif (VAR). Les variables utilisées sont définies dans l'annexe 1. La notation Δ désigne la différence première. Tous les modèles sont estimés sur données trimestrielles, sur la période allant du quatrième trimestre de 1987 au premier trimestre de 2002 (données d'enquêtes relatives à la période janvier 1988 à juillet 2002).

Étalonnage univarié n° 1

<i>CPIB</i>	= 0,54	- 0,27	<i>CPIB</i> ₋₁	+ 0,02	Δ <i>TPPA</i>	+ 0,01	<i>TPPRE</i> ₋₁	+ 0,01	Δ <i>CAPA</i>	+ 0,02	<i>CAPRE</i> ₋₁	+ 0,03	<i>REPRE</i>
<i>Student</i>	(8,9)	(- 2,6)		(3,5)		(2,5)		(2,0)		(2,4)		(3,9)	
<i>P-value</i>	(0,000)	(0,011)		(0,001)		(0,014)		(0,049)		(0,021)		(0,000)	
	$R^2 = 0,78$		$R_{aj.}^2 = 0,76$		$RMSE = 0,246$				$Fisher = 30,4$			$DW = 1,99$	

Indice de conditionnement maximal : 5,3

Étalonnage univarié n° 2

<i>CPIB</i>	= 0,53	- 0,27	<i>CPIB</i> ₋₁	+ 0,02	Δ <i>TPPA</i>	+ 0,01	<i>TPPRE</i> ₋₁	+ 0,02	<i>CAPRE</i> ₋₁	+ 0,03	<i>REPRE</i>
<i>Student</i>	(8,6)	(- 2,6)		(5,3)		(2,4)		(2,3)		(3,8)	
<i>P-value</i>	(0,000)	(0,012)		(0,000)		(0,018)		(0,027)		(0,000)	
	$R^2 = 0,76$		$R_{aj.}^2 = 0,74$		$RMSE = 0,254$				$Fisher = 33,7$		$DW = 2,11$

Indice de conditionnement maximal : 5,3

Modèle VAR

Un modèle vectoriel auto-régressif (VAR) traite chacune de ses variables comme endogène, c'est-à-dire déterminée au sein du modèle. Ce type de modèle contient une équation par variable. Son utilisation en prévision aboutit à la détermination conjointe de toutes ces variables. Le modèle retenu contient trois variables : le taux de croissance trimestriel du PIB (*CPIB*), l'indicateur synthétique dans l'industrie (*IND*) et l'indicateur synthétique dans les services (*SER*) définis dans l'encadré 2 (facteurs communs statiques). Le nombre de retards du VAR est de 2 (1). Les tests de spécification classiques sont acceptés sans ambiguïté (2). L'estimation du modèle aboutit aux résultats suivants :

I - Modèle VAR sous forme canonique

I-1) Équation relative au taux de croissance du PIB

<i>CPIB</i>	= 0,84	- 0,43	<i>CPIB</i> ₋₁	- 0,13	<i>CPIB</i> ₋₂	+ 0,59	<i>IND</i> ₋₁	- 0,44	<i>IND</i> ₋₂	+ 0,43	<i>SER</i> ₋₁	- 0,05	<i>SER</i> ₋₂
<i>Student</i>	(5,3)	(- 2,5)		(- 0,8)		(3,1)		(- 2,7)		(3,2)		(- 0,4)	
<i>P-value</i>	(0,000)	(0,016)		(0,420)		(0,003)		(0,009)		(0,002)		(0,721)	
	$R^2 = 0,56$		$R_{aj.}^2 = 0,51$		$RMSE = 0,351$					$DW = 2,08$			

Indice de conditionnement maximal : 13,2

I-2) Équation relative à l'indicateur synthétique dans les services

<i>SER</i>	= 0,15	- 0,16	<i>CPIB</i> ₋₁	- 0,17	<i>CPIB</i> ₋₂	+ 0,86	<i>IND</i> ₋₁	- 0,65	<i>IND</i> ₋₂	+ 0,54	<i>SER</i> ₋₁	+ 0,25	<i>SER</i> ₋₂
<i>Student</i>	(0,8)	(- 0,8)		(- 0,9)		(3,8)		(- 3,3)		(3,4)		(1,6)	
<i>P-value</i>	(0,445)	(0,428)		(0,400)		(0,000)		(0,002)		(0,002)		(0,120)	
	$R^2 = 0,83$		$R_{aj.}^2 = 0,81$		$RMSE = 0,425$					$DW = 1,91$			

Indice de conditionnement maximal : 13,2

1. Ce résultat provient tant des critères d'information (Schwarz, Hannan, Akaike) que des tests de réduction de système (test séquentiel complété par les autres tests de Fisher possibles, par exemple de 4 retards contre 2). Logiciel utilisé : PC-GIVE (PC-FIML).
2. Il s'agit des tests de Portmanteau, ARCH, d'hétéroscédasticité de White et de normalité effectués par PC-FIML.

I-3) *Équation relative à l'indicateur synthétique dans l'industrie*

<i>IND</i>	= 0,02	+ 0,01	<i>CPIB₋₁</i>	- 0,06	<i>CPIB₋₂</i>	+ 1,50	<i>IND₋₁</i>	- 0,67	<i>IND₋₂</i>	+ 0,13	<i>SER₋₁</i>	- 0,07	<i>SER₋₂</i>
<i>Student</i>	(0,2)	(0,1)		(- 0,5)		(10,1)		(- 5,3)		(1,3)		(- 0,7)	
<i>P-value</i>	(0,856)	(0,946)		(0,640)		(0,000)		(0,000)		(0,205)		(0,514)	
	$R^2 = 0,93$			$R_{aj.}^2 = 0,93$		$RMSE = 0,277$				$DW = 2,07$			

Indice de conditionnement maximal : 13,2

II - Modèle VAR sous forme bloc-réursive

L'équation II-1' ci-dessous forme le premier bloc du modèle et les équations II-2 et II-3 (mêmes équations que *supra*) en forment le second bloc.

II-1') *Equation du taux de croissance du PIB exprimée sous forme bloc-réursive*

<i>CPIB</i>	= 0,81	- 0,41	<i>CPIB₋₁</i>	- 0,08	<i>CPIB₋₂</i>	+ 0,61	<i>IND</i>	- 0,42	<i>IND₋₁</i>	+ 0,04	<i>IND₋₂</i>	+ 0,12	<i>SER</i>	+ 0,28	<i>SER₋₁</i>	- 0,04	<i>SER₋₂</i>
<i>Student</i>	(6,0)	(- 2,9)		(- 0,6)		(3,4)		(- 1,5)		(0,3)		(1,0)		(2,3)		(- 0,3)	
<i>P-value</i>	(0,000)	(0,006)		(0,583)		(0,001)		(0,137)		(0,802)		(0,319)		(0,027)		(0,763)	
	$R^2 = 0,70$			$R_{aj.}^2 = 0,66$		$RMSE = 0,295$				$DW = 1,94$							

Indice de conditionnement maximal : 21,8

On montre que le modèle exprimé sous forme canonique est strictement identique à celui constitué des équations II-1', I-2 et I-3. Les deux formes du modèle conduisent aux mêmes prévisions du taux de croissance du PIB dès lors que celles-ci sont fondées sur le même ensemble d'informations. La forme canonique permet d'exhiber une estimation pour la croissance du trimestre courant avant que les enquêtes correspondantes ne soient encore disponibles. La forme bloc-réursive permet d'étudier comment cette prévision de croissance est modifiée du fait de la disponibilité progressive d'informations supplémentaires.

Tableau A
Résultats des prévisions effectuées sur la base des informations connues au moment de la préparation de la Note de conjoncture de décembre 2002, selon les modèles utilisés

En %

	CPIB observé à l'époque	Étalonnage 1		Étalonnage 2		Modèle VAR			
		CPIB estimé	Résidu d'estimation	CPIB estimé	Résidu d'estimation	Forme canonique		Forme bloc-réursive	
						CPIB estimé	Résidu d'estimation	CPIB estimé	Résidu d'estimation
2000 T1	1,2	0,9	0,3	0,9	0,3	0,8	0,4	0,9	0,3
2000 T2	0,8	0,8	0,0	0,8	- 0,0	0,8	0,0	0,9	- 0,0
2000 T3	0,5	0,7	- 0,3	0,7	- 0,2	0,9	- 0,4	0,9	- 0,4
2000 T4	1,3	1,2	0,0	1,2	0,0	0,8	0,4	0,9	0,3
2001 T1	0,4	0,6	- 0,2	0,5	- 0,1	0,7	- 0,3	0,5	- 0,1
2001 T2	- 0,1	0,1	- 0,2	0,3	- 0,3	0,3	- 0,4	0,2	- 0,3
2001 T3	0,4	0,1	0,3	0,1	0,3	0,4	0,0	0,2	0,2
2001 T4	- 0,4	- 0,2	- 0,2	- 0,3	- 0,1	- 0,3	- 0,1	- 0,1	- 0,3
2002 T1	0,6	1,0	- 0,4	0,9	- 0,3	0,7	- 0,1	1,0	- 0,4
2002 T2	0,4	0,3	0,1	0,5	- 0,1	0,8	- 0,4	0,4	0,0
2002 T3	0,2	0,3	- 0,1	0,2	0,0	0,5	- 0,3	0,2	0,0
2002 T4 (*)		0,3		0,4		0,1		0,4	
2003 T1						0,3		0,4	

Lecture : en grisés : prévisions réalisées sur la base des informations conjoncturelles disponibles au moment de la préparation de la Note de conjoncture de décembre 2002.

Pour réaliser des prévisions du taux de croissance du PIB sur la base des deux équations univariées, il faut au préalable prolonger les soldes hors modèles. Par exemple, les soldes relatifs à l'industrie manufacturière le sont sur la base d'un modèle VAR à 3 variables (taux de croissance trimestriel de la production manufacturière, TPPA, TPPRE) et 3 retards.

Les prévisions par la forme canonique du modèle intègrent les résultats des dernières enquêtes trimestrielles connues (jusqu'à octobre 2002 pour la prévision du 4^e trimestre de 2002). Les autres modèles intègrent les résultats des enquêtes mensuelles de novembre 2002 dès leur prévision du 4^e trimestre de 2002. Ceux-ci sont traités comme une approximation des futurs résultats des enquêtes trimestrielles de janvier 2003. La pratique montre que la prise en compte des résultats des enquêtes de conjoncture mensuelles les plus récentes comme approximation des résultats de la prochaine enquête trimestrielle permet d'améliorer les prévisions à court terme du taux de croissance du PIB.

L'utilisation de la forme canonique du modèle sur la période de prévision annonce un redressement de l'activité plus tardif que les autres modèles. Ceci provient de la non prise en compte des enquêtes de novembre 2002, qui suggéraient un redressement.

Les prévisions de la Note de conjoncture de l'Insee de décembre 2002 étaient respectivement de + 0,3 pour le 4^e trimestre de 2002 et + 0,4 pour le 1^{er} trimestre de 2003. Elles tenaient compte des résultats des prévisions effectuées par les trois modèles précédents, mais également de nombreux autres facteurs, dont une mise en cohérence comptable des prévisions des grands agrégats macro-économiques au moyen d'exercices de garde-fou. Néanmoins, la combinaison des prévisions effectuées par les simples modèles considérés ci-dessus (qui n'intègrent aucune mise en cohérence comptable) fournissait une première estimation très proche des chiffres qui ont été finalement retenus.

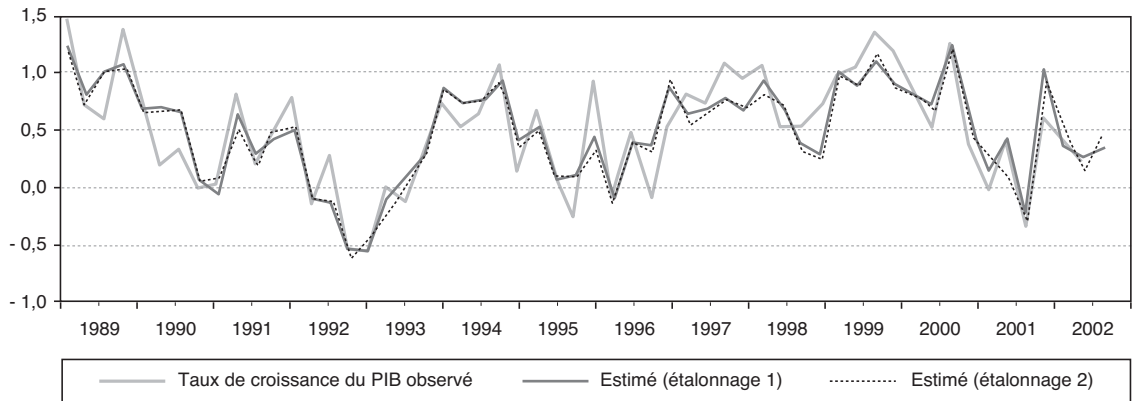
* Notons que les premiers résultats des Comptes trimestriels publiés le 21 février 2003 pour le quatrième trimestre de 2002 donnent un taux de croissance du PIB d'un ordre de grandeur compatible avec ceux des prévisions présentées supra (+ 0,2).

Source : calculs des auteurs à partir du taux de croissance trimestriel du PIB publié dans les Comptes nationaux trimestriels et des principaux soldes d'opinion des enquêtes de conjoncture trimestrielles de l'Insee dans l'industrie et dans les services.

Graphique
Taux de croissance du PIB et indicateurs synthétiques observés et estimés

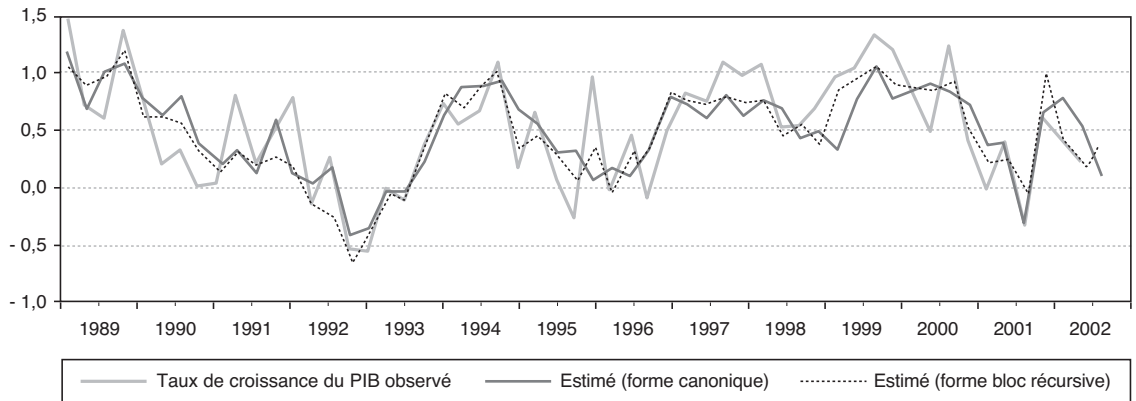
1 - Étalonnages univariés du PIB

En %

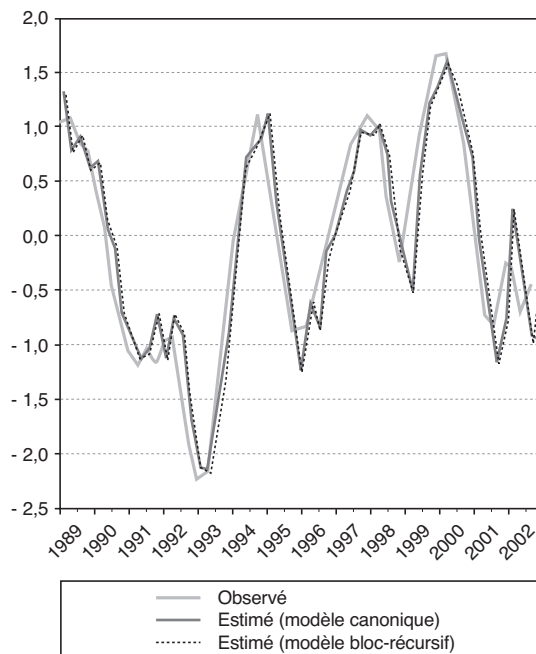


2 - Estimation du taux de croissance du PIB dans le modèle VAR

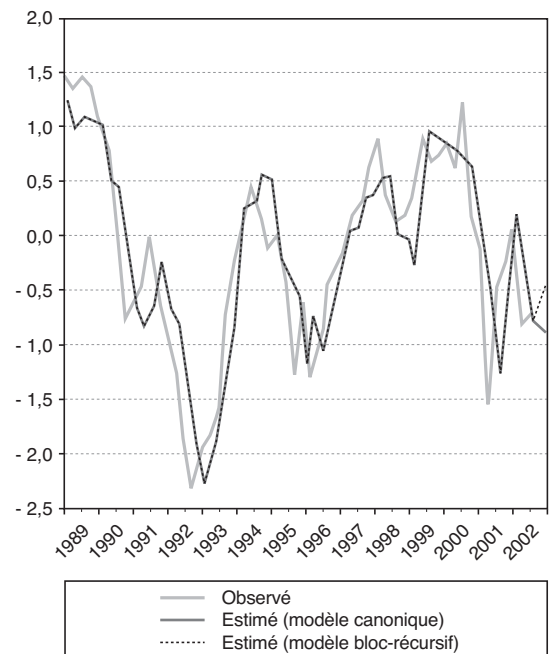
En %



3 - Indicateur synthétique dans l'industrie



4 - Indicateur synthétique dans les services



Source : calculs des auteurs sur la base des informations des Comptes nationaux trimestriels et des enquêtes de conjoncture trimestrielles de l'Insee dans l'industrie et dans les services.

Tableau B

Évolution des prévisions du taux de croissance du PIB selon l'information trimestrielle disponible

En %

Date	Prévisions VAR à 7 mois	Prévisions VAR à 4 mois	Prévisions VAR à 1 mois	Premiers résultats des comptes trimestriels de l'époque	Derniers résultats des Comptes publiés (février 2003)
1999 T2		0,4	1,3	0,6	1,0
1999 T3	0,2	0,9	1,0	1,0	1,0
1999 T4	1,0	1,0	1,0	0,9	1,3
2000 T1	0,9	0,9	0,9	0,7	1,2
2000 T2	0,9	0,8	0,8	0,7	0,8
2000 T3	0,8	0,8	0,7	0,7	0,5
2000 T4	0,7	0,6	0,8	0,9	1,2
2001 T1	0,5	0,9	0,6	0,5	0,4
2001 T2	0,7	0,3	0,1	0,3	- 0,1
2001 T3	0,4	0,2	- 0,0	0,5	0,3
2001 T4	0,2	- 0,5	- 0,1	- 0,1	- 0,3
2002 T1	0,0	0,6	1,0	0,4	0,7
2002 T2	0,1	0,8	0,5	0,5	0,4
2002 T3	0,8	0,5	0,2	0,2	0,3
2002 T4	0,5	0,1		0,2	0,2

Lecture : ces prévisions sont réalisées par le modèle VAR sans utilisation de résultats mensuels. Lorsque les enquêtes sont disponibles avec un trimestre d'avance sur les comptes, on utilise la forme bloc-réursive du modèle VAR. Dans le cas contraire (pas d'avance des enquêtes sur les comptes) c'est la forme canonique du modèle VAR qui est mobilisée pour faire la prévision. On se reportera au guide suivant :

Trimestres	Prévision à 7 mois : Comptes trimestriels disponibles jusqu'au :	Prévision à 7 mois : Enquêtes disponibles jusqu'au :	Prévision à 4 mois : Comptes trimestriels disponibles jusqu'au :	Prévision à 4 mois : Enquêtes disponibles jusqu'au :	Prévision à 1 mois : Comptes trimestriels disponibles jusqu'au :	Prévision à 1 mois : Enquêtes disponibles jusqu'au :
N T1	N-1 T3	N-1 T3 (octobre)	N-1 T4	N-1 T4 (janvier)	N-1 T4	N T1 (avril)
N T2	N-1 T4	N-1 T4 (janvier)	N T1	N T1 (avril)	N T1	N T2 (juillet)
N T3	N T1	N T1 (avril)	N T2	N T2 (juillet)	N T2	N T3 (octobre)
N T4	N T2	N T2 (juillet)	N T3	N T3 (octobre)	N T3	N T4 (janvier)

Source : calculs des auteurs sur la base des informations des enquêtes de conjoncture trimestrielles de l'Insee dans l'industrie et dans les services et des Comptes nationaux trimestriels au fur et à mesure de leur disponibilité.

RECHERCHE D'INDICATEURS DE RETOURNEMENT DANS LES SERVICES

Tableau A

Points de retournement de différents indicateurs trimestriels (lissés par moyenne mobile centrée d'ordre 3)

Point haut (indicateur synthétique dans l'industrie) Point bas (indicateur synthétique dans l'industrie)	jan. 92	juill. 92	juill. 93	avr. 95	juill. 96	juill. 98	juill. 99	oct. 00	avr. 02
Indicateurs dans l'ensemble de l'industrie									
Indicateur synthétique (IND)	0	0	0	0	0	0	0	0	0 ^a
Production passée (TPPA)	-1	+1	0	0	0	0	0	-1	0
Carnets de commande (OSCD)	0	-1	+1	0	0	0	0	0	0 ^a
Production prévue (TPPRE)	-3	-1	0	-1	-2	0	-1	-2 / 0	-1 ^a
Indicateurs dans l'ensemble des services									
Indicateur synthétique (SER)	-2	-2	-1	-1	0	+1	0	-2 / +1	0 ^a
Chiffre d'affaires passé (CAPA)	-1	-2	0	0	0 / +2	0	-1	-2 / +2	-1 / +1 ^a
Chiffre d'affaires prévu (CAPRE)	-2	-3	-1	0	0	0	-1	-2 / +1	0 / +2 ^a
Résultat d'exploitation passé (REPA)	-2	-2	0	-1	0	+1	0	-3 / +2	-1 / +1 ^a
Résultat d'exploitation prévu (REPRE)	-2	-2	0	-1	0	+1	0	-2 / +1	-2 / 0 ^a
Demande prévue (DEM)	-2	-3	-1	-1	0	0	0	-1 / +1	0 / +2 ^a
Indicateurs dans les biens intermédiaires industriels									
Indicateur synthétique des biens intermédiaires	-1	-1	0	0	0	-1	0	-1	-1 ^a
Production passée de biens intermédiaires	-1	0	0	0	0	-1	0	-1	0
Production prévue de biens intermédiaires	-2	-1	0	0	-1	-1	-1	0	-1 ^a
Indicateurs dans l'intérim									
Chiffre d'affaires passé dans l'intérim	-2	-2	-2	-2 / 0	+2	-3 / +1	0	-1 / +2	0
Chiffre d'affaires prévu dans l'intérim	-3	-2	-1	-2	0	-1	-1	-4 / +2	-1 ^a

Lecture : après lissage de toutes les séries par une moyenne mobile symétrique d'ordre 3, on considère leur degré de retard ou d'avance par rapport aux retournements de l'indicateur synthétique trimestriel dans l'industrie IND, défini à l'encadré 2. + i (respectivement - i) = i retards (respectivement i avances) trimestriel(le)s relativement à cette référence. 0 = en phase avec cette référence. Dans certains cas, les séries ont connu plusieurs retournements successifs au voisinage du point de retournement de référence. Dans ce cas, on a signalé les retard et avance des premier et dernier retournements (exemple : -1/+1 signale que la série s'est d'abord retournée une première fois un trimestre avant l'indicateur de référence, puis que ce retournement a été démenti avant d'être confirmé un trimestre après celui de l'indicateur de référence). On remarquera le nombre important de « doubles retournements » en 2000, notamment dans les services, manifestant une phase de conjoncture incertaine.

^a Au moment de la finition de cet article (les dernières données trimestrielles disponibles étaient alors les résultats provisoires des enquêtes de janvier 2003), les soldes d'opinion lissés annotés ont connu un retournement à la baisse depuis le retournement à la hausse d'avril 2002 perceptible chez l'indicateur synthétique trimestriel lissé dans l'industrie. Celui-ci pourrait s'être également retourné à la baisse si l'on en croit la dernière observation disponible. Toutefois, la significativité non assurée de ce retournement, de même que le caractère provisoire des résultats de l'enquête de janvier invitent à une grande prudence dans le contexte de la fin d'année 2002. La prudence est d'autant plus de mise que les mouvements des soldes d'opinion apparaissent alors particulièrement irréguliers, signe d'incertitude conjoncturelle. Il est donc trop tôt pour estimer si ce dernier retournement à la baisse correspond à une indication avancée d'un retournement durable ou bien plutôt à celle d'une évolution transitoire ou d'une irrégularité. Le caractère cyclique du retournement d'avril 2002 n'a pu lui-même être confirmé par la méthode de Baxter et King (1999).

Source : calcul des auteurs sur la base des résultats aux enquêtes de conjoncture trimestrielles de l'Insee dans l'industrie et dans les services.

Tableau B
Pondérations du facteur commun itéré dans les services

Variable	$\hat{\alpha}_{i,-1}^K$	$\hat{\alpha}_{i,0}^K$	$\hat{\alpha}_{i,+1}^K$	$\hat{\alpha}_{i,+1}^K - \hat{\alpha}_{i,-1}^K$
Demande prévue (DEM)	0,37	0,43	0,27	- 0,10
Résultat d'exploitation prévu (REPRE)	0,34	0,42	0,29	- 0,05
Chiffre d'affaires prévu (CAPRE)	0,27	0,43	0,38	0,11
Résultat d'exploitation passé (REPA)	0,19	0,49	0,37	0,18
Effectifs passés (EFFPA)	0,17	0,36	0,47	0,30
Chiffre d'affaires passé (CAPA)	0,10	0,47	0,46	0,36

Lecture :

Les pondérations présentées résultent de la dernière étape de la procédure d'estimation du facteur commun itéré (cf. encadré 4). Elles sont déterminées de manière endogène à cette procédure.

Les soldes « rephasés » sont déduits des soldes initiaux en appliquant pour chacun la formule :

$$X_{i,t}^K = \sum_{\tau=-1}^{+1} \hat{\alpha}_{i,\tau}^K X_{i,t+\tau} \text{ (cf. encadré 4).}$$

Par exemple le solde « rephasé » relatif à la demande prévue est défini par :

$$DEM_i^* = 0,37 \text{ DEM}_{t-1} + 0,43 \text{ DEM}_t + 0,27 \text{ DEM}_{t+1}$$

Le facteur commun itéré s'exprime en fonction des soldes « rephasés » comme suit :

$$ITSER_t = 0,25 \text{ DEM}_t^* + 0,22 \text{ REPRE}_t^* + 0,19 \text{ CAPRE}_t^* + 0,18 \text{ REPA}_t^* + 0,13 \text{ CAPA}_t^* + 0,04 \text{ EFFPA}_t^*$$

Les soldes constitutifs du facteur commun itéré sont classés par ordre d'avance décroissante au sens du critère $\hat{\alpha}_{i,+1}^K - \hat{\alpha}_{i,-1}^K$. Selon ce critère, les soldes portant sur la demande prévue et le résultat d'exploitation prévu seraient les plus avancés, tandis que les soldes relatifs aux effectifs passés et au chiffre d'affaires passé seraient les plus retardés.

Source : calculs des auteurs à partir des résultats de l'enquête de conjoncture trimestrielle de l'Insee dans les services.