

# Une lecture enrichie des réponses aux enquêtes de conjoncture

François Hild\*

---

Les enquêtes de conjoncture ont pour objectif d'appréhender, le plus rapidement et le plus simplement possible, les évolutions récentes et probables de l'activité économique. La plupart des questions posées amènent des réponses qualitatives à trois modalités (qualification d'une évolution : en hausse / stable / en baisse). Les indicateurs qualitatifs que fournissent ces enquêtes sont synthétisés sous la forme de *soldes d'opinion* représentant la différence entre le pourcentage de réponses à la modalité « supérieure » et le pourcentage de réponses à la modalité « inférieure ». Or, de tels indicateurs ne résument véritablement les réponses que si les pourcentages de réponses à la modalité « stable » sont à peu près constants.

Une autre démarche consiste à synthétiser les réponses aux enquêtes de conjoncture en un indicateur qui, à la différence du solde d'opinion, tienne compte du pourcentage de réponses à la modalité « stable ». Cet indicateur est construit à partir d'une analyse en composantes principales (ACP) qui fournit la combinaison linéaire des trois pourcentages qui capture le plus de variabilité entre les enquêtes successives.

Très voisins pour certaines questions, les deux « résumés » des réponses divergent sensiblement pour d'autres questions et peuvent éventuellement conduire à des analyses conjoncturelles différentes. Une application à la prévision de la croissance trimestrielle de la production manufacturière, utilisant les données disponibles au moment de l'exercice de prévision, illustre que les indicateurs construits par ACP fournissent en moyenne des prévisions légèrement plus précises que celles fournies par les soldes d'opinion, mais généralement concordantes. Ces travaux montrent qu'il y a là une voie de recherche fructueuse.

---

\* François Hild appartient à la division Croissance et politiques macroéconomiques de l'Insee.  
Les noms et dates entre parenthèses renvoient à la bibliographie en fin d'article.

Les enquêtes de conjoncture apportent une information irremplaçable pour l'analyse et la prévision de court terme. En effet, les indications fournies par ces enquêtes sur le passé récent sont généralement de très bonne qualité. De plus – et c'est là l'avantage essentiel de cette source d'information –, elles sont obtenues très rapidement, plus tôt que les statistiques quantitatives, et ne font l'objet que de très faibles révisions. Les économistes, les prévisionnistes, les décideurs et les journalistes sont les principaux utilisateurs des résultats. La plupart des questions posées amènent des réponses qualitatives à trois modalités (qualification d'une évolution : en hausse/stable/en baisse). Ces réponses sont synthétisées sous la forme de *soldes d'opinion* représentant la différence entre le pourcentage de ceux qui ont choisi une modalité « supérieure » et le pourcentage de ceux qui ont choisi une modalité « inférieure ».

Initialement proposé par Theil (1952), cet indicateur a fait l'objet de plusieurs justifications théoriques à partir d'hypothèses sur le comportement de réponses des enquêtés. Fansten (1976) généralise l'approche de Theil. Néanmoins, comme le remarque Fayolle (1987), ces hypothèses peuvent apparaître trop fortes, car elles supposent, en particulier, constant dans le temps le comportement de réponses. Ainsi, l'*Institut for Supply Management* qui réalise des enquêtes de conjoncture pour les États-Unis n'appuie pas la présentation des résultats de ses enquêtes sur les seuls soldes d'opinion, mais diffuse également les pourcentages de réponses à chacune des modalités. L'interprétation de ces résultats peut donc être basée sur l'évolution de chacun des pourcentages à la différence de la pratique courante en France et dans la plupart des autres pays européens.

La démarche, plus empirique, adoptée dans cet article consiste à rechercher, pour chaque question, le « résumé » des différents pourcentages qui capture le plus de variabilité possible entre les enquêtes successives à partir d'une analyse en composantes principales (ACP). Une première application à l'enquête de conjoncture auprès des ménages permet d'illustrer l'intérêt de cette démarche. Les indicateurs d'opinion construits par ACP semblent, en effet, indiquer que la perception par les ménages de leur environnement macroéconomique serait meilleure que ce qu'en retracent les soldes d'opinion usuels. De plus, on montre que la lecture des réponses aux différentes questions d'une même enquête de conjoncture peut gagner en cohé-

rence lorsque ces réponses sont synthétisées par ACP plutôt que sous forme de soldes d'opinion. C'est ce qu'illustre l'exemple de l'enquête sur la situation et les perspectives dans le commerce de détail dont l'interprétation est souvent délicate.

Enfin, on compare les capacités prédictives des « résumés » de réponses construits par ACP avec celles des soldes d'opinion. Cette comparaison s'effectue à partir d'équations de prévisions de la production manufacturière. Prévoir les évolutions de celle-ci est en effet une étape importante dans la réalisation d'un diagnostic conjoncturel pertinent car les évolutions du PIB sont sensiblement affectées par celles de la production manufacturière. On montre qu'une modélisation vectorielle auto-régressive, utilisant les composantes principales de deux des principales questions de l'enquête sur l'activité dans l'industrie, permet de prévoir les variations trimestrielles de la production manufacturière avec une précision plus grande que celle fournie par un modèle utilisant les soldes d'opinion. En particulier, les points de retournement sont, en général, détectés plus nettement lorsque la prévision est effectuée à partir des indicateurs construits par ACP.

### Une perception plus juste par les ménages de leur environnement macroéconomique

Depuis juin 1986, l'Insee réalise une enquête mensuelle de conjoncture auprès des ménages. Elle remplace l'enquête quadrimestrielle, qui a été conduite jusqu'en 1994, afin de s'assurer de la bonne concordance en évolution des deux indicateurs. L'enquête mesure les phénomènes conjoncturels tels qu'ils sont perçus par les ménages, indépendamment de l'élaboration des indicateurs macroéconomiques (prix, chômage, épargne, etc.).

Les réponses des ménages sont qualitatives. Plus précisément, pour chaque question, plusieurs modalités de réponses sont proposées. Par exemple, la question sur les perspectives d'évolution sur le chômage, se formule ainsi :

Pensez-vous que, dans les mois qui viennent, le nombre de chômeurs...

- ... augmentera nettement (+)
- ... augmentera un peu (+)
- ... restera stationnaire
- ... diminuera un peu (-)

... diminuera nettement (-)

... ne sait pas

Les réponses traduites en soldes d'opinion n'intègrent pas les nuances entre les deux types de réponses positives et négatives proposées aux ménages. Les réponses « ne sait pas » ne sont pas prises en compte dans les soldes.

Chaque mois, les ménages sont interrogés sur leur perception de l'évolution récente des prix. Le libellé de la question est le suivant :

Pensez-vous que, depuis six mois, les prix ont...

- ... beaucoup augmenté (+)
- ... moyennement augmenté
- ... un peu augmenté (-)
- ... peu varié (-)
- ... légèrement diminué (-)
- ... ne sait pas.

Le codage des réponses à cette question pour leur traduction en solde d'opinion est particulier puisqu'une seule modalité a un poids positif contre deux pour la plupart des autres questions de l'enquête. Ce choix provient du libellé de la question d'origine dans l'enquête quadrimestrielle créée en 1965. Cette question ne comportait que les trois premières des cinq modalités de réponse actuellement proposées aux ménages du fait, sans doute, d'une évolution des prix alors nettement plus dynamique. Néanmoins, on

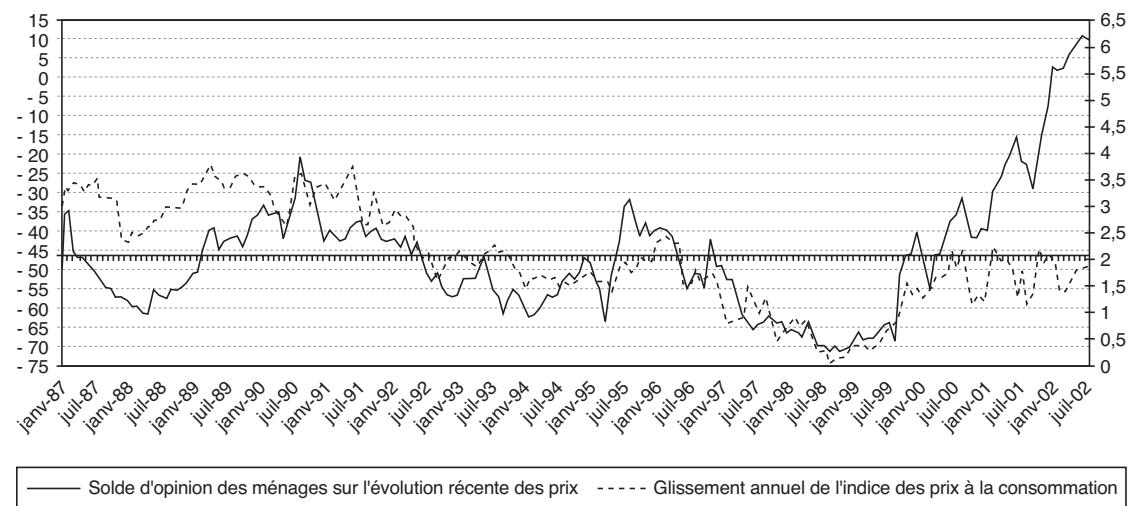
peut s'interroger sur la pertinence du maintien d'un tel codage dans une période caractérisée par une faible inflation.

On constate, en effet, que le solde d'opinion relatif à cette question présente des évolutions assez différentes de celles du glissement annuel de l'indice des prix à la consommation : si l'on en croit l'évolution du solde d'opinion, les ménages n'auraient pas, en particulier, perçu la baisse de l'inflation intervenue entre le milieu des années 1980 et le milieu des années 1990 (cf. graphique I).

Si l'on examine le lien qui existe entre les pourcentages de réponses aux différentes modalités, on remarque notamment qu'il existe une corrélation négative entre l'évolution de la part des ménages qui déclarent que les prix ont un peu augmenté et l'évolution de la part de ceux qui pensent qu'ils ont stagné ou diminué alors que ces trois pourcentages ont le même signe dans le calcul du solde d'opinion (cf. tableau 1). De plus, le lien entre le pourcentage de réponses « hausse moyenne », non pris en compte par le solde, et les autres pourcentages est très élevé, ce qui souligne l'intérêt d'essayer de le prendre en compte pour résumer l'opinion des ménages sur l'évolution récente des prix.

De fait, l'analyse en composantes principales effectuée à partir de cette matrice des corrélations confirme que la combinaison linéaire des pourcentages de réponses qui capture le plus de variabilité entre les enquêtes successives

Graphique I  
**Inflation et solde d'opinion relatif aux prix passés**



Sources : enquête de conjoncture auprès des ménages et indice des prix à la consommation, Insee.

accorde les poids suivants aux différents pourcentages de réponse (1) : 0,43. « % hausse forte » + 0,47. « % hausse moyenne » + 0,33. « % hausse faible » - 0,52. « % stable » - 0,46. « % baisse ».

Ainsi résumée, l'opinion des ménages sur l'évolution récente des prix présente des évolutions plus en phase avec le glissement annuel de l'indice des prix à la consommation (2) : on observe bien, à la différence du « message » donné par le solde, une baisse de l'indicateur d'opinion construit par ACP durant la période de désinflation (cf. graphique II).

Cependant, sur la période récente les ménages font preuve d'un certain « pessimisme » sur l'évolution de l'inflation, peut-être lié à une perte de repères lors du passage à l'euro fiduciaire. Ce « pessimisme » serait toutefois nettement moins marqué en regard de ce que suggérait le niveau atteint par le solde d'opinion.

Enfin, la composante principale présente des évolutions proches d'un solde qui serait calculé selon le codage suivant (les pourcentages n'étant pas, dans ce cas, centrés-réduits) (3) :

- ... beaucoup augmenté (+)
- ... moyennement augmenté (+)
- ... un peu augmenté (+)
- ... peu varié (-)
- ... légèrement diminué (-)

1. Cette combinaison linéaire s'applique aux pourcentages centrés-réduits. Les coefficients de cette combinaison correspondent au premier vecteur propre, de norme 1, de la matrice des corrélations. Par construction, la composante principale est de moyenne nulle et de variance égale à la première valeur propre de la matrice des corrélations. Toutefois, il est usuel de ramener cette variance à 1. C'est la convention que l'on prendra dans les graphiques et modélisations présentées par la suite.

2. La corrélation entre le solde d'opinion et le glissement annuel de l'indice des prix est de 0,4 ; elle est de 0,7 pour la composante principale.

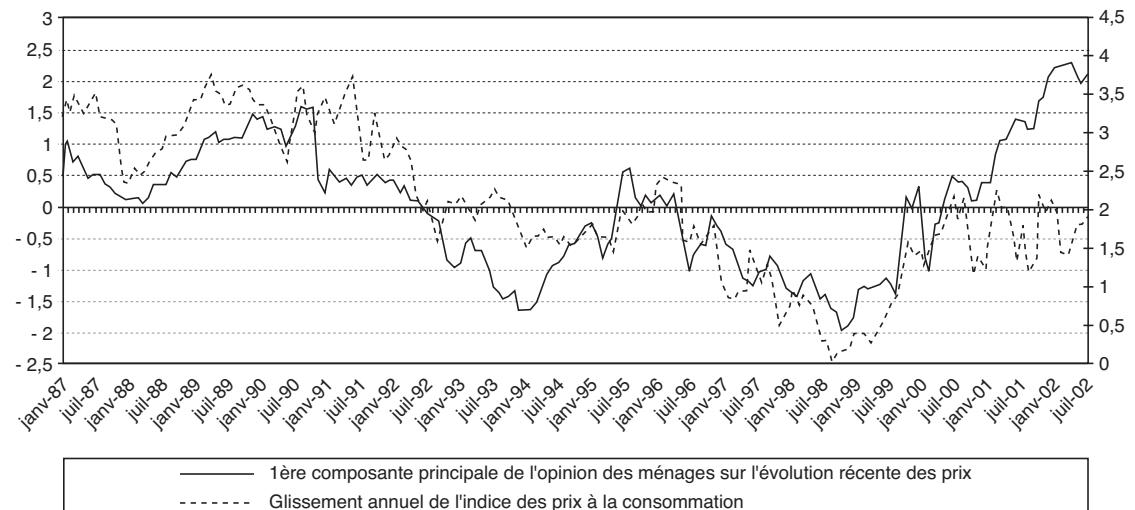
3. Une conclusion similaire est obtenue si l'on s'intéresse à la question relative aux prix prévus.

**Tableau 1**  
**Matrice des corrélations entre les évolutions des pourcentages de réponses à la question sur l'évolution passée des prix**

	% Hausse forte	% Hausse moyenne	% Hausse faible	% Stable	% Baisse
% Hausse forte	1	0,84	0,15	- 0,74	- 0,55
% Hausse moyenne	0,84	1	0,23	- 0,78	- 0,69
% Hausse faible	0,15	0,23	1	- 0,75	- 0,60
% Stable	- 0,74	- 0,78	- 0,75	1	0,77
% Baisse	- 0,55	- 0,69	- 0,60	0,77	1

Sources : enquête de conjoncture auprès des ménages, Insee et calculs de l'auteur.

**Graphique II**  
**Inflation et composante principale de l'opinion relative aux prix passés**



Sources : enquête de conjoncture auprès des ménages et indice des prix à la consommation, Insee et calculs de l'auteur.

Une question de l'enquête porte directement sur le comportement d'épargne des ménages en leur demandant s'ils jugent raisonnable d'épargner compte tenu de la situation économique. Les modalités de réponse à cette question sont au nombre de cinq :

- ... oui, certainement (+)
- ... oui, peut-être (+)
- ... non, probablement (-)
- ... non, certainement (-)
- ... ne sait pas.

Graphiquement, le solde d'opinion reflète assez bien les évolutions du taux d'épargne jusqu'au milieu des années 1990 (cf. graphique III). En particulier, la forte progression de l'épargne de 1987 à 1990, liée à l'accélération du revenu mais aussi à la libéralisation financière, se reflète dans le solde des opinions exprimées par les ménages. Le gonflement de l'épargne de précaution au début des années 1990 dans un contexte de détérioration du marché du travail et de taux d'intérêts réels élevés coïncide avec la montée ininterrompue du solde, néanmoins plus prononcée que celle du taux d'épargne. En

revanche, la nette baisse enregistrée par le solde en 1997 contrastait avec la relative stabilité du taux d'épargne.

Ce « décrochage » entre l'évolution du taux d'épargne et celle du solde conduit donc à s'interroger sur le fait de savoir s'il résume au mieux les réponses des ménages à cette question sur l'opportunité d'épargner. La matrice des corrélations fait, en particulier, apparaître une liaison plutôt négative entre les modalités de réponse « supérieures », toutes deux affectées d'un signe positif dans le calcul du solde (cf. tableau 2).

La première composante principale explique environ deux tiers de la variance des réponses et s'écrit ainsi en fonction des quatre pourcentages :

$$0,58 \cdot \% \text{ oui certainement} - 0,56 \cdot \% \text{ oui peut-être} + 0,14 \cdot \% \text{ non probablement} - 0,58 \cdot \% \text{ non certainement}.$$

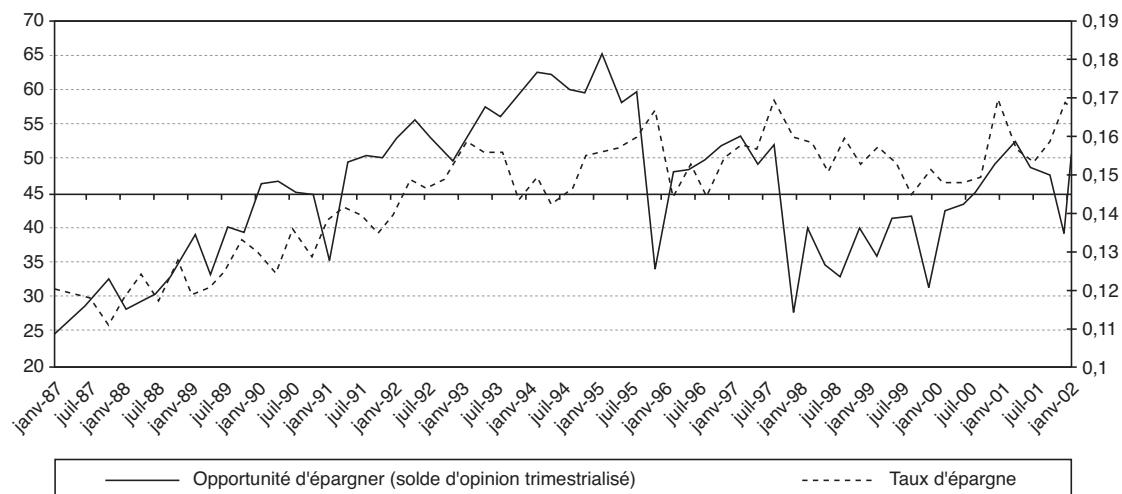
Le coefficient négatif de la modalité « oui, peut-être » semble montrer que l'incertitude sur l'opportunité d'épargner qu'indiquerait le choix

Tableau 2  
**Matrice des corrélations entre les évolutions des pourcentages de réponses à la question sur l'opportunité d'épargner**

	% Oui certainement	% Oui peut-être	% Non probablement	% Non certainement
% Oui certainement	1	- 0,78	- 0,08	- 0,97
% Oui peut-être	- 0,78	1	- 0,51	0,75
% Non probablement	- 0,08	- 0,51	1	- 0,00
% Non certainement	- 0,97	0,75	- 0,00	1

Sources : enquête de conjoncture auprès des ménages, Insee et calculs de l'auteur.

Graphique III  
**Taux d'épargne et solde d'opinion relatif à l'opportunité d'épargner**



Sources : enquête de conjoncture auprès des ménages et comptes trimestriels, Insee.

de cette modalité « intermédiaire » devrait tendre à faire baisser l'indicateur d'opinion résumant cette question, ce qui n'est pas le cas dans le calcul du solde (4). Le signe positif du coefficient affecté à la modalité « non, probablement » est plus difficile à interpréter mais celui-ci est de toute façon très faible en valeur absolue. (5)

Le « décrochage » entre l'opinion des ménages et le taux d'épargne effectif que semblait indiquer le solde d'opinion usuel n'apparaît plus lorsque cette opinion est résumée par sa première composante principale (cf. graphique IV). Celle-ci donne une bonne indication de l'évolution de moyen terme du taux d'épargne, même si ses inflexions « au trimestre le trimestre » ne s'y reflètent pas.

Si l'on souhaite conserver la notion de solde d'opinion en attribuant dans le calcul de ce solde un poids négatif à la modalité « oui, peut-être » (6), ainsi que le suggère l'ACP, on obtient un indicateur également proche du taux d'épargne (7) (cf. graphique V).

4. Par ailleurs, les corrélations entre le taux d'épargne et les pourcentages de réponses à ces différentes modalités sont de : 0,79 avec « % oui certainement », - 0,84 avec « % oui peut-être », 0,37 avec « % non probablement », -0,80 avec « % non certainement ».

5. De plus, sur une période de construction plus courte de la composante principale, ce coefficient est de signe négatif tout en restant très faible en valeur absolue.

6. ... oui, certainement (+)

... oui, peut-être (-)

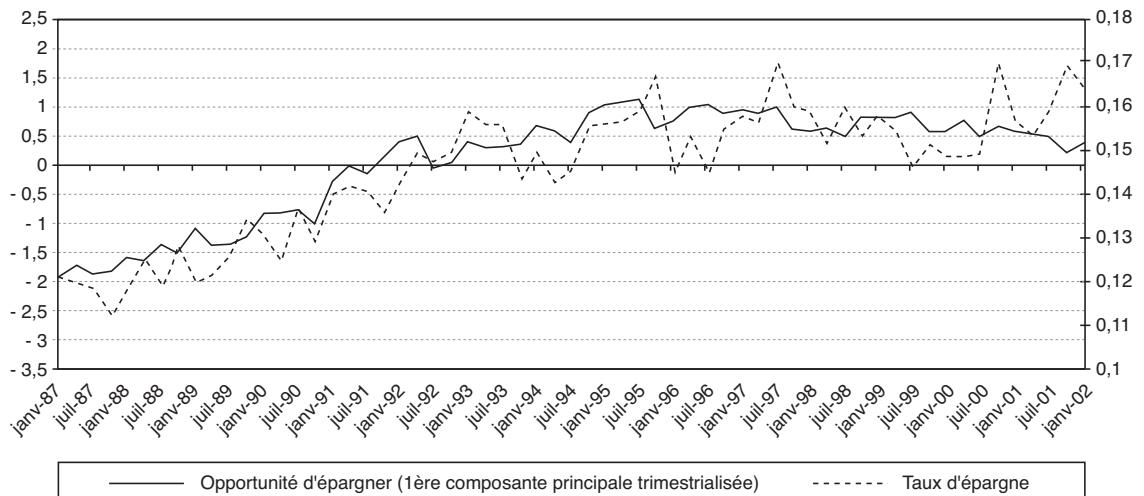
... non, probablement (-)

... non, certainement (-)

(les pourcentages n'étant pas, dans ce cas, centrés-réduits).

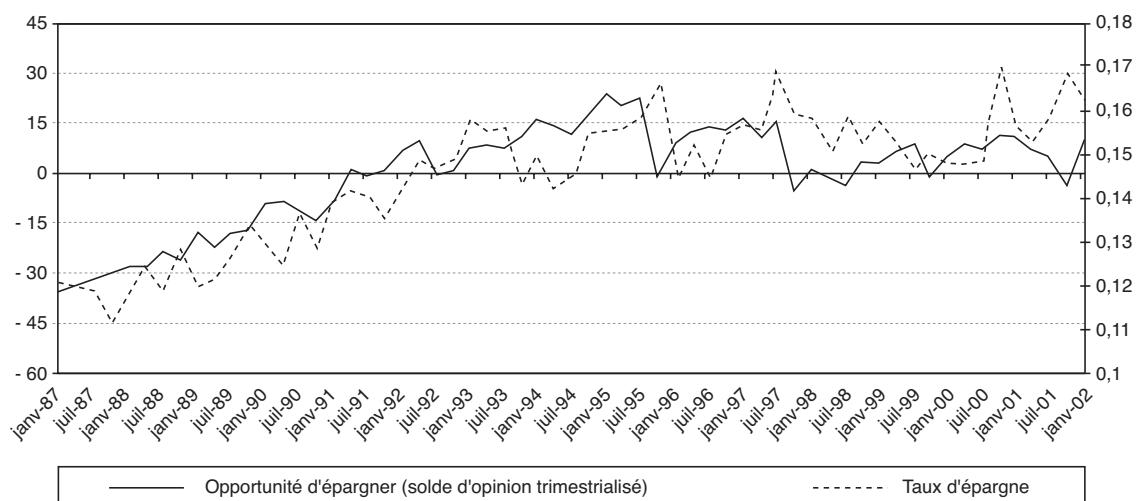
7. Un résultat identique est obtenu si l'on s'intéresse à la question relative à la capacité future à épargner.

**Graphique IV**  
**Taux d'épargne et composante principale de l'opinion sur l'opportunité d'épargner**



Sources : enquête de conjoncture auprès des ménages et comptes trimestriels, Insee et calculs de l'auteur.

**Graphique V**  
**Taux d'épargne et solde d'opinion modifié sur l'opportunité d'épargner**



Sources : enquête de conjoncture auprès des ménages et comptes trimestriels, Insee et calculs de l'auteur.

Ces deux exemples (sur l'inflation et le taux d'épargne) montrent donc que les opinions exprimées par les ménages dans leurs réponses à l'enquête de conjoncture reflètent plus fidèlement l'évolution des indicateurs macroéconomiques quantitatifs que ce que les soldes d'opinion usuels semblaient suggérer. L'utilisation régulière des indicateurs construits à partir des ACP pourrait ainsi permettre d'enrichir l'interprétation de cette enquête.

### Une lecture plus cohérente des réponses à l'enquête dans le commerce de détail

L'enquête sur la situation et les perspectives dans le commerce de détail permet de retracer l'activité récente et les perspectives à court terme des détaillants en consignant leur opinion qualitative à cet égard au mois le mois. Cette enquête porte sur les champs du commerce de détail non spécialisé et du commerce spécialisé non alimentaire. Elle permet pour chacune de ses composantes sectorielles de connaître la tendance de l'activité, mais également les explications de cette tendance (ventes, état des stocks, évolution des commandes), ce qui est fondamental si on veut essayer de la prolonger. De ce fait, l'enquête de conjoncture dans le commerce de détail est susceptible de contribuer au suivi de la consommation des ménages.

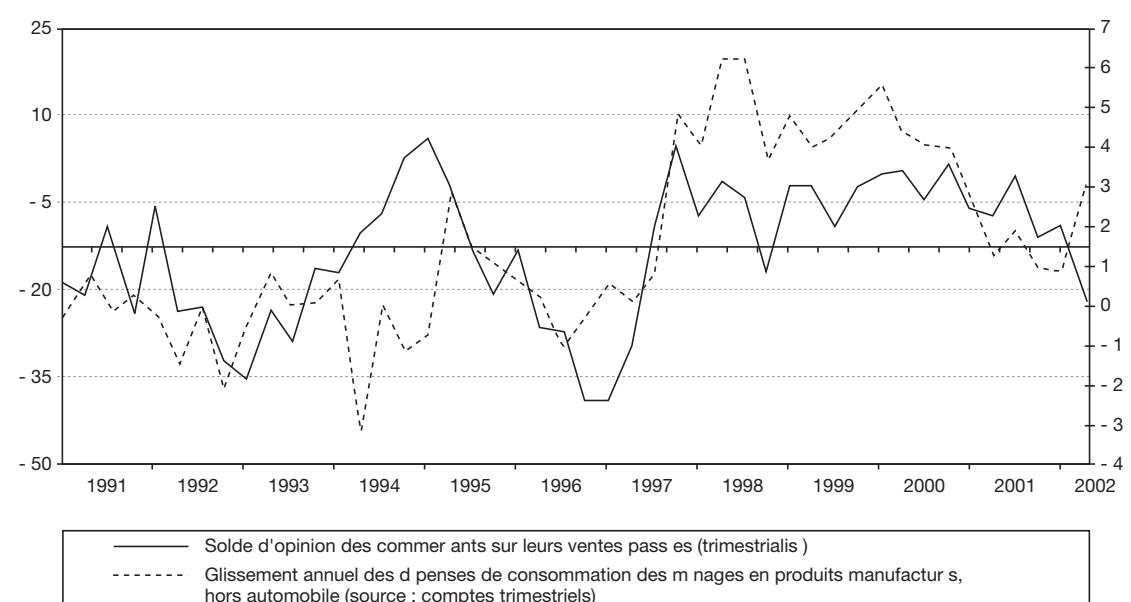
Les réponses à la question portant sur l'appréciation par les commerçants du volume de leurs ventes récentes présentent, lorsqu'elles sont résumées sous la forme d'un solde d'opinion, des variations qui diffèrent assez sensiblement de celles du glissement annuel de la consommation des ménages en produits manufacturés (hors automobile). En particulier, le très fort dynamisme de la consommation des ménages entre 1998 et 2000 ne se reflète pas dans l'évolution du solde d'opinion (cf. graphique VI).

L'évolution des trois pourcentages de réponses à cette question laisse apparaître une évolution non négligeable du pourcentage de réponse à la modalité centrale qui pourrait expliquer la mauvaise qualité du solde d'opinion pour cette question (cf. graphique VII).

L'examen des corrélations entre ces trois pourcentages fait, en outre, apparaître que le lien le plus fort oppose le pourcentage de réponses à la modalité « stable » à celui de réponses à la modalité « baisse » (cf. tableau 3).

L'analyse en composantes principales effectuée à partir de cette matrice des corrélations confirme que la combinaison linéaire des pourcentages de réponses qui capture le plus de variabilité entre les enquêtes successives accorde des poids importants à ces deux pourcentages :

Graphique VI  
Consommation des ménages en produits manufacturés et solde des opinions relatives aux ventes passées



Sources : enquête de conjoncture dans le commerce de détail et comptes trimestriels, Insee et calculs de l'auteur.

- 0,07. « % supérieures » + 0,72. « % normales » - 0,69 « % inférieures ».

Cette combinaison linéaire s'applique aux pourcentages centrés-réduits. De plus, la matrice des corrélations ne possède que deux valeurs propres non nulles puisque les trois pourcentages de réponses sont liés par une relation linéaire, leur somme valant 100. On peut donc réécrire la composante principale en fonction seulement de deux des trois pourcentages. Par exemple, elle est égale à la combinaison suivante des pourcentages de réponses « supérieures » et « inférieures » :

- 0,52. « % supérieures » - 1,40. « % inférieures ».

Ainsi résumée, l'opinion des commerçants sur l'évolution récente de leurs ventes présente des évolutions plus en phase avec le glissement annuel de la consommation (8) (cf. graphique VIII).

Ceci semble indiquer que l'enquête de conjoncture dans le commerce de détail apporte bien une information avancée sur la consommation,

ce dont ne rend pas clairement compte le solde d'opinion.

À la différence du solde d'opinion qui est une combinaison linéaire fixe des pourcentages de réponses aux modalités « hausse », « stable » et « baisse » respectivement affectés des poids 1,0 et - 1, la composante principale est issue d'une analyse statistique. Ainsi, la pondération des trois pourcentages dans la combinaison linéaire fournie par l'ACP peut varier avec le nombre d'observations utilisées pour cette analyse. Il est donc important d'en tester la robustesse vis-à-vis de ce nombre d'observations (cf. graphique IX). Or, même si cette pondération est assez variable dans le temps (9), la première

8. La corrélation entre le solde d'opinion et le glissement annuel de la consommation est de 0,5 ; elle est de 0,8 pour la composante principale.

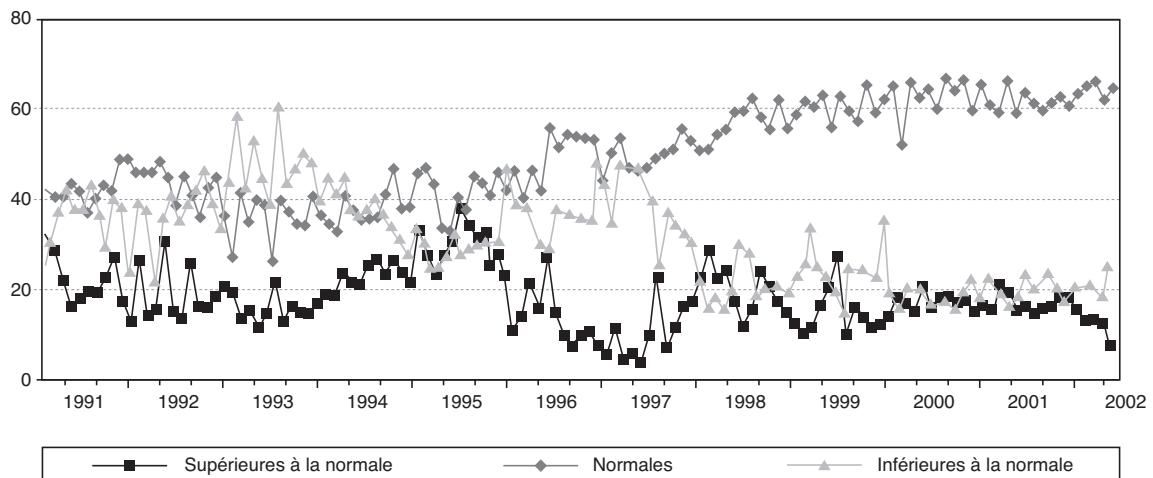
9. Les poids relatifs des pourcentages de réponses « supérieures » et « normales » varient de façon non monotone avec la période de construction de la composante principale. La pondération des différents pourcentages de réponses dans la combinaison linéaire fournie par l'ACP s'avère, en revanche, peu variable pour la plupart des autres questions des enquêtes de conjoncture.

Tableau 3  
**Matrice des corrélations entre les évolutions des pourcentages de réponses à la question sur le niveau des ventes passées**

	% Supérieures	% Normales	% Inférieures
% Supérieures	1	- 0,35	- 0,28
% Normales	- 0,35	1	- 0,80
% Inférieures	- 0,28	- 0,80	1

Sources : enquête de conjoncture dans le commerce de détail, Insee et calculs de l'auteur.

Graphique VII  
**Évolution des trois pourcentages de réponses sur la tendance passée des ventes**



Source : enquête de conjoncture dans le commerce de détail, Insee.

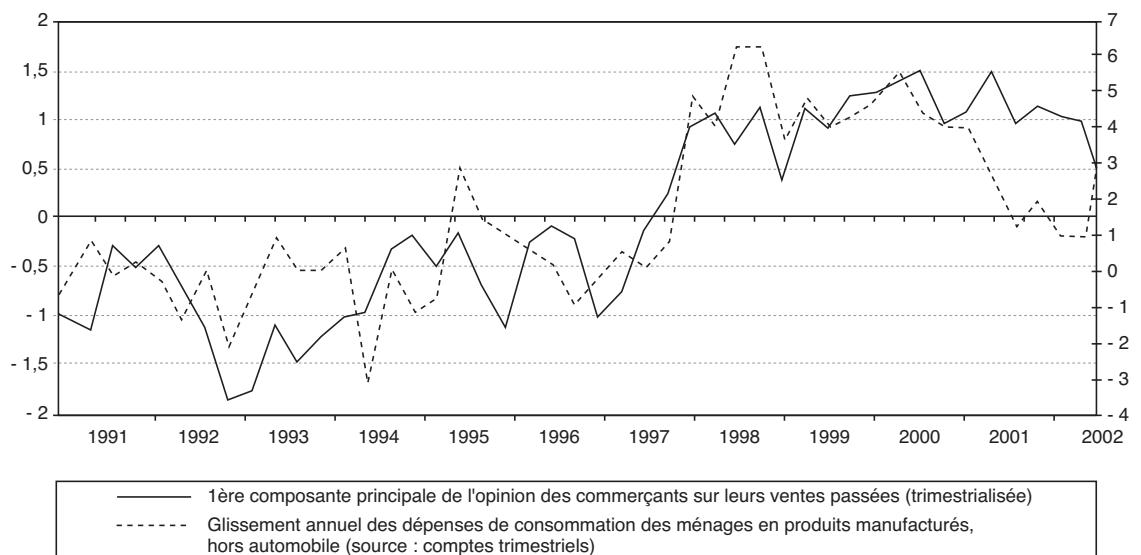
composante principale décrit en fait systématiquement des mouvements très proches de l'opposé du pourcentage de réponses à la modalité « inférieure ». Sur une période de construction plus courte, cette proximité est d'ailleurs encore plus marquée.

Ainsi, le meilleur « résumé » des réponses des commerçants à la question sur le niveau récent du volume de leurs ventes serait en pratique l'opposé du pourcentage de réponse à la modalité « inférieure ».

Le résultat se retrouve pour la majorité des questions de l'ensemble des différentes enquêtes de conjoncture. Ceci souligne la simplicité d'obtention du type d'indicateur d'opinion préconisé par cet article.

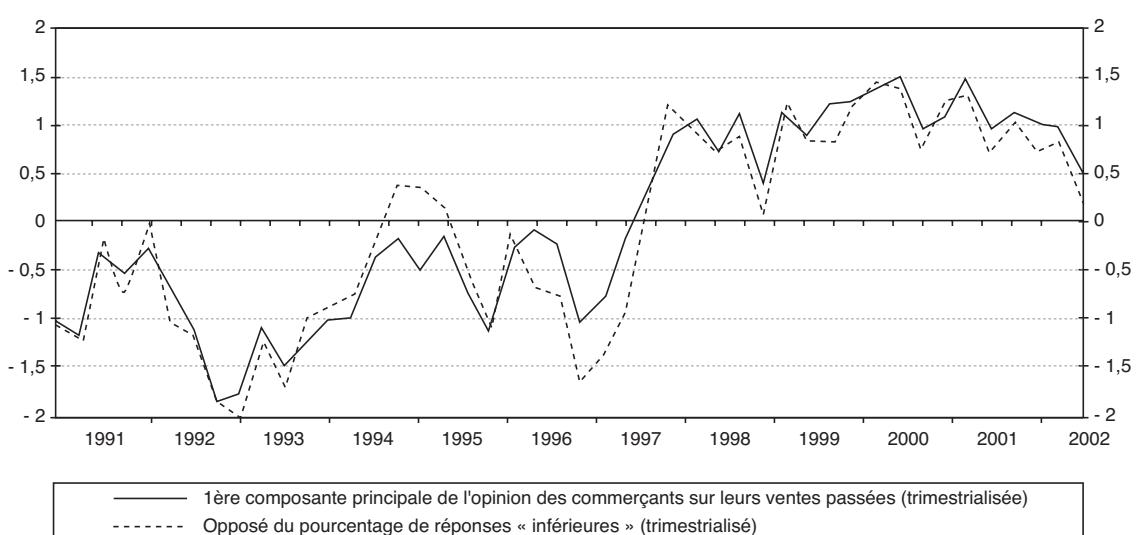
Le solde d'opinion sur les stocks présente dans l'enquête « commerce de détail » des évolutions souvent curieusement en phase avec celui sur le volume des ventes passées (cf. graphique X).

**Graphique VIII**  
**Consommation des ménages en produits manufacturés et composante principale de l'opinion relative aux ventes passées**



Sources : enquête de conjoncture dans le commerce de détail et comptes trimestriels, Insee et calculs de l'auteur.

**Graphique IX**  
**« Robustesse » de la composante principale de l'opinion relative aux ventes passées**



Sources : enquête de conjoncture dans le commerce de détail, Insee et calculs de l'auteur.

Or, logiquement, des ventes dynamiques se traduisent, en général, par des stocks légers et les deux courbes devraient donc faire état d'évolutions opposées.

L'examen des corrélations entre les trois pourcentages de réponse à la question sur le niveau des stocks permet de comprendre pourquoi le solde d'opinion est un mauvais indicateur pour cette question. La corrélation entre les deux modalités « extrêmes » est très faible et même positive (cf. tableau 4).

La première composante principale explique plus des deux tiers de la variance des réponses et s'écrit ainsi en fonction des trois pourcentages centrés-réduits :

0,49. « % supérieurs » - 0,68. « % normaux » + 0,59. « % inférieurs ».

Elle présente bien des évolutions opposées à la première composante principale sur le volume des ventes passées (10). Ce résultat permet donc de retrouver un schéma économiquement plus

cohérent que celui fourni par les soldes d'opinion (cf. graphique XI).

La « robustesse » de la composante principale est assurée par le fait qu'elle présente, même sur des périodes de construction plus courte, des évolutions identiques à l'opposé du pourcentage de réponses à la modalité « centrale ». Ainsi, plus les commerçants sont nombreux à juger leurs stocks « normaux », plus ces derniers peuvent être considérés comme légers (cf. graphique XII).

La question posée aux détaillants sur leurs intentions de commande pour les deux prochains mois est censée fournir une indication sur la tendance future de leurs ventes. Or, le solde d'opinion sur les commandes prévues présente des évolutions assez peu corrélées avec celles du solde sur le volume des ventes passées (cf. graphique XIII).

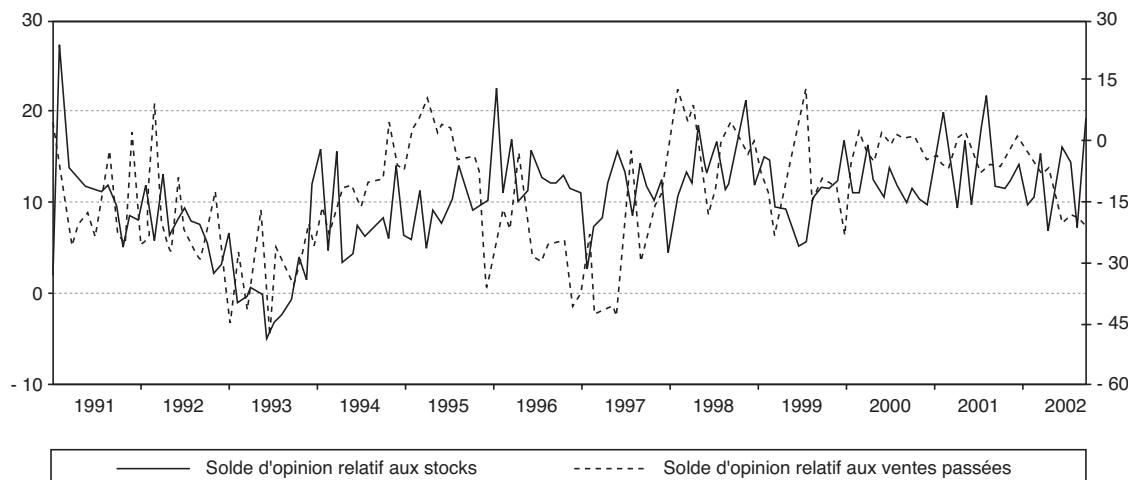
10. La corrélation entre la composante principale sur les stocks et celle sur les ventes passées est de - 0,8, la corrélation entre les soldes d'opinion relatifs à ces deux questions étant de 0,2.

**Tableau 4**  
**Matrice des corrélations entre les évolutions des pourcentages de réponses à la question sur le niveau des stocks**

	% Supérieurs	% Normaux	% Inférieurs
% Supérieurs	1	- 0,71	0,16
% Normaux	- 0,71	1	- 0,81
% Inférieurs	0,16	- 0,81	1

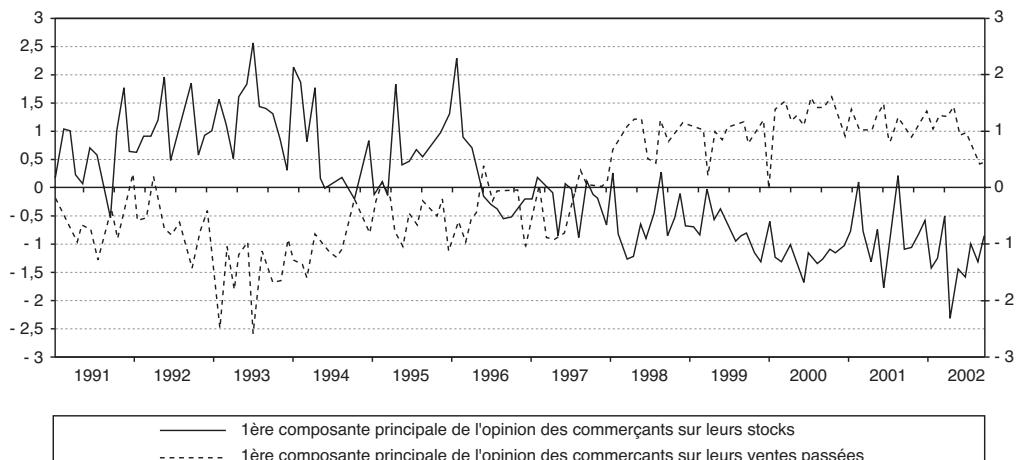
Sources : enquête de conjoncture dans le commerce de détail, Insee et calculs de l'auteur.

**Graphique X**  
**Solde d'opinion relatif aux ventes passées et solde d'opinion relatif aux stocks**



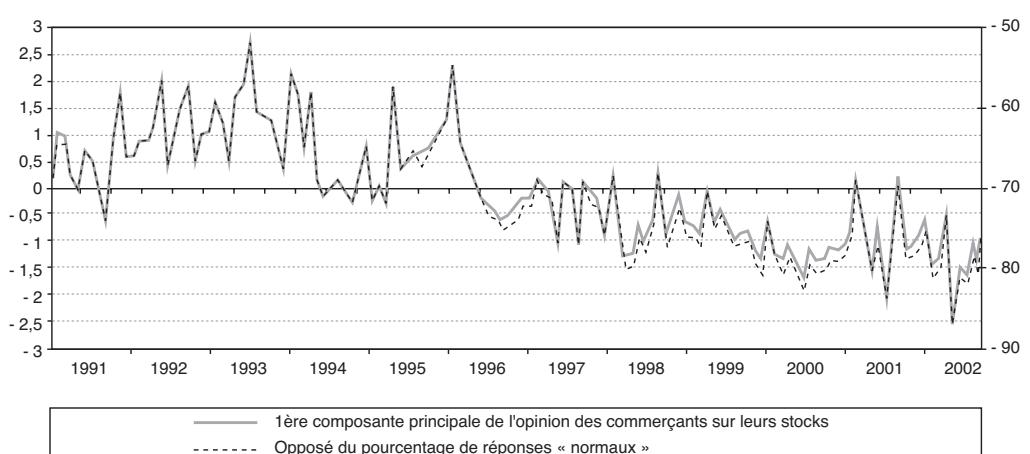
Source : enquête de conjoncture dans le commerce de détail, Insee.

**Graphique XI**  
**Composante principale de l'opinion relative aux ventes passées et composante principale de l'opinion relative aux stocks**



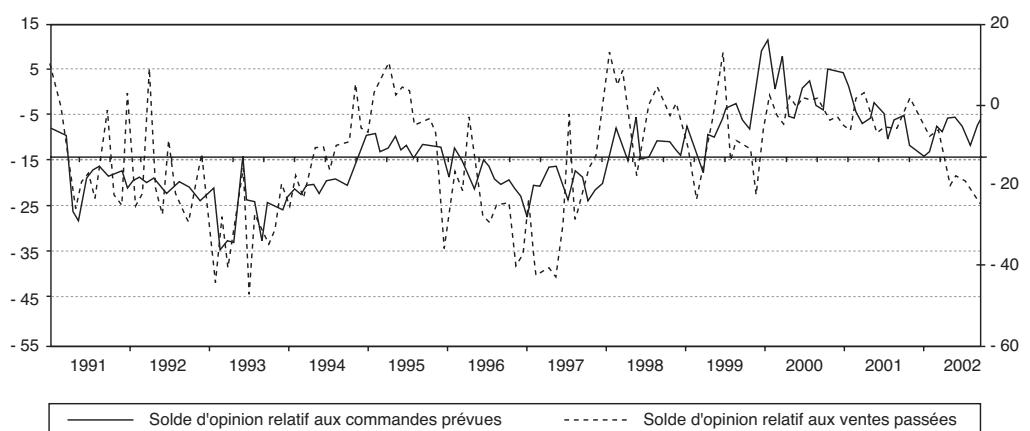
Sources : enquête de conjoncture dans le commerce de détail, Insee et calculs de l'auteur.

**Graphique XII**  
**« Robustesse » de la composante principale de l'opinion relative aux stocks**



Sources : enquête de conjoncture dans le commerce de détail, Insee et calculs de l'auteur.

**Graphique XIII**  
**Solde d'opinion relatif aux ventes passées et solde d'opinion relatif aux commandes prévues**



Source : enquête de conjoncture dans le commerce de détail, Insee.

L'examen des corrélations entre les trois pourcentages de réponse à la question sur les commandes prévues montre que la corrélation entre les deux modalités « extrêmes » est très faible (cf. tableau 5).

La première composante principale est égale à la combinaison linéaire suivante des pourcentages centrés-réduits :

- 0,21. « % supérieures » + 0,72. « % normales »
- 0,66. « % inférieures ».

Elle présente des évolutions globalement en phase avec la première composante principale sur le volume des ventes passées (cf. graphique XIV) (11).

Ces différents résultats montrent donc qu'en utilisant les indicateurs d'opinion construits par ACP, il est possible d'améliorer significativement l'interprétation des résultats de l'enquête

de conjoncture dans le commerce détail. Les contradictions apparentes entre les réponses aux différentes questions de l'enquête que fait apparaître l'utilisation des soldes d'opinion sont, en particulier, gommées lorsque les réponses des commerçants à ces questions sont résumées par ACP.

### Une prévision plus précise de l'évolution trimestrielle de la production manufacturière

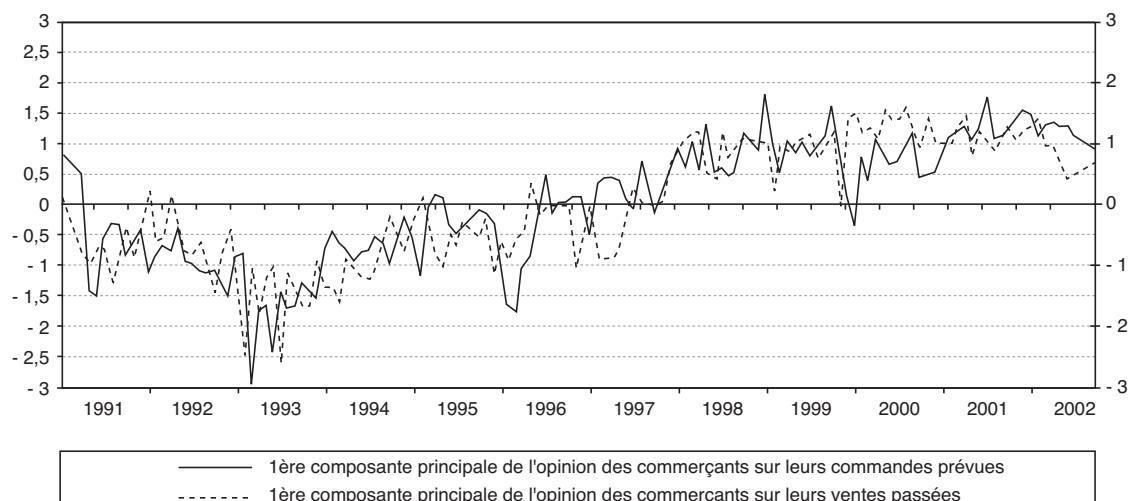
Chaque mois, l'Insee publie une enquête sur la situation conjoncturelle dans l'industrie. Les chefs d'entreprise y sont interrogés sur l'évolution de leur activité au cours des trois ou quatre

Tableau 5  
**Matrice des corrélations entre les évolutions des pourcentages de réponses à la question sur les commandes prévues**

	% Supérieures	% Normales	% Inférieures
% Supérieures	1	- 0,37	- 0,11
% Normales	- 0,37	1	- 0,88
% Inférieures	- 0,11	- 0,88	1

Sources : enquête de conjoncture dans le commerce de détail, Insee et calculs de l'auteur.

Graphique XIV  
**Composante principale de l'opinion relative aux ventes passées et composante principale de l'opinion relative aux commandes prévues**



Sources : enquête de conjoncture dans le commerce de détail, Insee et calculs de l'auteur.

11. La corrélation entre la composante principale sur les commandes prévues et celle sur les ventes passées est de 0,8, la corrélation entre les soldes d'opinion relatifs à ces deux questions étant de 0,5.

derniers mois (tendance passée de la production) et sur leurs perspectives pour les trois ou quatre prochains mois (tendance prévue). L'Insee leur demande également de juger l'état de leurs carnets de commande globaux et étrangers ainsi que de leurs stocks par rapport à un niveau qu'ils considèrent comme « normal ». Les industriels donnent de plus leur sentiment sur l'évolution générale de la conjoncture dans l'industrie (perspectives générales). En outre, des questions complémentaires sont posées aux industriels une fois par trimestre portant notamment sur l'évolution récente et future de la demande qui leur est adressée.

Le graphique représentant les réponses des industriels du secteur manufacturier à la question portant sur la tendance prévue de la demande qui leur est adressée (cf. graphique XV), montre que le pourcentage de réponses « stable » connaît, notamment sur la période récente, des variations non négligeables, mais que le solde d'opinion ne reflétera que partiellement (12). Il semble donc intéressant de voir dans quelle mesure leur prise en compte permet de mieux appréhender l'évolution de la conjoncture dans le secteur manufacturier.

Ce pourcentage est moins variable pour la question relative à la tendance passée de la demande.

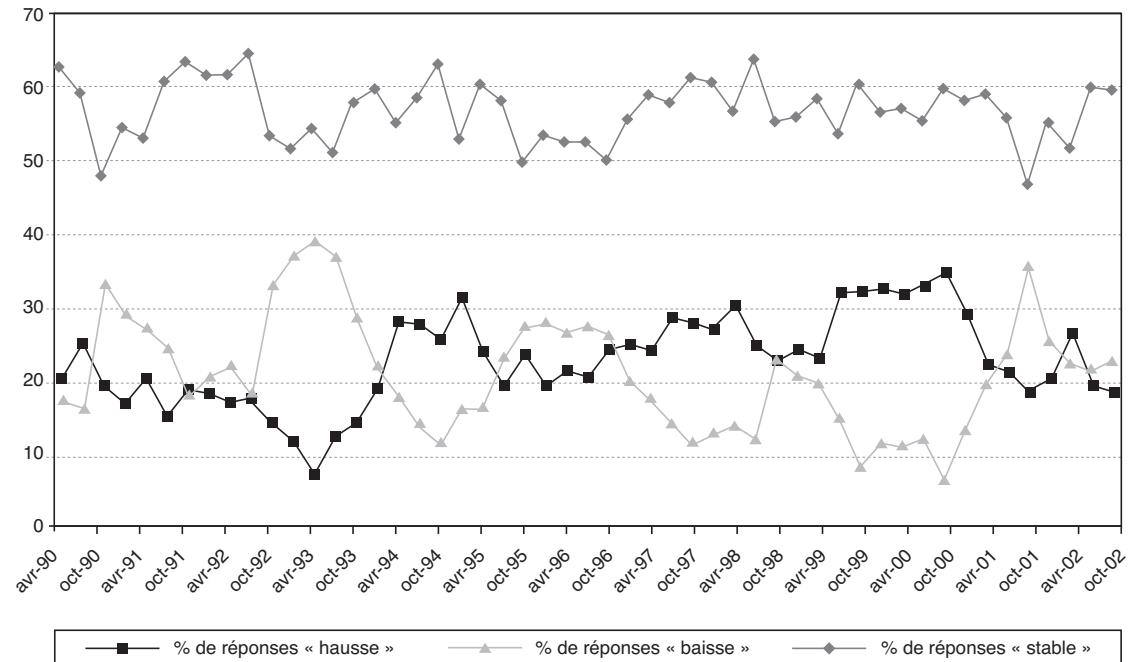
Pour ces deux questions, la première composante principale explique plus des deux tiers de la variance. Elle s'écrit comme une combinaison linéaire des trois pourcentages centrés-réduits :

- demande passée :  $0,65 \cdot \langle \% \text{ hausse} \rangle + 0,31 \cdot \langle \% \text{ stable} \rangle - 0,70 \cdot \langle \% \text{ baisse} \rangle$  ;
- demande prévue :  $0,57 \cdot \langle \% \text{ hausse} \rangle + 0,46 \cdot \langle \% \text{ stable} \rangle - 0,68 \cdot \langle \% \text{ baisse} \rangle$ .

Le poids du pourcentage de réponses « stable » est plus élevé pour la tendance prévue que pour la tendance passée de la demande. Il est sans doute plus facile pour un entrepreneur d'estimer l'évolution de la demande qui lui a été adressée au cours des trois derniers mois (il pourra se référer à son chiffre d'affaires) que de la prévoir pour les trois mois à venir (cf. graphiques XVI et XVII). L'incertitude liée à cette anticipation se traduirait ainsi par le poids plus important des réponses « stable » dans la combinaison linéaire extrayant le plus de variation.

12. Par le fait que la somme des trois pourcentages de réponses est égale à 100.

**Graphique XV**  
**Évolution des trois pourcentages de réponses sur la demande prévue dans l'industrie manufacturière**



Source : enquête de conjoncture dans l'industrie, Insee.

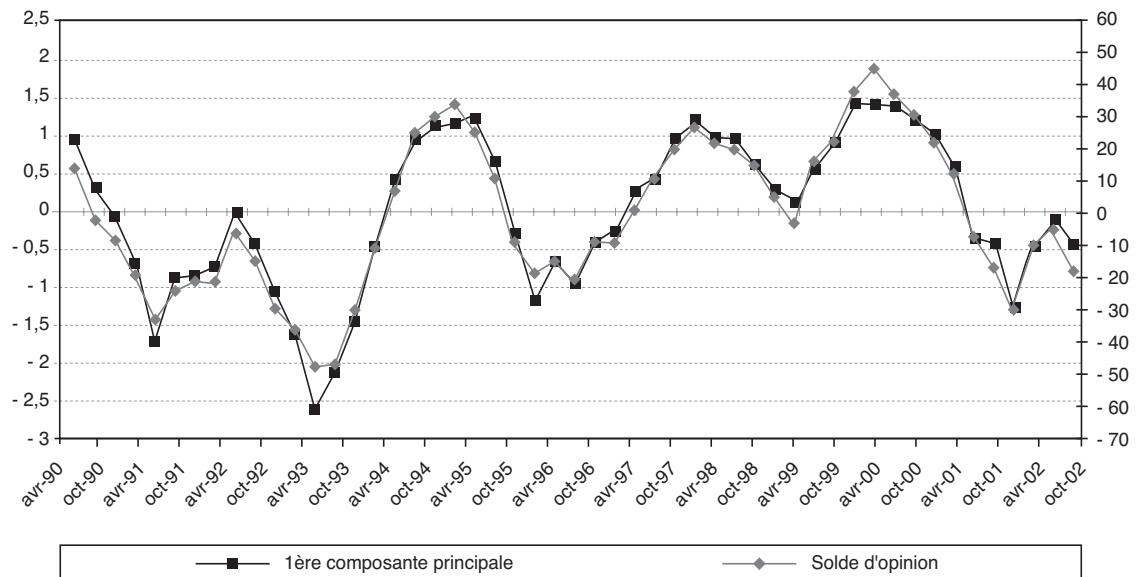
Parmi les différences observées entre l'évolution des composantes principales et des soldes d'opinion, on peut relever plus particulièrement la moindre dégradation sur le second semestre 2002 dont faisaient état les indicateurs construits par ACP. En particulier, la composante principale relative à la demande prévue restait, en octobre, à un niveau proche de celui atteint à l'enquête d'avril 2002 alors que le solde avait perdu 12 points.

L'exemple de la question sur le niveau des carnets de commande globaux permet de confirmer l'apport du « résumé » d'opinion construit par ACP par rapport au solde traditionnel. Pour cette question, la première composante principale explique près de 90 % de la variance des réponses. Elle est égale à la combinaison linéaire suivante des trois pourcentages centrés-réduits (13) :

$$0,56. \text{« \% supérieur »} + 0,56. \text{« \% normal »} - 0,61. \text{« \% inférieur »}.$$

Graphique XVI

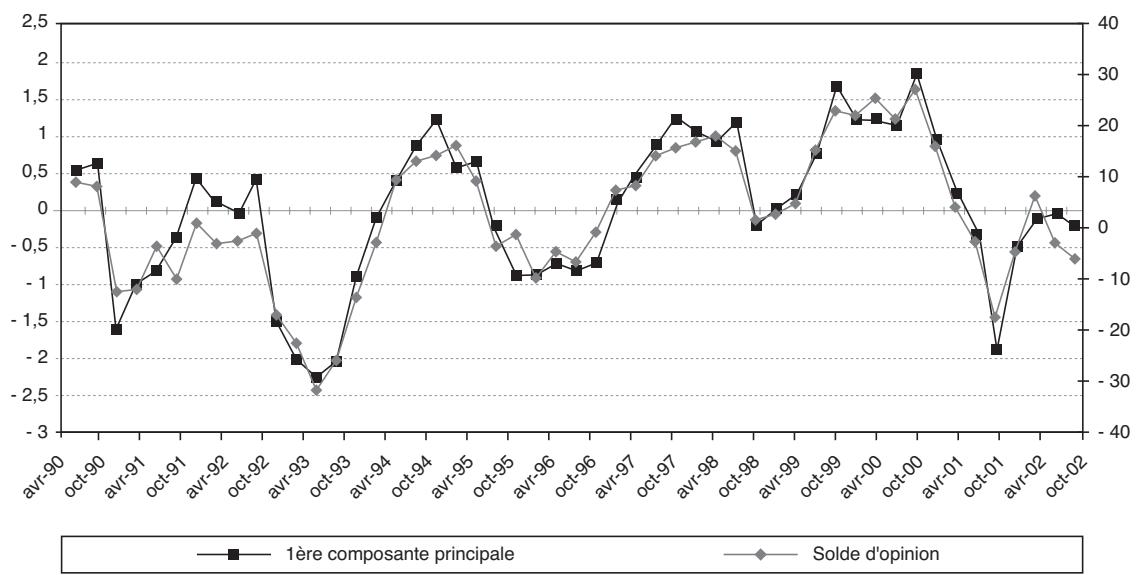
**Opinion sur la tendance passée de la demande dans l'industrie manufacturière**



Sources : enquête de conjoncture dans l'industrie, Insee et calculs de l'auteur.

Graphique XVII

**Opinion sur la tendance prévue de la demande dans l'industrie manufacturière**



Sources : enquête de conjoncture dans l'industrie, Insee et calculs de l'auteur.

Graphiquement, on remarque, en particulier, le redressement précoce dès l'enquête d'avril 1999 du nouvel indicateur d'opinion sur le niveau des carnets de commande alors que le solde ne se redresse vraiment qu'à partir de juillet (cf. graphique XVIII). De même sur la période récente, l'opinion sur les carnets de commande est à un niveau très proche de sa moyenne, le point bas étant atteint à l'enquête de novembre 2001, permettant ainsi de considérer comme crédible dès le début de l'année 2002 le rebond d'activité constaté au printemps, rebond mal anticipé dans la *Note de conjoncture* de mars 2002 (cf. *infra*).

Reynaud et Scherrer (1996) ont montré que la modélisation vectorielle auto-régressive (VAR) apparaissait comme une formalisation adéquate pour la prévision du taux de croissance de la production manufacturière à partir de données d'enquête de conjoncture : les contraintes *a priori* du modèle sont en effet réduites, en particulier les variables sont considérées de manière identique et le problème éventuel de simultanéité entre variables est traité.

Les variables d'enquête choisies pour prévoir le taux de croissance trimestriel de la production manufacturière sont celles relatives aux évolutions récentes et anticipées de la demande. Ce sont, en effet, celles qui fournissent le meilleur

ajustement entre taux de croissance observé et taux de croissance prévu par les données d'enquête (14).

Ces trois variables seront par la suite désignées par les abréviations suivantes :

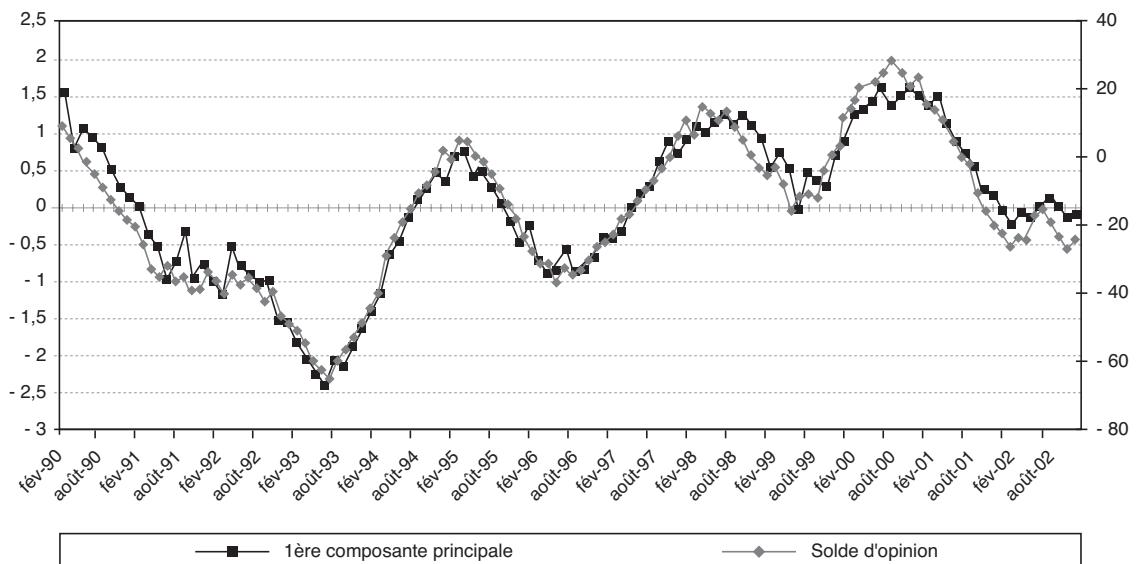
- *TCT* : taux de croissance trimestriel de la production manufacturière en volume (aux prix de 1995 - CVS-CJO (15)) ;
- *TDPACP* : 1<sup>ère</sup> composante principale de l'opinion sur la tendance passée de la demande (calculée à partir des pourcentages de réponses CVS) ;
- *TDPRCP* : 1<sup>ère</sup> composante principale de l'opinion sur la tendance prévue de la demande (calculée à partir des pourcentages de réponses CVS).

13. Pour les trois questions de l'enquête « industrie » commentées dans cet article, la corrélation entre les composantes principales et le pourcentage de réponses « baisse » est pratiquement égale à - 1. De ce fait, les composantes principales ont des évolutions très proches de celles de soldes d'opinion qui seraient calculés comme « % hausse + % stable - % baisse » (non centrés-réduits).

14. Reynaud et Scherrer (1996) concluaient au rôle privilégié des questions relatives à la production mais en se limitant aux questions posées mensuellement aux entreprises, ce qui exclut donc les questions relatives à la demande.

15. CVS : corrigé des variations saisonnières ; CJO : corrigé des jours ouvrables.

Graphique XVIII  
Opinion sur le niveau des carnets de commande dans l'industrie manufacturière



Sources : enquête de conjoncture dans l'industrie, Insee et calculs de l'auteur.

Selon les tests de Dickey-Fuller augmentés, les données d'enquête utilisées sont stationnaires, ce résultat étant cohérent avec leur nature strictement cyclique. En revanche, la série de production manufacturière des comptes trimestriels est intégrée d'ordre un. Dans le modèle, les composantes principales apparaissent donc en niveau et la production en taux de croissance trimestriel.

Un préalable à l'estimation d'un modèle VAR consiste à déterminer le nombre de retards qu'il convient de retenir (cf. encadré 1). Le but est de sélectionner le nombre de retards optimal tel que le nombre de coefficients à estimer ne soit pas trop élevé, tout en s'assurant que les résidus du modèle forment bien un bruit blanc vectoriel. Les différents critères de sélection utilisés indiquent que l'on peut retenir trois retards dans le modèle.

La modélisation vectorielle auto-régressive permet de mettre en évidence la structure causale reliant les variables du modèle. On peut, en particulier, ainsi tester la validité du choix des questions de l'enquête retenues pour anticiper les tendances de court terme de la production manufacturière. Cette structure causale est déterminée à l'aide de tests de causalité non ins-

tantanée (cf. tableau 6) et instantanée (cf. tableau 7) au sens de Granger (1969) (cf. encadré 2).

Les tests sur le taux de croissance de la production manufacturière (TCT) montrent que les composantes principales sur les tendances passées et prévues de la demande apportent chacune plus d'informations que le passé du taux de croissance pour la prévision de celui-ci.

Les tests de causalité instantanée révèlent, en particulier, que l'opinion sur la demande passée cause instantanément l'évolution trimestrielle de la production (et réciproquement). Lorsque les chefs d'entreprise répondent à la question concernant leur appréciation de l'évolution récente de la demande pour un trimestre donné, le taux de croissance relatif à ce trimestre n'est pas encore connu. Le résultat du test souligne donc que l'opinion des industriels sur la demande passée apporte une information réellement nouvelle sur l'évolution de la production manufacturière.

Le résultat des tests de causalité confirme la pertinence du choix des variables relatives à l'opinion des industriels sur la demande qui leur est adressée pour prévoir l'évolution tri-

Tableau 6  
Résultats des tests de causalité non instantanée

	TCT <sub>t-i</sub>	TDPACP <sub>t-i</sub>	TDPRCP <sub>t-i</sub>
TCT <sub>t</sub>	1,004 (0,402)	2,247 (0,100)	14,038 (0,000)
TDPACP <sub>t</sub>	1,096 (0,364)	6,762 (0,001)	10,128 (0,000)
TDPRCP <sub>t</sub>	2,418 (0,083)	2,598 (0,068)	4,030 (0,015)

*Lecture : TCT est le taux de croissance trimestriel de la production manufacturière en volume, TDPACP représente l'opinion sur la tendance passée de la demande et TDPRCP l'opinion sur la tendance prévue. La première ligne est la statistique de Fisher. La seconde ligne (en italique et entre parenthèses) correspond au seuil de significativité.*

*Sources : enquête de conjoncture dans l'industrie, comptes trimestriels, Insee et calculs de l'auteur.*

Tableau 7  
Résultats des tests de causalité instantanée

	TCT <sub>t</sub>	TDPACP <sub>t</sub>	TDPRCP <sub>t</sub>
TCT <sub>t</sub>	/		
TDPACP <sub>t</sub>	2,467 (0,019)	/	
TDPRCP <sub>t</sub>	1,487 (0,146)	3,889 (0,000)	/

*Lecture : pour la signification des variables, voir la lecture du tableau 6. La première ligne est la statistique de Student. La seconde ligne (en italique et entre parenthèses) correspond au seuil de significativité.*

*Sources : enquête de conjoncture dans l'industrie, comptes trimestriels, Insee et calculs de l'auteur.*

mestrielle de la production manufacturière. La précision de la prévision du taux de croissance fournie par le modèle avec composantes principales (16) peut être appréciée par l'écart-type des résidus qui est de 0,7 %, l'écart-type du glissement trimestriel étant de 1,3 %. Cette précision est un peu meilleure que celle du modèle avec soldes d'opinion qui n'est que de 0,8% (17).

Graphiquement, on observe que fin 2002, la prévision à partir des composantes principales fait état d'une croissance de l'activité manufacturière un peu moins dégradée que ne le suggère la prévision faite à partir des soldes d'opinion (cf. graphique XIX). Le modèle avec composantes principales indique également de façon

plus franche les retournements à la hausse de la mi-1993 et de début 1999.

Les ajustements fournis par les deux modèles semblent donc assez satisfaisants, avec un léger avantage pour le modèle avec composantes principales. Toutefois, pour juger vraiment de la qualité de ces modèles en prévision, un exercice

16. *Les composantes principales présentent des évolutions pratiquement identiques à l'opposé du pourcentage de réponses « baisse ». De plus, si l'on cherche à modéliser le taux de croissance de la production manufacturière directement à partir des différents pourcentages de réponses, le meilleur ajustement est fourni par un modèle utilisant uniquement les pourcentages de réponse « baisse », la qualité de cet ajustement étant la même que celle fournie par le modèle avec composantes principales.*  
 17. *L'écart-type des résidus est de 0,9 % lorsqu'on utilise les soldes trimestrials relatifs aux tendances passées et prévues de la production.*

#### Encadré 1

### DÉTERMINATION DE L'ORDRE D'UN MODÈLE VECTORIEL AUTO-RÉGRESSIF (VAR)

#### Test de nullité des coefficients à partir d'un certain ordre

Pour effectuer ce test, on part d'un nombre  $p$  de retards élevés, et on teste la possibilité de réduire, ou non, ce nombre de retards à l'aide d'une procédure de tests emboîtés, basée sur des tests du rapport de vraisemblance.

Soit :  $H = H_0^0$  (VAR à  $p$  retards) : modèle non contraint

$H_0^1$  (VAR à  $p-1$  retards) :  $\phi_p = 0$

$H_0^2$  (VAR à  $p-2$  retards) :  $\phi_p = \phi_{p-1} = 0$

...

$H_0^k$  (VAR à  $p-k$  retards) :  $\phi_p = \phi_{p-1} = \phi_{p-2} = \dots = \phi_{p-k+1} = 0$

Le seuil de chacun des tests est choisi pour que le seuil global soit de l'ordre de 5 %, avec  $\alpha$  ce seuil global

qui peut être approximé par :  $\alpha \approx \sum_{i=1}^k \alpha_i$ , où  $\alpha$  est le seuil du  $i$ ème des  $k$  tests effectués.

#### Critères d'information

Ces critères sont des estimateurs fonction du nombre de retards  $p$  et comprennent deux termes : le premier terme utilise le déterminant de la variance estimée des résidus du modèle qui décroît avec  $p$ , le second est un terme pénalisant la croissance de  $p$ . Il s'agit alors de choisir le nombre de retards qui minimise le critère retenu :

- FPE (Akaike) :  $FPE(p) = \left( \frac{T+np}{T-np} \right)^n \det \hat{\Sigma}_u(p)$ , où  $T$

représente le nombre d'observations,  $n$  le nombre de variables du modèle et  $\hat{\Sigma}_u$  la matrice de variance estimée des résidus du modèle ;

- HQ (Hannan & Quinn) :

$$HQ(p) = \log \det \hat{\Sigma}_u(p) + \frac{2 \log \log T}{T} pn^2 ;$$

- BIC (Schwarz) :

$$BIC(p) = \log \det \hat{\Sigma}_u(p) + \frac{\log T}{T} pn^2$$

#### Test du portemanteau

La série  $(u_t)$  constitue un bruit blanc multivarié  $BB(0, \Sigma_u)$  si et seulement si  $(u_t)$  est stationnaire de moyenne nulle et de matrices de covariances  $\Gamma_u(h)$  vérifiant :

$$\Gamma_u(h) = \begin{cases} \Sigma_u & \text{si } h=0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

Tester si les résidus du modèle VAR( $p$ ) forment un bruit-blanc se fait donc à partir de la statistique de test suivante :

$T \sum_{h=1}^p \text{Tr} \left[ \hat{\Gamma}_u(h)' \hat{\Gamma}_u(0)^{-1} \hat{\Gamma}_u(h) \hat{\Gamma}_u(0)^{-1} \right]$  qui, sous

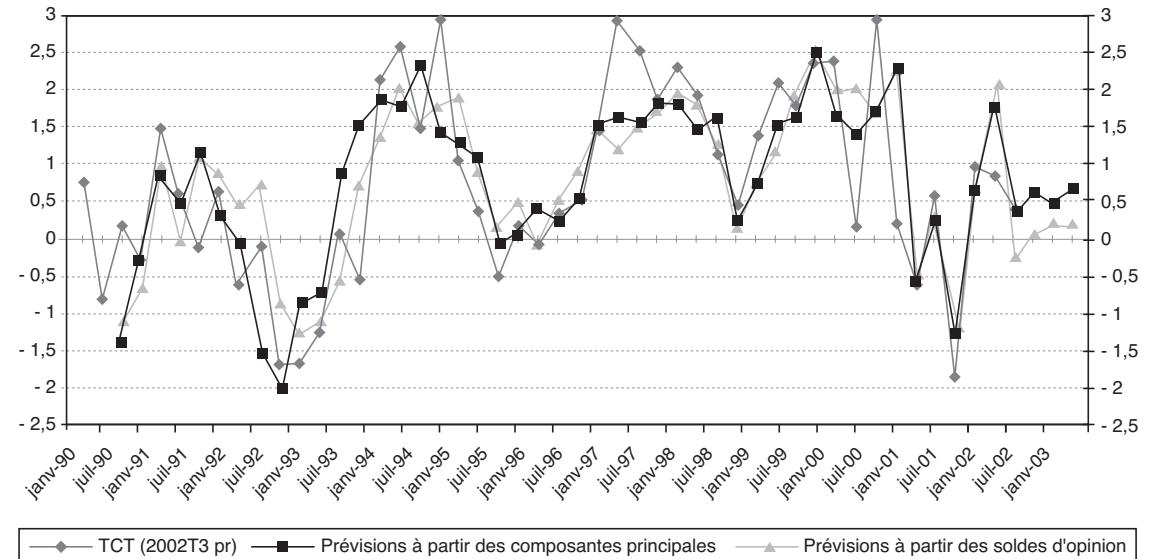
l'hypothèse nulle  $\Gamma_u(1) = \Gamma_u(2) = \dots = \Gamma_u(h) = 0$ ,

suit un  $\chi^2(n^2(h-p))$ .

rétrospectif a été mené. En utilisant les données des *comptes trimestriels* telles qu'elles étaient disponibles dans le passé, les modèles ont été systématiquement réestimés (18) pour en

déduire les prévisions telles qu'elles auraient pu être faites à l'époque. Même si les prévisions qu'ils fournissent sont fréquemment concordantes, un léger avantage se dégage en faveur du

Graphique XIX  
**Comparaisons des prévisions du taux de croissance trimestriel de la production manufacturière**



Sources : enquête de conjoncture dans l'industrie et comptes trimestriels, Insee et calculs de l'auteur.

## Encadré 2

### CAUSALITÉ AU SENS DE GRANGER

#### Causalité non instantanée

On dit que le groupe de variables ( $X_1 \dots X_p$ ) cause la variable  $Y$  au sens de Granger lorsque le passé de ce groupe de variables améliore, au sens de l'espérance conditionnelle, la prévision à la date  $t$  de la variable  $Y$ , par rapport au contexte constitué par le seul passé  $Y$ .

Le test de causalité au sens de Granger se mène de façon simple dans le cadre d'un VAR (modèle vectoriel auto-régressif). Ainsi, tester la causalité d'une variable  $X$  sur la variable  $Y$  dans le contexte constitué par le passé de la variable  $W$ , revient à tester la nullité des coefficients des variables  $X_{t-i}$  dans l'équation suivante (la nullité des coefficients  $\Phi_{xi}$  correspond à la non-causalité de la variable  $X$  sur la variable  $Y$ ) :

$$Y_t = \sum_{i=1}^p \Phi_{yi} Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \Phi_{wi} W_{t-i} + \sum_{i=1}^p \Phi_{xi} X_{t-i} + \mu_{yt} + \varepsilon_{yt}$$

Le test mis en œuvre est un test de Fisher de nullité de coefficients, ce qui est équivalent à un test de rapport de vraisemblance.

#### Causalité instantanée

On dit qu'il y a causalité instantanée au sens de Granger entre deux variables lorsque la valeur à la date  $t$  d'une des deux variables améliore, au sens de l'espérance conditionnelle, la prévision à la date  $t$  de l'autre variable, par rapport au contexte constitué par le passé de toutes les variables du modèle. Cette relation de causalité instantanée est symétrique.

Comme pour la causalité non instantanée, il importe donc de préciser le contexte dans lequel les liens de causalité sont mis en évidence. La non-causalité instantanée est testée par un test de nullité de coefficients, dans le contexte constitué par le passé des trois variables du modèle.

Le test de causalité instantanée se mène de façon simple dans le cadre d'un VAR. Ainsi, tester la causalité d'une variable  $X$  sur la variable  $Y$  dans le contexte constitué par le passé de la variable  $W$ , revient à tester la nullité du coefficient de  $X_t$  dans l'équation suivante (la nullité du coefficient  $\Phi_{x0}$  correspond à la non-causalité instantanée de la variable  $X$  sur la variable  $Y$ ) :

$$Y_t = \sum_{i=1}^p \Phi_{yi} Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \Phi_{wi} W_{t-i} + \Phi_{x0} X_t + \sum_{i=1}^p \Phi_{xi} X_{t-i} + \mu_{yt} + \varepsilon_{yt}$$

modèle avec composantes principales : les erreurs des prévisions fournies par ce modèle ont un écart-type d'environ 0,6 point à horizon de six mois, alors que celles du modèle avec soldes d'opinion ont un écart-type sensiblement

plus élevé, d'environ 0,9 point (cf. tableau 8) (19).

De plus, il apparaît que les dates pour lesquelles les prévisions des deux modèles diffèrent cor-

Tableau 8  
**Performances comparées des outils de prévision**

	Erreur de prévision à 3 mois			Erreur de prévision à 6 mois		
	Composantes principales	Soldes d'opinion	Note de Conjoncture	Composantes principales	Soldes d'opinion	Note de Conjoncture
RMSE	0,56	0,69	0,79	0,64	0,89	0,83
MAE	0,47	0,57	0,74	0,55	0,73	0,71
MAPE	0,66	0,91	0,87	0,80	0,99	1,36
Ratio de Theil	0,33	0,40	0,45	0,45	0,56	0,59

Lecture : RMSE désigne l'écart-type de l'erreur quadratique moyenne, MAE désigne l'erreur absolue moyenne et MAPE le pourcentage d'erreur absolue moyenne. Ces indicateurs, tout comme le ratio de Theil, permettent d'évaluer et de comparer les performances en prévision de différents outils. Les performances d'un outil de prévision seront ainsi jugées d'autant meilleures que ces indicateurs sont proches de 0.

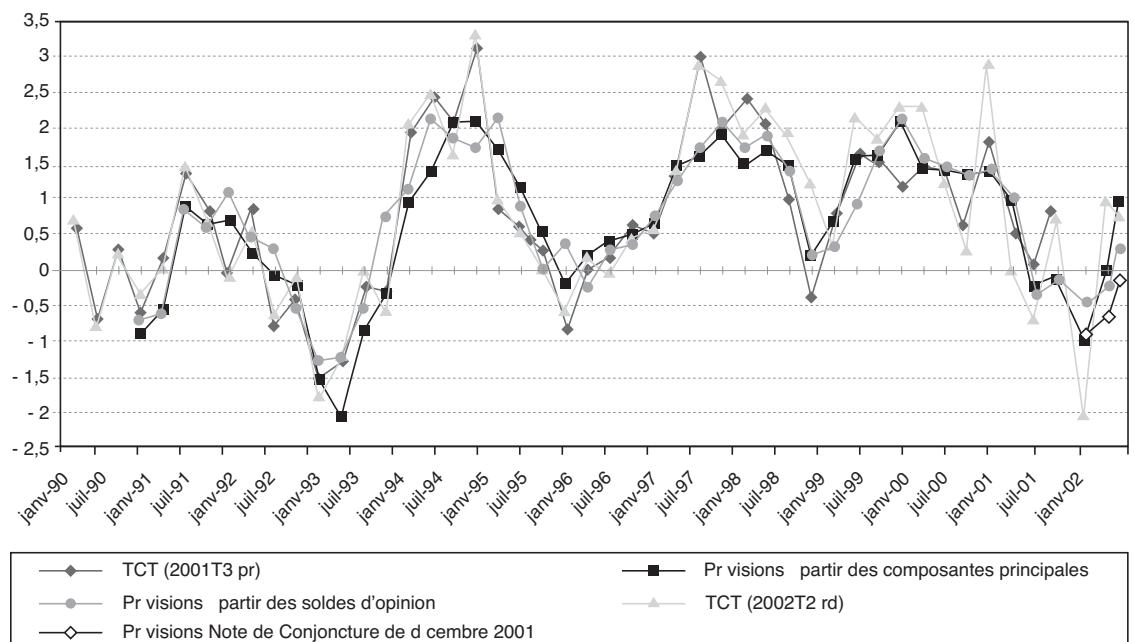
Sources : enquête de conjoncture dans l'industrie, comptes trimestriels et Notes de conjoncture, Insee et calculs de l'auteur.

Tableau 9  
**Prévisions du taux de croissance trimestriel de la production manufacturière avec les informations disponibles en mars 2002**

Trimestre	Prévisions du modèle avec composantes principales	Prévisions du modèle avec soldes d'opinion	Prévisions de la Note de conjoncture de mars 2002	Premiers résultats des comptes trimestriels
2002:1	0,5	0,2	0,0	1,0
2002:2	1,2	0,6	0,3	0,8

Sources : enquête de conjoncture dans l'industrie, comptes trimestriels et Notes de conjoncture, Insee et calculs de l'auteur.

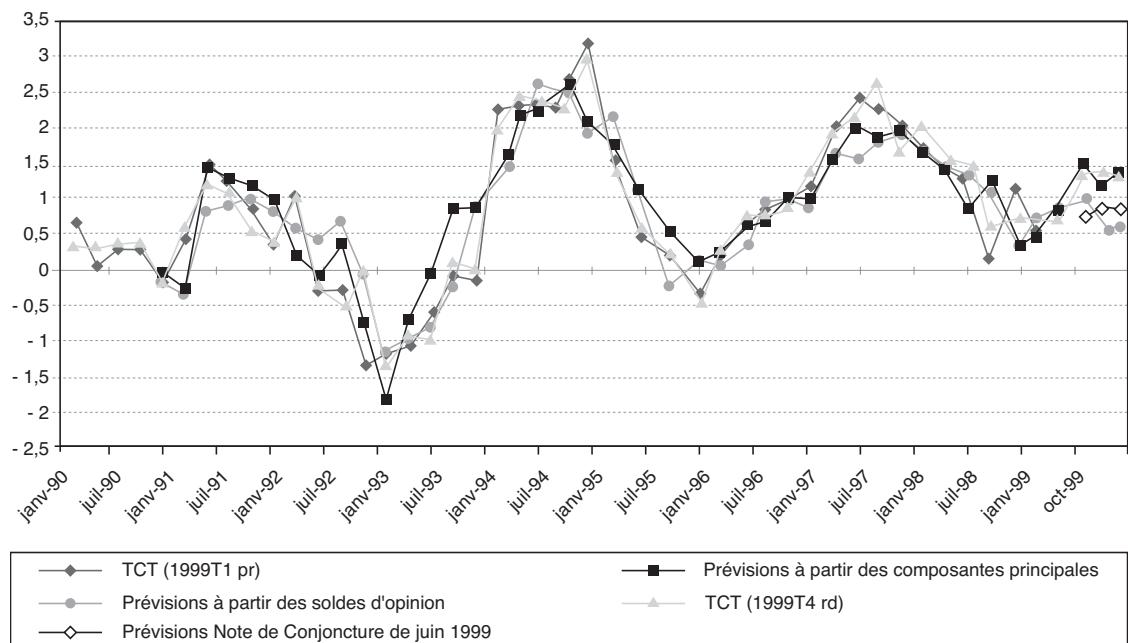
Graphique XX  
**Prévisions du taux de croissance trimestriel de la production manufacturière avec les informations disponibles en décembre 2001**



Sources : enquête de conjoncture dans l'industrie, comptes trimestriels et Notes de conjoncture, Insee et calculs de l'auteur.

Graphique XXI

**Prévisions du taux de croissance trimestriel de la production manufacturière avec les informations disponibles en juin 1999**



Sources : enquête de conjoncture dans l'industrie, comptes trimestriels et Notes de conjoncture, Insee et calculs de l'auteur.

respondent, en général, à des périodes d'inflexions de la situation conjoncturelle. À titre d'illustration, on peut remarquer qu'en utilisant les informations disponibles au moment de la rédaction de la *Note de conjoncture* de mars 2002, les prévisions faites à partir des composantes principales auraient permis de mieux apprécier le relatif dynamisme de la production manufacturière au premier semestre

18. De même, les composantes principales ont été systématiquement reconstruites sur la période correspondante à l'estimation du modèle VAR.

19. Ces écarts-type sont calculés sur les différents exercices de prévision conjoncturelle depuis juin 1999 (date du 1<sup>er</sup> exercice consécutif au changement de nomenclature des enquêtes et de base des comptes nationaux). Un test sur les rangs de ces erreurs indique qu'elles peuvent être considérées comme statistiquement différentes au seuil de 15 %. Sur cette période, l'écart-type des prévisions à 6 mois de la Note de conjoncture est de 0,8 point.

2002 consécutif à la forte baisse enregistrée en fin d'année 2001 (cf. tableau 9).

De même, le modèle de prévision construit à partir des indicateurs obtenus par ACP indiquait dès décembre 2001 un profil qualitativement plus marqué de l'évolution de la production manufacturière et plus proche de celui finalement constaté que ce qu'indiquait le modèle avec soldes d'opinion (cf. graphique XX).

Enfin, lors du retournement à la hausse de début 1999 avec la sortie de la période désormais qualifiée de « trou d'air » conjoncturel, le modèle avec composantes principales aurait renforcé l'assise du diagnostic alors émis quant à la vigueur de l'activité manufacturière sur le second semestre de 1999 (cf. graphique XXI). □

*L'auteur remercie Brigitte Gelein pour lui avoir inspiré l'idée de cette étude ainsi que les relecteurs de la revue et les participants au séminaire du D3E de l'Insee dont les remarques ont contribué à améliorer la version préliminaire de l'article. Les éventuelles imperfections de ce texte demeurent de la seule responsabilité de l'auteur.*

---

## BIBLIOGRAPHIE

**Fansten M. (1976)**, « Introduction à une théorie mathématique de l'opinion », *Annales de l'Insee*, n° 21, pp. 3-55.

**Fayolle J. (1987)**, *Pratique contemporaine de l'analyse conjoncturelle*, Economica.

**Granger C.W.J. (1969)**, « Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods », *Econometrica*, n° 37, pp. 424-438.

**Reynaud M. et Scherrer S. (1996)**, « Une modélisation VAR de l'enquête mensuelle de conjoncture de l'Insee dans l'industrie », Document de travail de la Direction de la prévision, n° 96-12.

**Theil H. (1952)**, « On the Time Shape of Economic Microvariables and the Munich Business Test », *Revue de l'Institut International de Statistique*, n° 20, pp. 105-120.

Le lecteur pourra aussi consulter :

**Bouroche J.-M. et Saporta G (1980)**, *L'analyse des données*, Que sais-je ?, n° 1854, PUF.

**Braun-Lemaire I. et Gautier A. (2001)**, « Opinion des ménages et analyse conjoncturelle », Dossier, *Note de conjoncture de l'Insee de mars 2001*, pp. 30-39.

**Deniau C., Fiori G. et Mathis A. (1992)**, « Sélection du nombre de retards dans un modèle VAR, conséquences éventuelles du choix des critères », *Économie et Prévision*, n° 106, pp. 61-69.

**Gauvin-Grimaud F. (2002)**, « L'enquête de conjoncture sur la situation et les perspectives dans le commerce de détail : méthodologie » *Insee-Méthodes*, à paraître.

---

# SIRENE :

*Un service  
de l'INSEE*

**plus de 6 millions  
d'adresses  
d'entreprises et  
d'établissements**



**Le fichier d'entreprises  
le plus complet**

- industriels, commerçants, artisans, professions libérales, agriculteurs, collectivités territoriales, banques, assurances, associations...

**Le fichier le mieux actualisé**

- 10 000 modifications quotidiennes.

**60 critères de sélection**

- 50 critères économiques : CA, activité, taille...
- 10 critères géographiques.

INSEE INFO SERVICE - Service SIRENE

Tour Gamma A - 195, rue de Bercy - 75012 PARIS

Christine RAUL

Tél. 01 53 17 88 90 - Fax 01 53 17 88 49

E-mail : christine.raul@insee.fr

**www.insee.fr**



**INSEE**