

LES SOLDES D'OPINION RÉSUMENT-ILS AU MIEUX LES RÉPONSES AUX ENQUÊTES DE CONJONCTURE ?

François HILD ()*

Insee, Département des Etudes Economiques d'Ensemble

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 [11], cet indicateur a fait l'objet de plusieurs justifications théoriques à partir d'hypothèses sur le comportement de réponses des enquêtés. Fansten [4] généralise l'approche de Theil. Néanmoins, comme le remarque Fayolle [5], 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 Etats-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 adoptée dans cette étude 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. De plus, on montre que la lecture des réponses aux différentes questions d'une même enquête de conjoncture peut gagner en cohérence 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, cette étude 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 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. Celle-ci 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 macro-économiques (prix, chômage, épargne...).

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. On peut remarquer que les réponses "ne sait pas" ne sont pas prises en compte dans les soldes.

Évolution passée des prix

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...

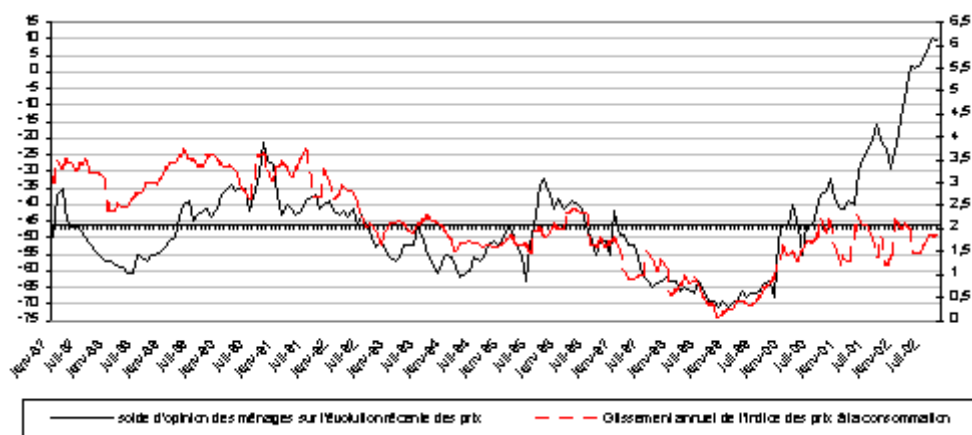
- ... beaucoup augmenté (+)
- ... moyennement augmenté
- ... un peu augmenté (-)
- ... peu varié (-)
- ... légèrement diminué (-)
- ... ne sait pas.

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 la fin des années 1980 et le milieu des années 1990.

Graphique n°1 : Inflation et solde d'opinion relatif aux prix passés



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. 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.

Tableau n°1 : Corrélations entre les pourcentages de réponses à la question sur l'évolution passée des prix

| Matrice des corrélations | | | | | |
|--------------------------|---------------------|------------------------|-------------------|-------------|----------------------|
| | % BEAUCOUP AUGMENTÉ | % MOYENNEMENT AUGMENTÉ | % UN PEU AUGMENTÉ | % PEU VARIÉ | % LÉGÈREMENT DIMINUÉ |
| % BEAUCOUP AUGMENTÉ | 1 | 0,84 | 0,15 | -0,74 | -0,55 |
| % MOYENNEMENT AUGMENTÉ | 0,84 | 1 | 0,23 | -0,78 | -0,69 |
| % UN PEU AUGMENTÉ | 0,15 | 0,23 | 1 | -0,75 | -0,60 |
| % PEU VARIÉ | -0,74 | -0,78 | -0,75 | 1 | 0,77 |
| % LÉGÈREMENT DIMINUÉ | -0,55 | -0,69 | -0,60 | 0,77 | 1 |

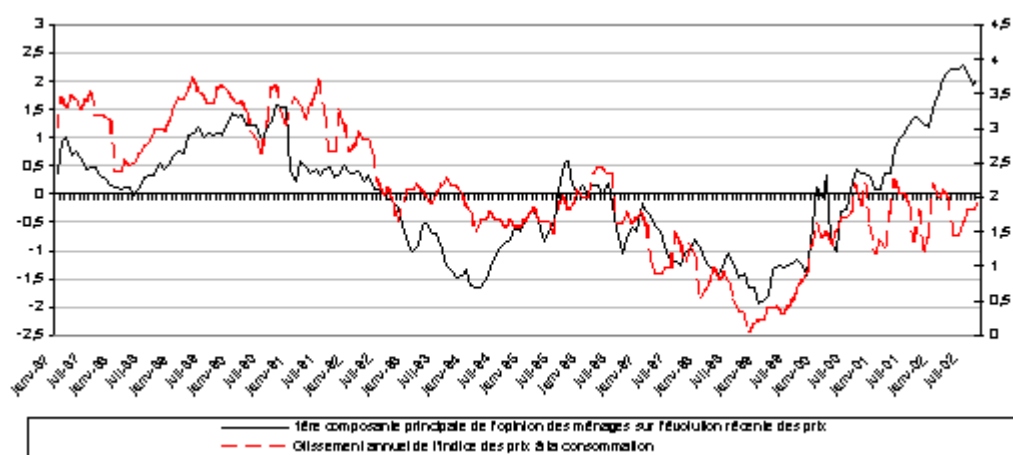
De fait l'analyse en composantes principales effectuée à partir de cette matrice des corrélations confirme que la combinaison linéaire des pourcentages de réponses qui capture le plus de variabilité entre les enquêtes successives accorde les poids suivants aux différents pourcentages de réponse :

$$0,43 \cdot \ll \% \text{ BEAUCOUP AUGMENTÉ} \gg + 0,47 \cdot \ll \% \text{ MOYENNEMENT AUGMENTÉ} \gg + 0,33 \cdot \ll \% \text{ UN PEU AUGMENTÉ} \gg - 0,52 \cdot \ll \% \text{ PEU VARIÉ} \gg - 0,46 \cdot \ll \% \text{ LÉGÈREMENT DIMINUÉ} \gg$$

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 corrélations¹.

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 consommation² : on observe ainsi 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.

Graphique n°2 : Inflation et composante principale de l'opinion relative aux prix passés



On peut remarquer cependant que 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 suggérerait le niveau atteint par le solde d'opinion.

Opportunité d'épargner

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 :

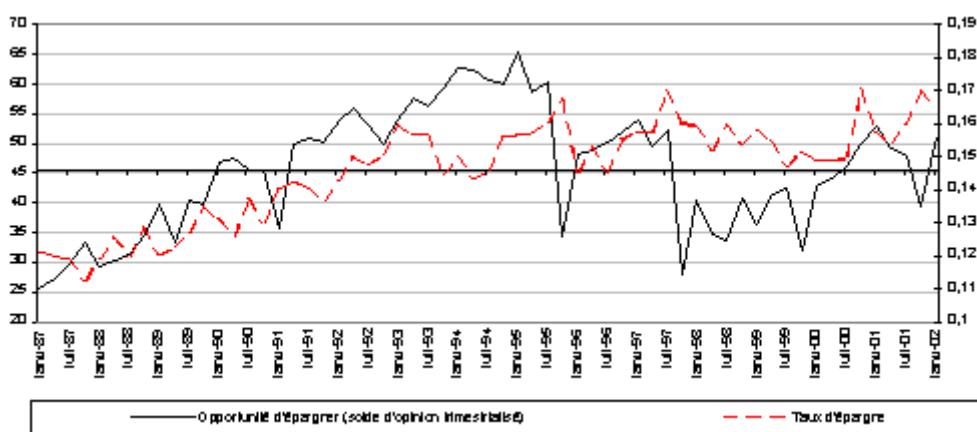
- ... oui, certainement (+)
- ... oui, peut-être (+)
- ... non, probablement (-)
- ... non, certainement (-)
- ... ne sait pas.

On remarque, graphiquement, que le solde d'opinion reflète assez bien les évolutions du taux d'épargne jusqu'au milieu des années 1990. 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 90 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 depuis 1997 contraste avec la relative stabilité du taux d'épargne.

¹ 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.

Graphique n°3 : Taux d'épargne et solde d'opinion relatif à l'opportunité d'épargner



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.

Tableau n°2 : Corrélations entre les pourcentages de réponses à la question sur l'opportunité d'épargner

| Matrice des corrélations | | | | |
|--------------------------|--------------------|-----------------|--------------------|-------------------|
| | % OUI CERTAINEMENT | % OUI PEUT-ETRE | % NON PROBABLEMENT | %NON CERTAINEMENT |
| % OUI CERTAINEMENT | 1 | -0,78 | -0,08 | -0,97 |
| % OUI PEUT-ETRE | -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 |

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

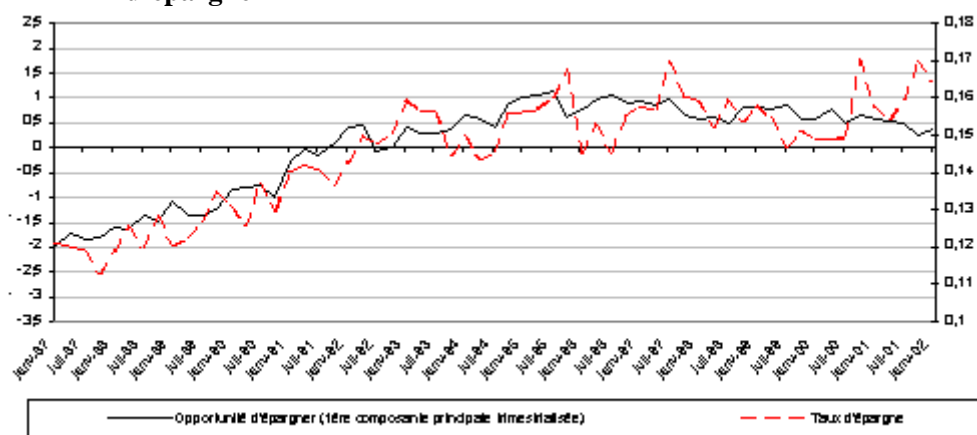
$$0,58 \cdot \ll \% \text{ OUI CERTAINEMENT} \gg - 0,56 \cdot \ll \% \text{ OUI PEUT-ETRE} \gg + 0,14 \cdot \ll \% \text{ NON PROBABLEMENT} \gg - 0,58 \ll \% \text{ NON CERTAINEMENT} \gg$$

Le coefficient négatif de la modalité « oui, peut-être » semble montrer que l'incertitude sur l'opportunité d'épargner qu'indiquerait le choix 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. 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 absolue³.

³ 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.

Le graphique suivant montre que 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. 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.

Graphique n°4 : Taux d'épargne et composante principale de l'opinion sur l'opportunité d'épargner



Ces deux exemples 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 l'utilisation des soldes d'opinion ne semblaient suggérer. L'utilisation régulière des indicateurs construits par ACP pourrait ainsi permettre d'enrichir l'interprétation de cette enquête.

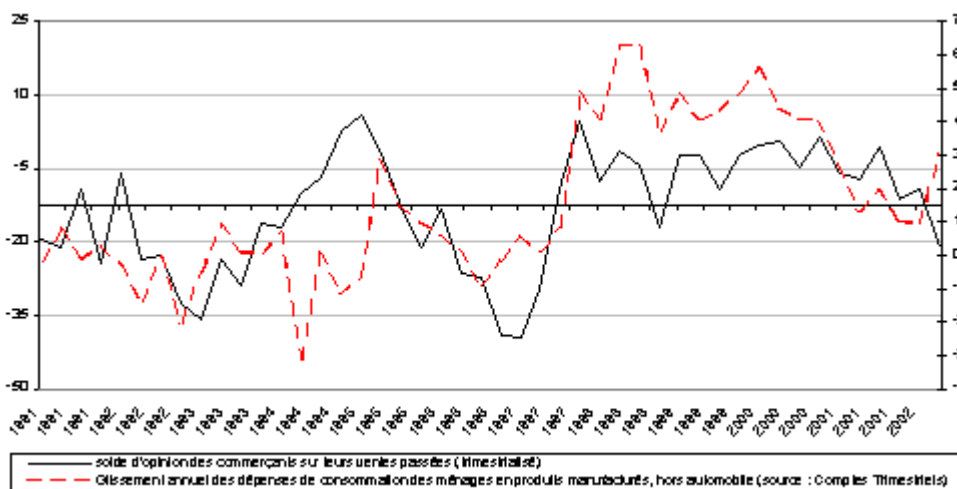
Une lecture plus cohérente des réponses à l'enquête dans le commerce de détail

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 consignait 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.

Opinion sur le volume des ventes

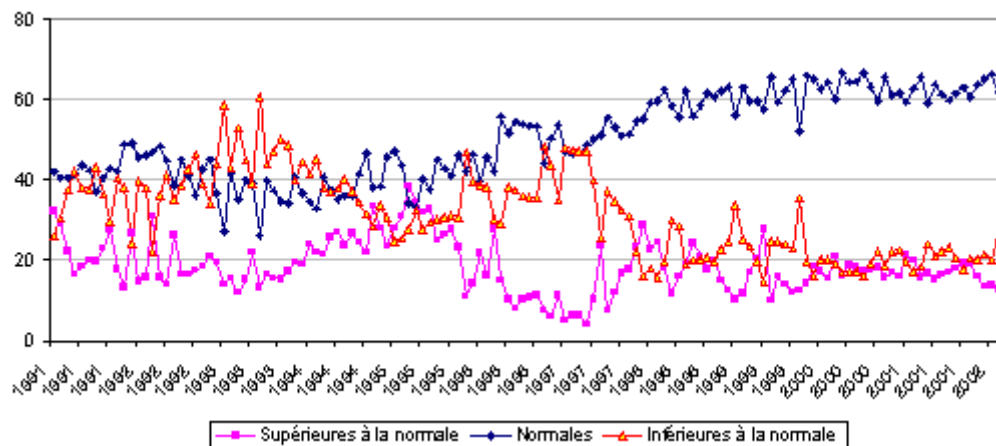
Les réponses à la question portant sur l'appréciation par les commerçants du volume de leurs ventes récentes présentent, lorsqu'elles sont résumées sous la forme d'un solde d'opinion, des variations qui diffèrent assez sensiblement de celles du glissement annuel de la consommation des ménages en produit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

Graphique n°5 : Consommation des ménages en produits manufacturés et solde des opinions relatives aux ventes passées



Si l'on examine l'évolution des trois pourcentages de réponses à cette question, on remarque 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 :

Graphique n°6 : Évolution des trois pourcentages de réponses sur la tendance passée des ventes



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 ».

Tableau n°3 : Corrélations entre les pourcentages de réponses à la question sur le niveau des ventes passées

| Matrice des corrélations | | | |
|--------------------------|---------------|------------|---------------|
| | % SUPERIEURES | % NORMALES | % INFERIEURES |
| % SUPERIEURES | 1 | -0,35 | -0,28 |
| % NORMALES | -0,35 | 1 | -0,80 |
| % INFERIEURES | -0,28 | -0,80 | 1 |

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 accorde des poids importants à ces deux pourcentages :

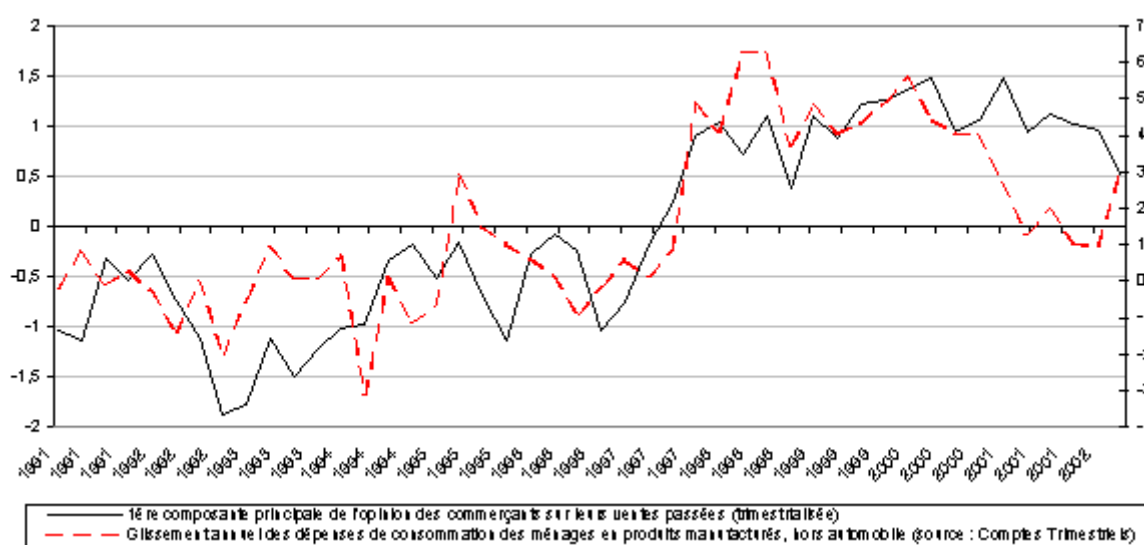
$$-0,07 . \% \text{ SUPERIEURES} + 0,72 . \% \text{ NORMALES} - 0,69 . \% \text{ INFERIEURES}$$

Il faut de plus souligner que 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 » centrés-réduits :

$$-0,52 \cdot \% \text{ SUPERIEURES} - 1,40 \cdot \% \text{ INFERIEURES}$$

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 consommation⁴ :

Graphique n°7 : Consommation des ménages en produits manufacturés et composante principale de l'opinion relative aux ventes passées



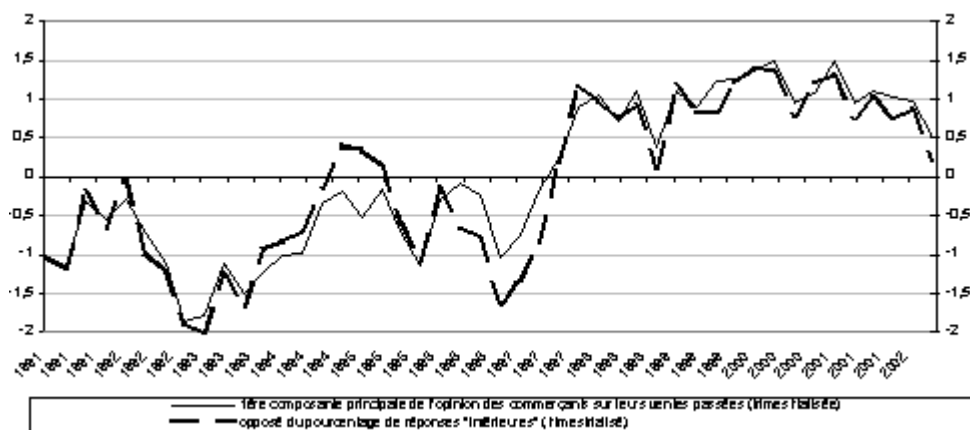
Ceci semble indiquer que l'enquête de conjoncture dans le commerce de détail apporte bien une information avancée sur la consommation, ce dont ne rend pas clairement compte le solde d'opinion.

A 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. Or, même si cette pondération est assez variable dans le temps⁵, on peut remarquer que la première 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.

⁴ 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.

⁵ 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, très peu variable pour la plupart des autres questions des enquêtes de conjoncture.

Graphique n°8 : « Robustesse » de la composante principale de l'opinion relative aux ventes passées

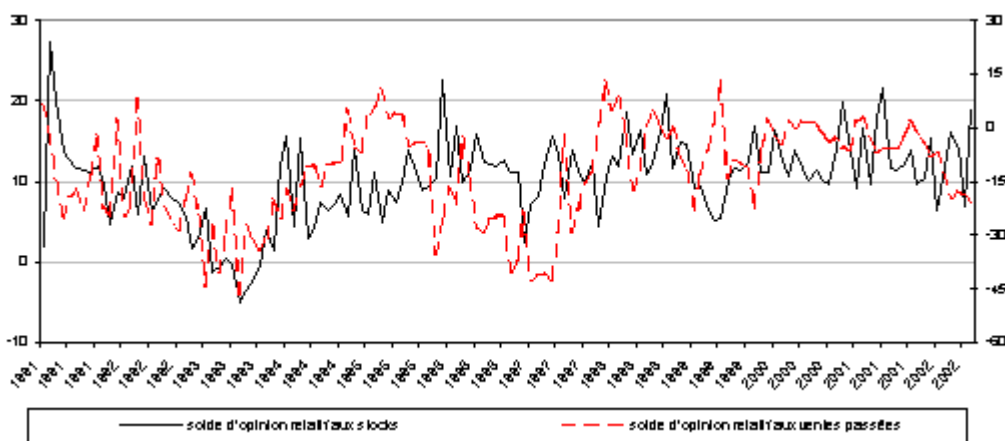


Ainsi, le meilleur « résumé » des réponses des commerçants à la question sur le niveau récent du volume de leurs ventes serait en pratique l'opposé du pourcentage de réponse à la modalité « inférieure ». Il faut de plus noter que ce résultat se retrouve pour la majorité des questions de l'ensemble des différentes enquêtes de conjoncture. Ceci souligne la simplicité d'obtention du type d'indicateur d'opinion préconisé par cette étude.

Opinion sur le niveau des stocks

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

Graphique n°9 : solde d'opinion relatif aux ventes passées et solde d'opinion relatif aux stocks



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 :

Tableau n°4 : Corrélations entre les pourcentages de réponses à la question sur le niveau des stocks

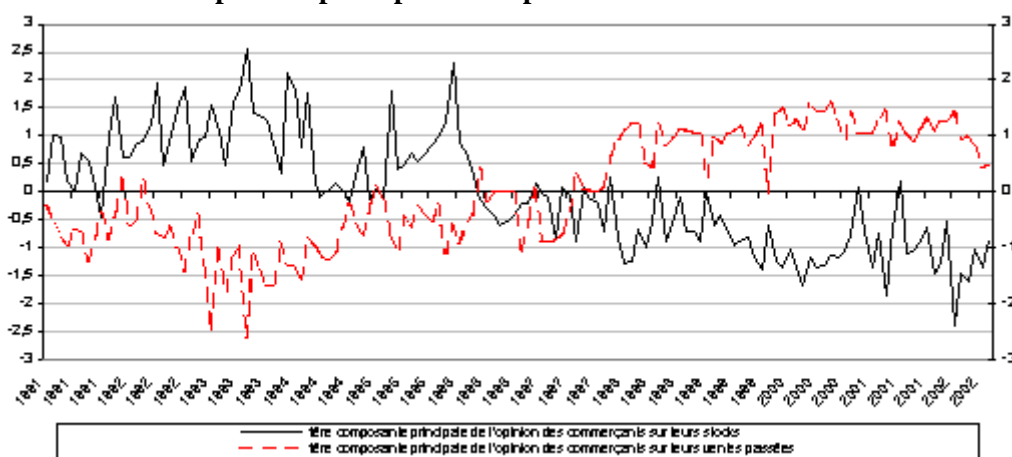
| Matrice des corrélations | | | |
|--------------------------|--------------|-----------|--------------|
| | % SUPERIEURS | % NORMAUX | % INFÉRIEURS |
| % SUPERIEURS | 1 | -0,71 | 0,16 |
| % NORMAUX | -0,71 | 1 | -0,81 |
| % INFÉRIEURS | 0,16 | -0,81 | 1 |

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

$$0,49 \cdot \% \text{ SUPERIEURS} - 0,68 \cdot \% \text{ NORMAUX} + 0,59 \cdot \% \text{ INFÉRIEURS}$$

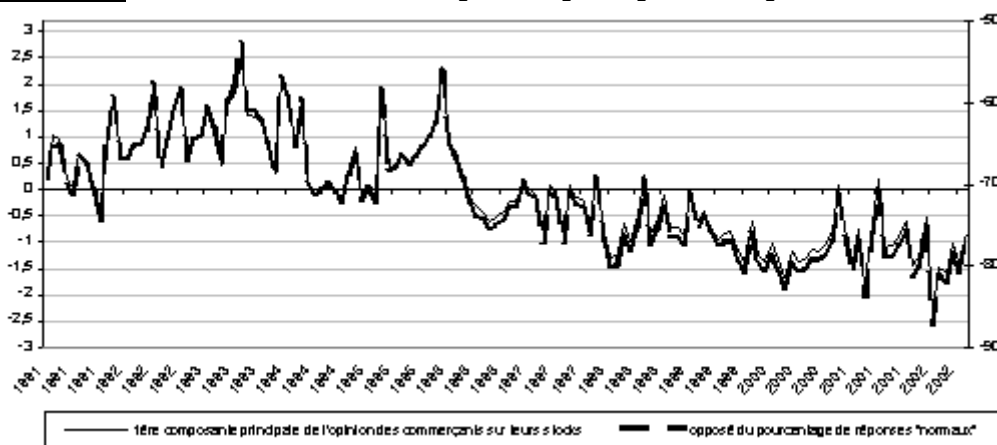
Elle présente bien des évolutions opposées à la première composante principale sur le volume des ventes passées⁶. Ce résultat permet donc de retrouver un schéma économiquement plus cohérent que celui fourni par les soldes d'opinion :

Graphique n°10 : Composante principale de l'opinion relative aux ventes passées et composante principale de l'opinion relative aux stocks



La « robustesse » de la composante principale est assurée par le fait qu'elle présente des évolutions identiques, au signe près, à celles 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 :

Graphique n°11 : « Robustesse » de la composante principale de l'opinion relative aux stocks

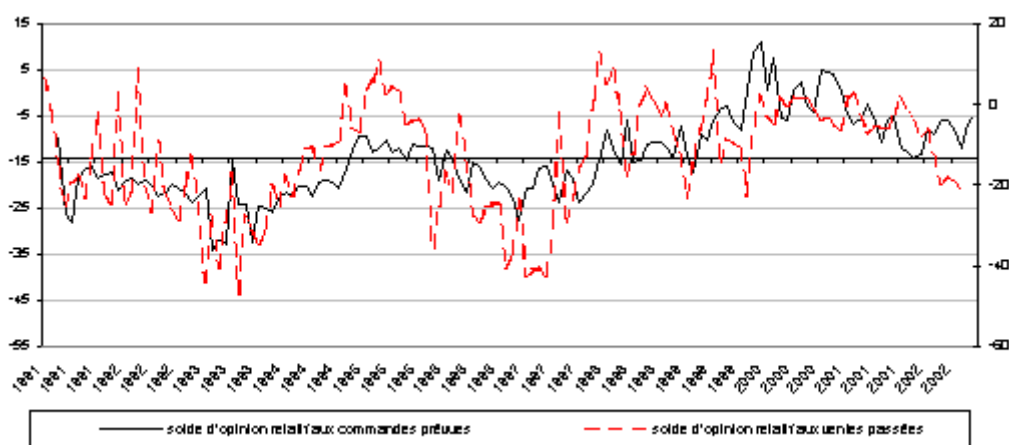


⁶ la corrélation entre la composante principale sur les stocks et celle sur les ventes passées est de -0,8, la corrélation entre les soldes d'opinion relatifs à ces deux questions étant de 0,2.

Opinion sur les commandes prévues

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.

Graphique n°12 : Solde d'opinion relatif aux ventes passées et solde d'opinion relatif aux commandes prévues



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 :

Tableau n°5 : Corrélations entre les pourcentages de réponses à la question sur les commandes prévues

| Matrice des corrélations | | | |
|--------------------------|---------------|------------|---------------|
| | % SUPERIEURES | % NORMALES | % INFERIEURES |
| % SUPERIEURES | 1 | -0,37 | -0,11 |
| % NORMALES | -0,37 | 1 | -0,88 |
| % INFERIEURES | 0,11 | -0,88 | 1 |

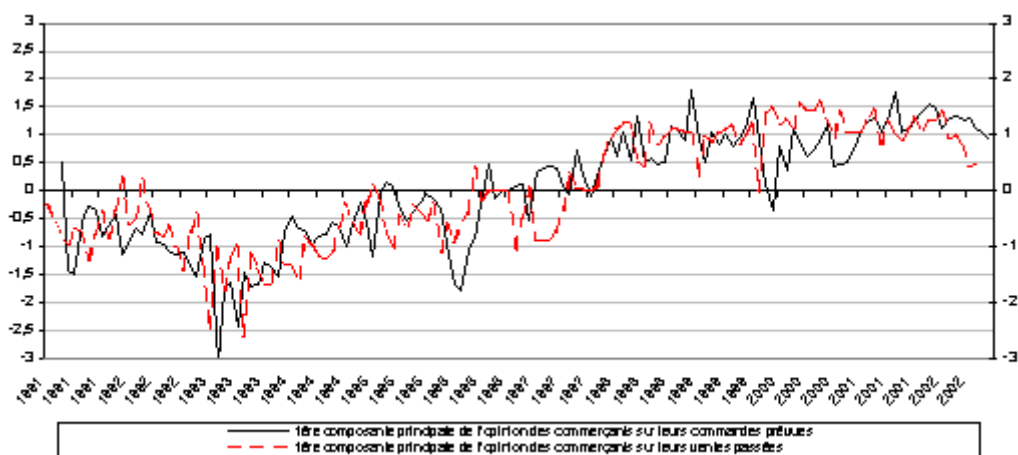
La première composante principale explique environ deux tiers de la variance et s'écrit ainsi en fonction des trois pourcentages centrés-réduits :

$$- 0,21 \cdot \% \text{ SUPERIEURES} + 0,72 \cdot \% \text{ NORMALES} - 0,66 \cdot \% \text{ INFERIEURES}$$

Elle présente des évolutions globalement en phase avec la première composante principale sur le volume des ventes passées⁷.

⁷ 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.

Graphique n°13 : Composante principale de l'opinion relative aux ventes passées et composante principale de l'opinion relative aux commandes prévues



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

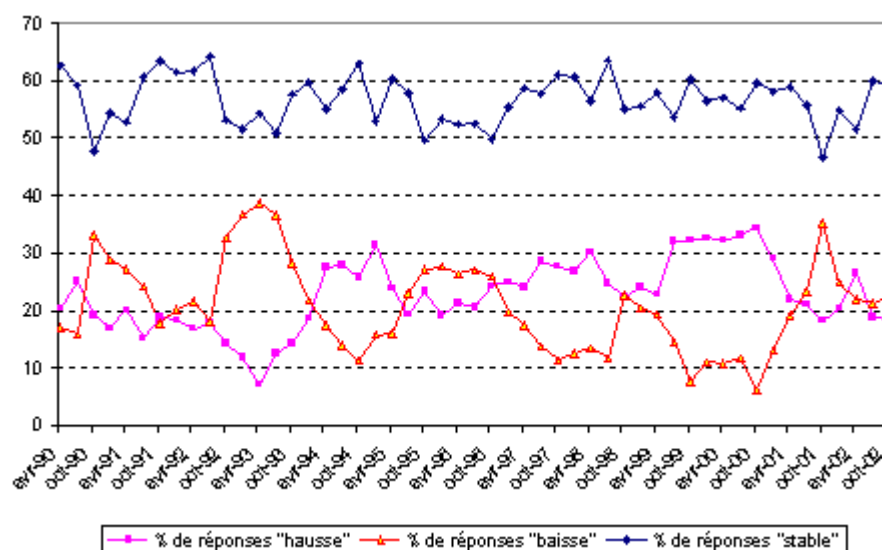
Chaque mois, l'INSEE publie une enquête sur la situation conjoncturelle dans l'industrie. Les chefs d'entreprise y sont interrogés sur l'évolution de leur activité au cours des trois ou quatre derniers mois (tendance passée de la production) et sur leurs perspectives pour les trois ou quatre prochains 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 également 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.

Tendances de la demande

Le graphique ci-dessous qui représente les réponses des industriels du secteur manufacturier à la question portant sur la tendance prévue de la demande qui leur est adressée, 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 partiellement⁸. 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.

⁸ par le fait que la somme des trois pourcentages de réponses est égale à 100.

Graphique n°14 : Évolution des trois pourcentages de réponses sur la demande prévue dans l'industrie manufacturière



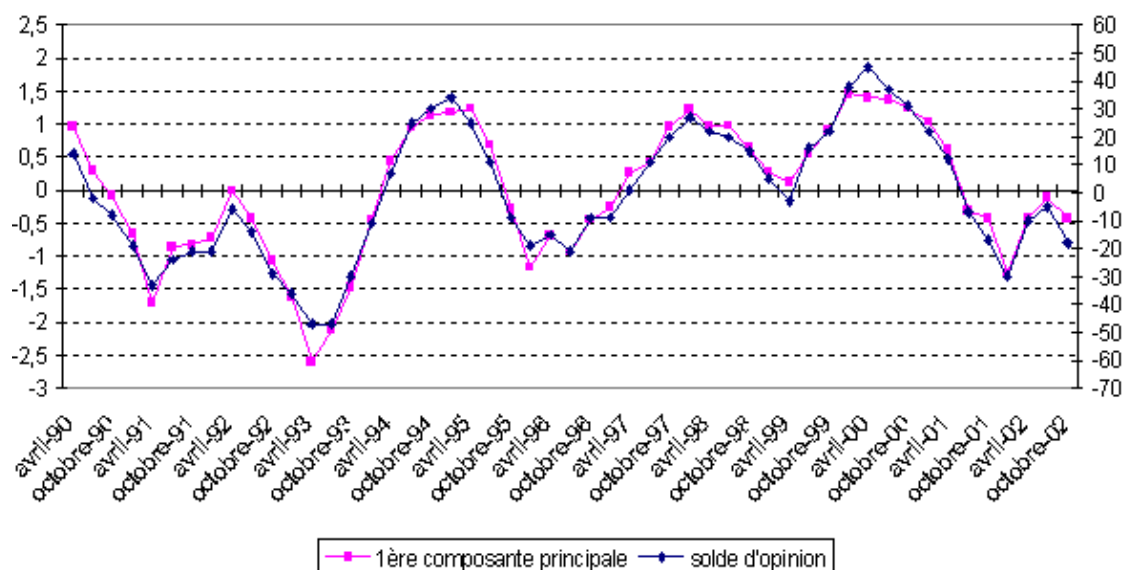
Ce pourcentage est moins variable pour la question relative à la tendance passée de la demande. Pour ces deux questions la première composante principale explique plus des deux tiers de la variance. Elle s'écrit comme une combinaison linéaire des trois pourcentages centrés-réduits :

$$\text{TDPACP} = 0,65 \cdot \% \text{ HAUSSE} + 0,31 \cdot \% \text{ STABLE} - 0,70 \cdot \% \text{ BAISSE}$$

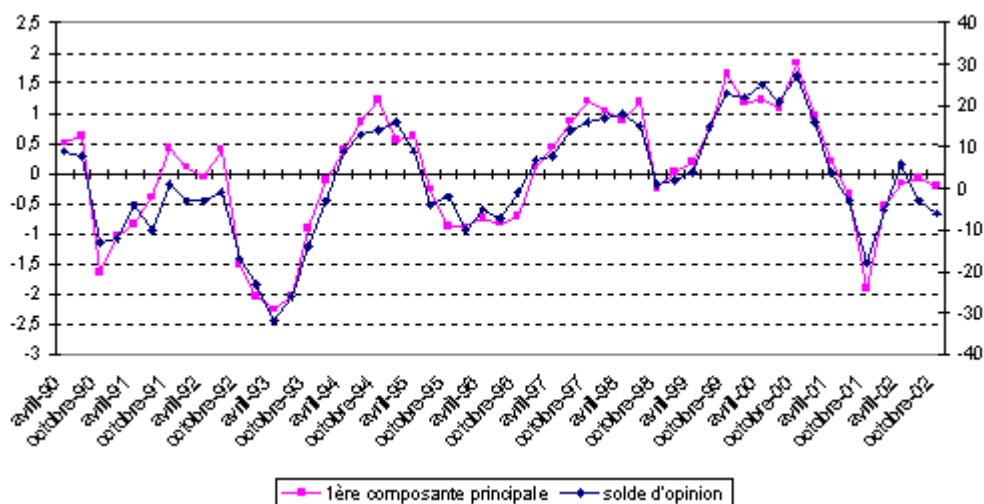
$$\text{TDPRCP} = 0,57 \cdot \% \text{ HAUSSE} + 0,46 \cdot \% \text{ STABLE} - 0,68 \cdot \% \text{ BAISSE}$$

On peut remarquer que 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'affaire) que de la prévoir pour les trois mois à venir. 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.

Graphique n°15 : Opinion sur la tendance passée de la demande dans l'industrie manufacturière



Graphique n°16 : Opinion sur la tendance prévue de la demande dans l'industrie manufacturière



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

Niveau des carnets de commande

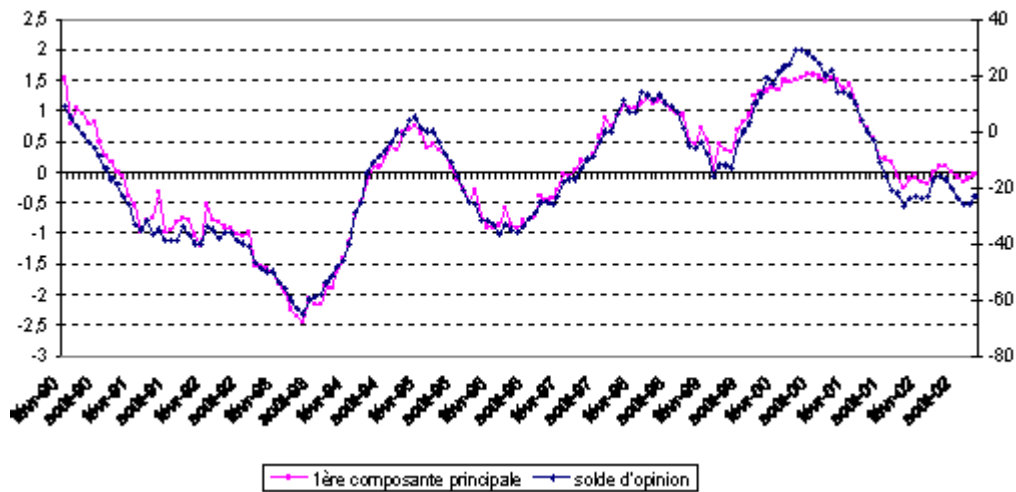
L'exemple de la question sur le niveau des carnets de commande globaux permet de confirmer l'apport du « résumé » d'opinion construit par ACP par rapport au solde traditionnel.

Pour cette question, la première composante principale explique près de 90% de la variance. Elle est égale à la combinaison linéaire suivante des trois pourcentages centrés-réduits :

$$0,56 . \% \text{ SUPERIEUR} + 0,56 . \% \text{ NORMAL} - 0,61 . \% \text{ INFERIEUR}$$

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. De même sur la période récente peut-on noter que 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, alors que le commentaire de l'« Informations rapides » présentant les résultats de l'enquête de février 2002 qualifiait encore les carnets de commande de « très dégarnis ».

Graphique n°17 : Opinion sur le niveau des carnets de commande dans l'industrie manufacturière



Prévision de la production manufacturière à l'aide d'un modèle Vectoriel Auto-Régressif

Reynaud et Scherrer [10] 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 ici 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.

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)

TDPACP : 1^{ère} composante principale de l'opinion sur la tendance passée de la demande (calculée à partir des pourcentages de réponses CVS)

TDPRCP : 1^{ère} composante principale de l'opinion sur la tendance prévue de la demande (calculée à partir des pourcentages de réponses CVS)

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 notre 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. Le résultat des tests, pour un seuil global de 5%, indique que l'on peut retenir trois retards dans le modèle.

Encadré 1 : détermination de l'ordre d'un VAR

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

Pour effectuer ce test, on part d'un nombre p de retards élevé, 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 α ce seuil global qui peut être approximé par : $\alpha \approx \sum_{i=1}^k \alpha_i$, où α est le seuil du i ème des k tests effectués.

- Critères d'information

Ces critères sont des estimateurs fonctions 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 retard qui minimise le critère retenu :

- FPE (Akaike - 1969) : $FPE(p) = \left(\frac{T+np}{T-np} \right)^n \det \hat{\Sigma}_u(p)$, 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 - 1979) : $HQ(p) = \text{Log} \det \hat{\Sigma}_u(p) + \frac{2 \text{Log} \text{Log} T}{T} pn^2$;

- BIC (Schwartz - 1978) : $BIC(p) = \text{Log} \det \hat{\Sigma}_u(p) + \frac{\text{Log} T}{T} pn^2$

- 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 :

$T \sum_{i=1}^h \text{Tr} \left[\hat{\Gamma}_u(h)' \hat{\Gamma}_u(0)^{-1} \hat{\Gamma}_u(h) \hat{\Gamma}_u(0)^{-1} \right]$ qui sous l'hypothèse nulle ($\Gamma_u(1) = \Gamma_u(2) = \dots = \Gamma_u(h) = 0$) suit un $\chi^2(n^2(h-p))$.

Tests de causalité

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 instantanée et non instantanée au sens de Granger [8].

Le tableau suivant présente les résultats des tests de causalité non instantanée :

Tableau n°6 : Résultats des tests de causalité non instantanée

| | TCT _{t-i} | TDPACP _{t-i} | TDPRCP _{t-i} |
|---------------------|--------------------|-----------------------|-----------------------|
| TCT _t | 1,004 (0,402) | 2,247 (0,100) | 14,038 (0,000) |
| TDPACP _t | 1,096 (0,364) | 6,762 (0,001) | 10,128 (0,000) |
| TDPRCP _t | 2,418 (0,083) | 2,598 (0,068) | 4,030 (0,015) |

La première ligne est la statistique de Fisher

La seconde ligne correspond au seuil de significativité

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 résultats des tests de causalité instantanée figurent dans le tableau ci-dessous :

Tableau n°7 : Résultats des tests de causalité instantanée

| | TCT _t | TDPACP _t | TDPRCP _t |
|---------------------|------------------|---------------------|---------------------|
| TCT _t | / | | |
| TDPACP _t | 2,467 (0,019) | / | |
| TDPRCP _t | 1,487 (0,146) | 3,889 (0,000) | / |

La première ligne est la statistique de Student

La seconde ligne correspond au seuil de significativité

On constate, en particulier, que l'opinion sur la demande passée cause instantanément l'évolution trimestrielle de la production (et réciproquement). Il convient de souligner que 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.

Encadré 2 : causalité au sens de Granger

- Causalité non instantanée

On dit que le groupe de variables ($X_1 \dots X_k$) 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. 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 Φ_{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 Φ_{x0} correspond à la non causalité instantanée de la variable X sur la variable Y) :

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

Performances en prévision

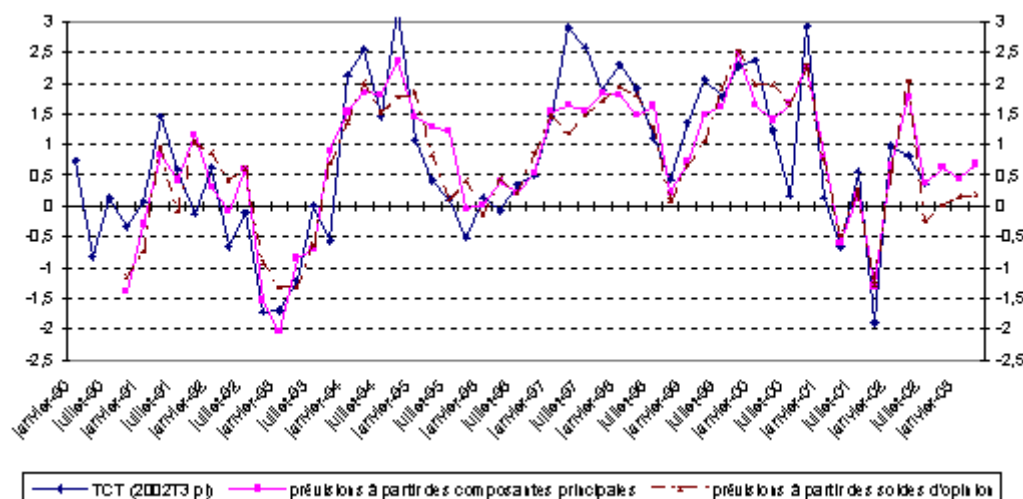
Le résultat des tests de causalité confirme donc la pertinence du choix des variables relatives à l'opinion des industriels sur la demande qui leur est adressée pour prévoir l'évolution trimestrielle de la production manufacturière. La précision de la prévision fournie par le modèle VAR avec composantes principales⁹ 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'opinion¹⁰ qui n'est que de 0,8 %.

⁹ voir Annexe 1

¹⁰ voir Annexe 2

Graphiquement, on observe qu'en fin de période 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. On peut également remarquer que le modèle avec composantes principales aurait permis de déceler de façon plus franche les retournements à la hausse de la mi-1993 et de début 1999.

Graphique n°18 : Comparaisons des prévisions du taux de croissance trimestriel de la production manufacturière



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 rétrospectif a été mené. En utilisant les données des Comptes Trimestriels telles qu'elles étaient disponibles dans le passé, les modèles ont été systématiquement réestimés¹¹ pour en déduire les prévisions telles qu'elles auraient pu être faites à l'époque. L'avantage en faveur du modèle avec composantes principales devient alors plus net puisque 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 point¹².

A 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 anticiper le relatif dynamisme de la production manufacturière au premier semestre :

Tableau n°8 : Prévisions du taux de croissance trimestriel de la production manufacturière avec les informations disponibles en mars 2002

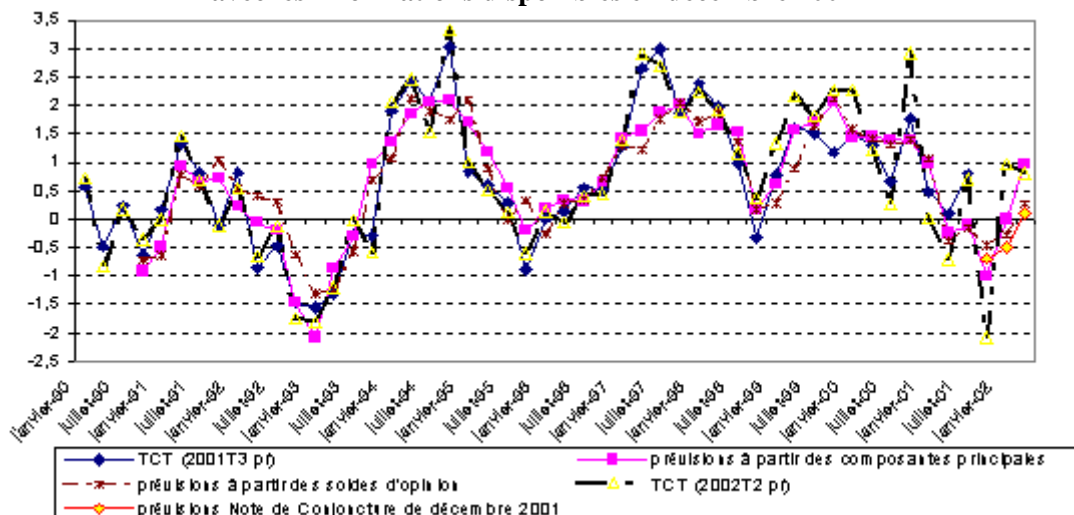
| Trimestre | Prévisions du modèle avec composantes principales | Prévisions du modèle avec soldes d'opinion | Prévisions de la Note de Conjoncture de mars 2002 | Premiers résultats des Comptes Trimestriels |
|-----------|---|--|---|---|
| 2002:1 | 0,5 % | 0,2 % | 0,0 % | 1,0 % |
| 2002:2 | 1,2 % | 0,6 % | 0,3 % | 0,8 % |

¹¹ de même les composantes principales ont été systématiquement reconstruites sur la période correspondante à l'estimation du modèle VAR.

¹² ces écarts-type sont calculés sur les différents exercices de prévision conjoncturelle depuis juin 1999 (date du 1^{er} exercice consécutif au changement de nomenclature des enquêtes et de base des Comptes Nationaux). Un test sur les rangs de ces erreurs indiquent 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.

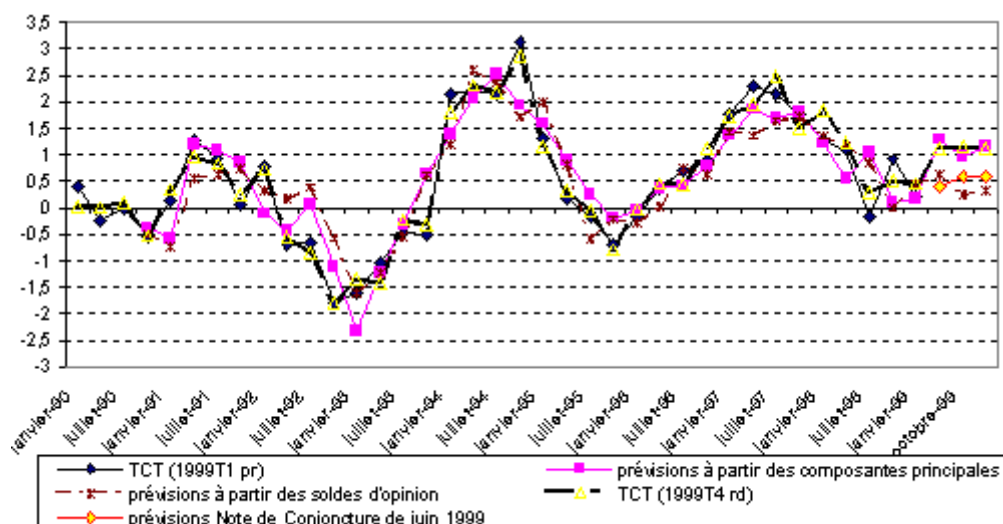
De plus, il faut souligner qu'en décembre 2001 le modèle de prévision construit à partir des indicateurs obtenus par ACP indiquait un profil plus marqué de l'évolution de la production manufacturière et plus proche de celui finalement constaté que ce qu'indiquait le modèle avec soldes d'opinion.

Graphique n°19 : Prévisions du taux de croissance trimestriel de la production manufacturière avec les informations disponibles en décembre 2001



De même, lors du précédent retournement à la hausse avec la sortie du « trou d'air » au début de 1999, le modèle avec composantes principales aurait permis de mieux anticiper la vigueur de l'activité manufacturière sur le second semestre de 1999 :

Graphique n°20 : Prévisions du taux de croissance trimestriel de la production manufacturière avec les informations disponibles en juin 1999



Les résultats présentés dans ce papier montrent que l'information pertinente que peuvent retirer les conjoncturistes des réponses aux enquêtes de conjoncture n'est pas épuisée par la seule mesure des soldes d'opinion traditionnels. En particulier, les ACP ici effectuées ont montré que pour la majorité des questions l'évolution du pourcentage de réponses à la modalité « inférieure » apportait une

information précieuse pour l'analyse de la conjoncture. Ces indicateurs d'opinion alternatifs permettent ainsi d'améliorer sensiblement l'interprétation des réponses à certaines questions des enquêtes de conjoncture par rapport aux soldes d'opinion usuellement calculés. L'exercice rétrospectif mené sur la prévision du taux de croissance de la production manufacturière a également mis en évidence la capacité de ces indicateurs à détecter de façon plus nette certains retournements de conjoncture. En outre, la simplicité d'obtention de ces indicateurs permet d'envisager leur utilisation régulière pour l'élaboration d'un diagnostic conjoncturel affiné.

Références bibliographiques

- [1] BOUROCHE J.M. et SAPORTA G. (1980) - L'analyse des données - *Que sais-je n°1854, P.U.F.*
- [2] BRAUN-LEMAIRE I. et GAUTIER A. (2001) - Opinion des ménages et analyse conjoncturelle - *Dossier de la note de conjoncture de l'INSEE de mars 2001*
- [3] DENIAU C., FIORI G. et MATHIS A. (1992) - Sélection du nombre de retards dans un modèle VAR, conséquences éventuelles du choix des critères - *Economie et Prévision n°106 1992-5*
- [4] FANSTEN M. (1976) - Introduction à une théorie mathématique de l'opinion - *Annales de l'INSEE, n°21, janvier-mars.*
- [5] FAYOLLE J. (1987) - Pratique contemporaine de l'analyse conjoncturelle - *Economica*
- [6] GAUTIER A. (1995) - Le comportement de réponse des entreprises aux enquêtes de conjoncture - *rapport de stage de fin d'étude ENSAE-CGSA sous la direction d'EYSSARTIER H.*
- [7] GAUVIN-GRIMAUD F. (2002) - L'enquête de conjoncture sur la situation et les perspectives dans le commerce de détail : méthodologie - *INSEE-Méthode (à paraître)*
- [8] GRANGER C.W.J. (1969) - Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods - *Econometrica n°37*
- [9] HOSKING J.R.M. (1980) - The multivariate portmanteau statistic - *Journal of the American Statistical Association, vol. 75*
- [10] 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 D.P. n°96-12*
- [11] THEIL H. (1952) - On the time shape of economic microvariables and the Munich business test - *Revue de l'Institut International de Statistique, 20.*

ANNEXE 1 : Estimation de la forme canonique du VAR avec composantes principales

| | | | | | |
|-----------------------|---|--|--|---|---|
| TCT = (Student) | 0,671 (2,51) | + 0,029 TCT _{.1} (0,17) | - 0,103 TCT _{.2} (-0,59) | + 0,275 TCT _{.3} (1,61) | + 0,635 TDPACP _{.1} (1,62) |
| | + 0,279 TDPACP _{.2} (0,65) | + 0,272 TDPACP _{.3} (0,91) | + 1,007 TDPRCP _{.1} (3,79) | - 0,684 TDPRCP _{.2} (-2,26) | - 1,047 TDPRCP _{.3} (-3,46) |
| | R ² = 0,76 | R ² ajusté = 0,70 | RMSE = 0,73 | Ecart-type de TCT = 1,334 | |
| TDPACP = (Student) | -0,163 (-1,39) | + 0,108 TCT _{.1} (1,50) | + 0,016 TCT _{.2} (0,21) | + 0,094 TCT _{.3} (1,26) | + 0,701 TDPACP _{.1} (4,08) |
| | + 0,087 TDPACP _{.2} (0,46) | + 0,000 TDPACP _{.3} (0,00) | + 0,326 TDPRCP _{.1} (2,80) | - 0,013 TDPRCP _{.2} (-0,10) | - 0,521 TDPRCP _{.3} (-3,94) |
| | R ² = 0,92 | R ² ajusté = 0,90 | RMSE = 0,32 | Ecart-type de TDPACP = 1 | |
| TDPRCP = (Student) | -0,193 (-1,06) | + 0,290 TCT _{.1} (2,58) | + 0,034 TCT _{.2} (0,28) | - 0,029 TCT _{.3} (-0,25) | + 0,709 TDPACP _{.1} (2,66) |
| | - 0,443 TDPACP _{.2} (-1,52) | + 0,221 TDPACP _{.3} (1,09) | + 0,429 TDPRCP _{.1} (2,38) | - 0,254 TDPRCP _{.2} (-1,24) | - 0,304 TDPRCP _{.3} (-1,48) |
| | R ² = 0,81 | R ² ajusté = 0,76 | RMSE = 0,50 | Ecart-type de TDPRCP = 1 | |

Période d'estimation : 1990T1 - 2001T4.

Test du nombre de retards : résultat = 3 retards.

| Modèle | Log-vraisemblance | Schwarz | Hannan | Akaike | p-value du test de portmanteau |
|-----------|-------------------|---------|--------|--------|--------------------------------|
| 1 retard | -104,84 | -3,07 | -3,37 | -2,49 | 0,09 |
| 2 retards | -88,67 | -2,91 | -3,43 | -1,70 | 0,07 |
| 3 retards | -70,25 | -2,85 | -3,61 | -0,56 | 0,33 |
| 4 retards | -60,58 | -2,41 | -3,40 | 2,67 | 0,38 |

| Test de H_1 : | contre H_0 : | Statistique de test | P-value |
|-----------------|----------------|----------------------|---------|
| 4 retards | 3 retards | Chi-deux (9) = 11.00 | [0.276] |
| 3 retards | 2 retards | Chi-deux (9) = 23.54 | [0.005] |
| 3 retards | 1 retard | Chi-deux (9) = 41.97 | [0.001] |

ANNEXE 2 : Estimation de la forme canonique du VAR avec soldes d'opinion

| | | | | | |
|-----------------------|--|---------------------------------------|---------------------------------------|--|--|
| TCT = (Student) | 0,503 (1,95) | - 0,036 TCT ₁ (-0,19) | + 0,041 TCT ₂ (0,23) | + 0,325 TCT ₃ (1,910) | + 0,009 TDPASO ₁ (0,40) |
| | - 0,012 TDPASO ₂ (-0,44) | + 0,009 TDPASO ₃ (0,51) | + 0,102 TDPRSO ₁ (4,40) | - 0,031 TDPRSO ₂ (-1,13) | - 0,053 TDPRSO ₃ (-1,94) |
| | R ² = 0,71 | | R ² ajusté = 0,64 | | RMSE = 0,80 |
| | Ecart-type de TCT = 1,334 | | | | |
| TDPASO = (Student) | -1,022 (-0,52) | + 0,224 TCT ₁ (0,16) | + 0,840 TCT ₂ (0,60) | + 1,118 TCT ₃ (0,87) | + 0,883 TDPASO ₁ (5,23) |
| | - 0,117 TDPASO ₂ (-0,57) | + 0,118 TDPASO ₃ (0,88) | + 0,658 TDPRSO ₁ (3,76) | + 0,098 TDPRSO ₂ (0,47) | - 1,013 TDPRSO ₃ (-4,94) |
| | R ² = 0,95 | | R ² ajusté = 0,94 | | RMSE = 6,06 |
| | Ecart-type de TDPASO = 24,42 | | | | |
| TDPRSO = (Student) | 1,612 (0,75) | + 1,229 TCT ₁ (0,79) | + 0,094 TCT ₂ (0,06) | - 0,543 TCT ₃ (-0,38) | + 0,474 TDPASO ₁ (2,54) |
| | - 0,290 TDPASO ₂ (-1,28) | + 0,166 TDPASO ₃ (1,12) | + 0,626 TDPRSO ₁ (3,23) | - 0,208 TDPRSO ₂ (-0,90) | - 0,318 TDPRSO ₃ (-1,40) |
| | R ² = 0,82 | | R ² ajusté = 0,77 | | RMSE = 6,71 |
| | Ecart-type de TDPRSO = 14,06 | | | | |

Période d'estimation : 1990T1 - 2001T4.

Test du nombre de retards : résultat = 3 retards.

| Modèle | Log-vraisemblance | Schwarz | Hannan | Akaike | p-value du test de portmanteau |
|-----------|-------------------|---------|--------|--------|--------------------------------|
| 1 retard | -363,61 | 7,94 | 7,64 | 8,52 | 0,00 |
| 2 retards | -343,81 | 8,18 | 7,66 | 9,39 | 0,07 |
| 3 retards | -316,89 | 8,10 | 7,37 | 10,40 | 0,59 |
| 4 retards | -302,39 | 8,59 | 7,59 | 13,66 | 0,88 |

| Test de H ₁ : | contre H ₀ : | Statistique de test | P-value |
|--------------------------|-------------------------|----------------------|---------|
| 4 retards | 3 retards | Chi-deux (9) = 9.97 | [0.352] |
| 3 retards | 2 retards | Chi-deux (9) = 27.62 | [0.001] |
| 3 retards | 1 retard | Chi-deux (9) = 43.72 | [0.001] |

Tests de causalité au sens de Granger :

| | TCT _{t-i} | TDPASO _{t-i} | TDPRSO _{t-i} |
|---------------------|--------------------|-----------------------|-----------------------|
| TCT _t | 1,249 (0,307) | 0,109 (0,955) | 9,194 (0,000) |
| TDPASO _t | 0,373 (0,773) | 11,864 (0,000) | 15,280 (0,000) |
| TDPRSO _t | 0,263 (0,851) | 2,227 (0,102) | 4,972 (0,006) |

La première ligne est la statistique de Fisher

La seconde ligne correspond au seuil de significativité