

# Un nouvel indicateur synthétique prenant en compte la dynamique des réponses individuelles à l'enquête Industrie

François Hild\*

---

L'interprétation des enquêtes de conjoncture est très souvent fondée sur l'évolution de soldes d'opinion, qui constituent le résumé le plus largement utilisé de l'information recueillie auprès des entreprises. Cet article suggère la construction d'indicateurs différents, qui prennent en compte la modalité de réponse « stable » ou « normal » d'une part et tiennent compte de la dynamique des réponses individuelles d'une enquête à l'autre d'autre part. Ainsi, à la fin d'un mois, on s'intéresse non seulement à la réponse d'une entreprise lors de l'enquête correspondante, mais aussi à sa réponse à l'enquête précédente. On en déduit un classement des entreprises en neuf catégories selon leurs réponses aux deux enquêtes : Hausse-Hausse, Hausse-Stable, Hausse-Baisse, Stable-Hausse... On s'intéresse aux pourcentages d'entreprises qui changent de réponses d'une enquête à l'autre. Ces pourcentages pourraient signaler précocement certains retournements de conjoncture et constituer des indicateurs légèrement avancés. En particulier, on montre que, pour certaines questions, le pourcentage de réponses Stable-Baisse ou Stable-Hausse se retourne effectivement à plusieurs reprises plus tôt que le solde d'opinion correspondant. On construit ensuite un indicateur fondé sur ce type de pourcentages, qui pourrait compléter ceux dont on dispose déjà pour prévoir le taux de croissance trimestriel de la production manufacturière à l'horizon de deux trimestres.

---

\* Au moment de la rédaction de cet article, l'auteur faisait partie de la Division Croissance et Politiques Macroéconomiques de l'Insee.

L'interprétation des enquêtes de conjoncture est largement fondée sur l'examen de soldes d'opinion. La plupart des questions posées dans ces enquêtes entraînent des réponses qualitatives à trois modalités (en hausse, supérieur à la normale / stable, normal / en baisse, inférieur à la normale). Pour chaque question qualitative, le dépouillement des réponses fournit directement une répartition des enquêtés en trois groupes (1) : celui des enquêtés ayant donné une réponse positive, celui ayant donné une réponse médiane et, enfin, celui ayant donné une réponse négative. L'expérience a montré que ne retenir que la différence, positive, nulle ou négative, entre les deux pourcentages concernant les opinions opposées (augmentation et diminution, supérieur et inférieur à la normale) conduisait à une perte d'information limitée. Ce solde d'opinion s'avère généralement bien représentatif des cycles économiques.

Néanmoins, les soldes d'opinion ne constituent qu'une synthèse particulière de l'information recueillie auprès des entreprises. Les fondements dont disposent ces indicateurs grâce à Theil (1952) et Fansten (1976) ne sont valides que sous certaines hypothèses assez restrictives. Ces fondements s'appuient sur un même schéma.

Si  $X_j$  est le taux de croissance de la variable d'intérêt (la production passée par exemple) observée au niveau de l'entreprise (l'unité répondante)  $j$ , on peut, avec Theil (1952), définir la probabilité de choisir l'une des trois modalités « hausse », « stabilité » ou « baisse » en posant l'hypothèse dite d'intervalle d'indifférence fixe (cf. tableau 1). Theil (1952) montre que, sous certaines hypothèses sur la distribution des taux de croissance individuels, il existe une relation de proportionnalité entre le solde d'opinion et le taux de croissance de l'agrégat macroéconomique correspondant.

Fansten (1976) généralise cette approche en admettant que les seuils  $s^-$  et  $s^+$  puissent varier d'une entreprise à l'autre. Cette approche suppose néanmoins que l'intervalle d'indifférence soit stable dans le temps pour chaque entreprise. Dans le cas contraire, le solde d'opinion fluctue sans rapport avec l'évolution du phénomène étudié. De ce fait, Hild (2002 et 2004) souligne qu'il peut être utile d'augmenter le poids de la modalité de réponse « stable » ou « normal » dans la construction de l'indicateur résumant les trois pourcentages de réponse (2). Étudiant les réponses à la question de l'enquête IFO (3)

sur les perspectives économiques générales de production, Entorf (1993) montre que la proportion de répondants s'attendant à ce que les perspectives empirent est un meilleur prédicteur du taux de croissance de la production que le solde d'opinion. De même, Etler *et al.* (2004) suggèrent que, pour la majorité des questions des différentes enquêtes de conjoncture des pays de l'Union européenne, le pourcentage de réponses « pessimistes » serait plus fortement corrélé avec le taux de croissance trimestriel du Pib que le solde d'opinion correspondant. Utilisant les données de l'enquête de conjoncture dans l'industrie britannique (4), Thomas (1995) et Summer (1997) concluent également au rôle privilégié de la proportion d'entreprises « pessimistes ». Smith et McAleer (1995) comparent sur longues périodes diverses approches d'agrégation des pourcentages de réponses. Cunningham *et al.* (1998) estiment, à partir de données britanniques, que l'utilisation de certains soldes d'opinion aurait pour conséquence une perte d'information. Toujours sur données britanniques, Driver et Urga (2004) montrent que le solde d'opinion est un indicateur agrégé plus performant que d'autres indicateurs concurrents classiques (5) pour trois des six questions qu'ils examinent. Enfin, plus récemment, Mitchell *et al.* (2004 et 2005) et Biau *et al.* (2007) tentent d'enrichir ces différentes approches par une prise en compte de la variabilité des réponses individuelles aux questions rétrospectives et prospectives sur la production pour prévoir le taux de croissance de la production manufacturière à un trimestre. Cette approche conduit à des résultats contrastés selon les pays : pour certains, cette prise en compte paraît apporter un plus par rapport aux soldes d'opinion ; pour d'autres, les soldes apparaissent plus performants.

1. La part relative de chacun de ces trois groupes est calculée en pondérant la réponse d'une entreprise par son chiffre d'affaires ou par le nombre des effectifs employés, selon la question. Cette pondération permet de tenir compte de l'importance relative de l'entreprise dans son secteur d'activité.

2. La modalité « stable » est partiellement prise en compte dans le solde d'opinion du fait du lien qui unit les trois pourcentages. On obtient ainsi une série identique en évolution au solde d'opinion usuel en utilisant la combinaison linéaire  $p_{\uparrow} + 0,5p_{\rightarrow}$ . C'est d'ailleurs cette combinaison qui est mise en avant par certains instituts producteurs d'enquête de conjoncture, en particulier par l'Institut for Supply Management aux États-Unis.

3. L'IFO (Institut für Wirtschaftsforschung) est le producteur de l'enquête allemande de conjoncture auprès des industriels. Comme son homologue française, cette enquête est harmonisée au niveau européen.

4. Il s'agit de l'enquête Industrial Trends Survey réalisée par la confédération de l'industrie britannique (CBI). Cette enquête est également harmonisée au niveau européen.

5. Parmi lesquels des indicateurs résultant des méthodes de régression d'Anderson et de Pesaran ou de la méthode probabiliste. Pour une présentation en français de ces méthodes et des références bibliographiques, cf. par exemple Biau *et al.* (2007).

Dans cet article, on explore une autre piste, consistant à étudier l'apport pour l'analyse conjoncturelle d'indicateurs élaborés à partir des enquêtes mensuelles et trimestrielles « Activité dans l'industrie », considérées consécutivement, en prenant en compte la dynamique des réponses individuelles à une question donnée, d'une enquête à l'autre. Ainsi, les entreprises seront classées en neuf catégories, selon leurs réponses à cette question sur deux enquêtes de conjoncture consécutives  $m - 1$  et  $m$  : (Hausse-Hausse), (Hausse-Stable), (Hausse-Baisse), (Stable-Hausse), etc. L'idée est alors de s'intéresser plus spécifiquement aux pourcentages d'entreprises qui changent de réponses d'une enquête à l'autre : ils sont en effet susceptibles de constituer des signaux précoces des retournements de conjoncture.

Le but est de construire, par analyse factorielle dynamique mobilisant ce type de pourcentages, un indicateur avancé apportant une information conjoncturelle non totalement substituable à celle contenue dans l'indicateur synthétique de climat des affaires (6) pouvant être utilement intégrée dans un modèle de prévision à six mois du taux de croissance de la production manufacturière.

### L'évolution des pourcentages des réponses « dynamiques »

L'interprétation usuelle des résultats d'une enquête de conjoncture est largement fondée sur leur comparaison avec les résultats des enquêtes

précédentes. Or, du fait du caractère qualitatif de la plupart des questions, il semble préférable d'effectuer cette comparaison sur la base d'un même échantillon pour deux enquêtes successives. Aussi applique-t-on à chaque nouvelle enquête la méthode dite de l'« échantillon constant ».

Cette méthode consiste, pour une question donnée, à définir un échantillon identique d'entreprises sur lequel on dépouille cette question pour les deux dernières enquêtes. On s'assure ainsi qu'une variation des réponses entre deux enquêtes reflète exclusivement une évolution de l'opinion des entreprises et non un changement de structure de l'échantillon. On dispose ainsi, à chaque dépouillement d'enquête, d'un échantillon d'entreprises ayant une réponse pour les deux dernières enquêtes en date. Ainsi, outre les entreprises ayant répondu à la question considérée lors des deux dernières enquêtes, s'ajoutent certaines entreprises dont les réponses peuvent être partiellement imputées compte tenu de leurs réponses antérieures ou ultérieures (les avantages de l'imputation – augmentation de l'échantillon pris en compte – l'emportant sur ses inconvénients potentiels).

6. L'indicateur synthétique de climat économique est publié chaque mois par l'Insee dans le quatre-pages résumant les résultats de l'enquête sur la situation et les perspectives dans l'industrie (collection Informations Rapides, disponible sur Internet, [www.insee.fr](http://www.insee.fr)). Cet indicateur est calculé à partir des soldes d'opinion relatifs aux questions suivantes : production passée, perspectives personnelles de production, carnets de commande globaux, carnets de commande étrangers, perspectives générales de production, niveau des stocks, par une procédure d'analyse factorielle.

Tableau 1  
Modalité de la réponse et position de la grandeur relativement aux seuils

Modalité	Probabilité de la modalité	Condition sur la position de $\dot{X}_j$ par rapport aux deux seuils
Hausse	P hausse ( $\dot{X}_j$ ) = 1	$\dot{X}_j \geq s^+$
	P hausse ( $\dot{X}_j$ ) = 0	$\dot{X}_j < s^+$
Stabilité	P stabilité ( $\dot{X}_j$ ) = 1	$s^- < \dot{X}_j < s^+$
	P stabilité ( $\dot{X}_j$ ) = 0	$\dot{X}_j \leq s^-$ ou $\dot{X}_j \geq s^+$
Baisse	P baisse ( $\dot{X}_j$ ) = 1	$\dot{X}_j \leq s^-$
	P baisse ( $\dot{X}_j$ ) = 0	$\dot{X}_j > s^-$
L'intervalle d'indifférence : $[s^-; s^+]$		
Le solde d'opinion $S = \frac{1}{N} \sum_j [P \text{ hausse } (\dot{X}_j) - P \text{ baisse } (\dot{X}_j)]$		

Il est possible de répartir ces entreprises non plus en trois (réponses Hausse / Stable / Baisse à la dernière enquête pour la question considérée) mais en neuf (Hausse à l'enquête  $m - 1$  puis hausse à l'enquête  $m$ , hausse puis stable, hausse puis baisse, etc.) groupes pour tenir compte de la dynamique des réponses individuelles d'une enquête à l'autre.

On s'attend à ce que les pourcentages d'entreprises donnant la même réponse d'une enquête à l'autre présentent plus d'inertie que les pourcentages d'entreprises modifiant leurs réponses entre deux enquêtes. Ces derniers pourraient, au moins pour certains d'entre eux, contenir une information parfois plus avancée que les autres dans la mesure où ils prennent en compte des entreprises « innovant » dans leurs réponses.

Un premier constat est que les réponses des entreprises traduisent une grande cohérence dans le temps.

- Seulement un quart des entreprises en moyenne modifie sa réponse entre deux enquêtes successives sur la période étudiée (de mars 1990 à février 2005), ce qui signifie que les entreprises ne donnent pas de réponses erratiques d'un mois sur l'autre. Notons toutefois que les pourcentages de réponses inchangées entre deux enquêtes successives (Hausse-Hausse ou Stable-Stable ou Baisse-Baisse) sont accrus par l'application de méthodes d'imputation de réponses manquantes dans le cadre de la méthode d'échantillon constant (7).

- Les inflexions des réponses se font en grande majorité de manière progressive, les change-

ments de tendance indiqués (de la baisse vers la hausse ou vice versa) passant en très grande majorité par l'étape intermédiaire de la réponse Stable. Ainsi, la proportion d'entreprises passant directement d'une réponse Hausse à une réponse Baisse ou vice-versa a été très faible sur la période étudiée (cf. tableau 2).

Deux pourcentages semblent avoir tendance à se retourner plus précocement que les soldes d'opinion correspondants à certains moments du cycle conjoncturel : il s'agit du pourcentage de réponses Stable-Baisse et, dans une moindre mesure, du pourcentage de réponses Stable-Hausse (cf. graphique I). L'exemple de la question sur les perspectives générales de production suggère que le premier se retourne plutôt en avance dans les périodes de retournement conjoncturel à la hausse, alors que le second tendrait à se retourner plutôt en avance dans les périodes de retournement à la baisse. Ainsi, une diminution de la proportion d'entreprises devenant pessimistes indiquerait l'imminence d'un rebond de la conjoncture alors qu'une moindre proportion d'entreprises devenant très optimistes serait plutôt annonciatrice d'une période moins favorable.

L'avance la plus nette apparaît pour le pourcentage Stable-Baisse en particulier au moment de la sortie de la période qualifiée de « trou d'air »

7. Cf. note 6. Ainsi, pour une question donnée, une entreprise n'ayant pas répondu à l'enquête  $m$  mais ayant répondu à l'enquête  $m - 1$  se voit imputer la réponse donnée lors de l'enquête  $m$  au mois  $m + 1$ . Si l'entreprise ne répond pas à l'enquête  $m + 1$ , alors la chronique de ses réponses n'est plus prise en compte lors de la publication de cette enquête  $m + 1$  (l'entreprise est sortie de l'échantillon constant).

Tableau 2

**Moyenne des pourcentages de réponses entre deux enquêtes consécutives entre mars 1990 et février 2005**

	En %					
	Production passée	Perspectives personnelles de production	Carnets globaux	Carnets étrangers	Niveau des stocks	Perspectives générales de production
Hausse-Hausse	18,2	15,7	11,2	13,9	15,9	12,1
Stable-Hausse	6,7	7,0	4,1	4,6	5,3	6,0
Baisse-Hausse	1,3	1,1	0,4	0,5	0,2	0,9
Hausse-Stable	6,8	7,0	4,2	4,6	5,3	5,9
Stable-Stable	37,7	44,5	41,0	39,7	62,4	41,3
Baisse-Stable	5,9	5,7	5,9	5,3	2,7	7,1
Hausse-Baisse	1,3	0,9	0,4	0,4	0,3	0,8
Stable-Baisse	6,1	6,1	6,0	5,4	2,9	7,3
Baisse-Baisse	16,0	12,0	26,8	25,6	5,0	18,6

Lecture : en moyenne, à la question sur la « production passée », 18,2 % des entreprises répondent « hausse » à deux enquêtes consécutives, alors que 6,8 % passent d'une réponse « hausse » à une réponse « stable » et 1,3 % d'une réponse « hausse » à une réponse « baisse ».

Source : Enquête sur la situation et les perspectives dans l'industrie, Insee, calculs de l'auteur.

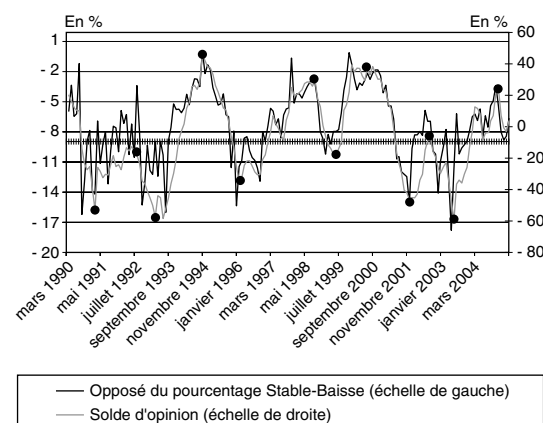
conjoncturel de l'hiver 1998-1999, où ce pourcentage se retourne nettement dès janvier alors que le solde ne commence à se redresser qu'en mai 1999. De même sur la période récente, le pourcentage Stable-Baisse se retourne dès avril 2003, avec un mois d'avance et de façon plus nette que le solde d'opinion. Pour cette question, ces deux pourcentages sont relativement lisses et pourraient être utilisés tels quels pour détecter précocement certains retournements de conjoncture. Pour les autres questions de l'enquête mensuelle, ces pourcentages sont

beaucoup plus heurtés et peuvent difficilement être utilisés directement à fréquence mensuelle. Néanmoins, pour les questions sur les niveaux des carnets de commande et des stocks, les pourcentages Stable-Baisse et Stable-Hausse pourraient parfois être suffisamment en avance sur le solde d'opinion pour que cette avance puisse être détectée malgré son caractère chaotique (cf. graphique II).

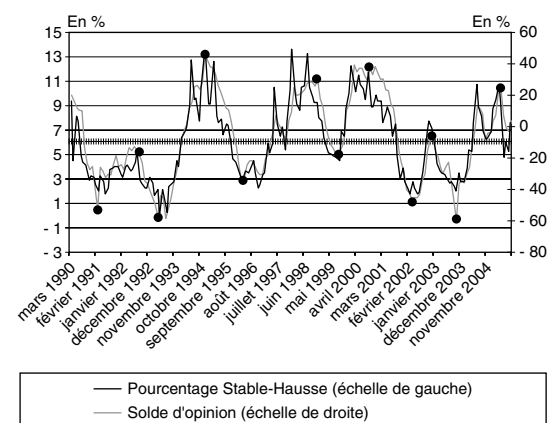
Pour la question sur le niveau des carnets de commande globaux, on observe (cf. graphi-

**Graphique I**  
**Perspectives générales de production dans l'industrie manufacturière**

**A – Solde des opinions et opposé du pourcentage Stable-Baisse**



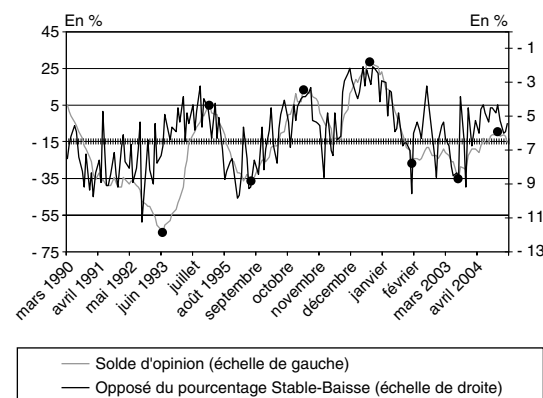
**B – Solde des opinions et pourcentage Stable-Hausse**



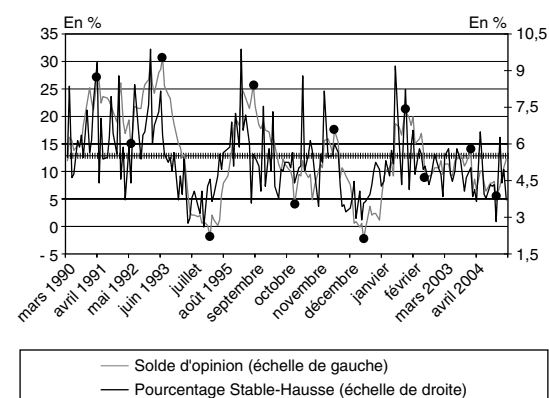
*Lecture : les points noirs sur le graphique représentent les points de retournement identifiés par la procédure de Bry et Boschan (1971), en considérant le solde d'opinion comme série de référence. Les dates indiquées correspondent aux dates d'enquête. L'horizontale grisée fait correspondre les moyennes des variables représentées sur les deux axes.*  
*Sources : enquêtes mensuelles et trimestrielles de conjoncture dans l'industrie, Insee et calculs de l'auteur.*

**Graphique II**  
**Opinion sur le niveau des carnets de commande globaux et le niveau des stocks dans l'industrie manufacturière**

**A – Solde des opinions sur le niveau des carnets de commande et opposé du pourcentage Stable-Baisse**



**B – Solde des opinions sur le niveau des stocks et pourcentage Stable-Hausse**



*Lecture : les points noirs sur le graphique représentent les points de retournement identifiés par la procédure de Bry et Boschan (1971), en considérant le solde d'opinion comme série de référence. Les dates indiquées correspondent aux dates d'enquête. L'horizontale grisée fait correspondre les moyennes des variables représentées sur les deux axes.*  
*Sources : enquêtes mensuelles et trimestrielles de conjoncture dans l'industrie, Insee et calculs de l'auteur.*

que II). que le pourcentage Stable-Baisse se retourne nettement en avance sur le solde d'opinion lors de la sortie de récession au premier semestre de 1993. Une légère avance apparaît également au début de 1999 lors de la sortie de la période de trou d'air conjoncturel. Sur les dix points de retournement identifiables par la procédure de Bry et Boschan (8), six sont captés en avance par le pourcentage Stable-Baisse, trois autres étant coïncidants, un seul étant en retard. Pour ces six points, l'avance varie de un à huit mois.

Le pourcentage de réponse Stable-Hausse relatif à la question sur le niveau des stocks se retourne un peu en avance sur le solde d'opinion à plusieurs reprises, notamment au premier semestre de 1995 et au second semestre de 1996. Sur les douze points de retournement identifiables par la procédure de Bry et Boschan, huit sont captés en avance par le pourcentage Stable-Hausse.

Des propriétés similaires peuvent être observées sur les réponses aux questions posées aux industriels à fréquence trimestrielle. En particulier, les pourcentages de réponses Stable-Baisse indiquent également en avance ou plus nettement la sortie de récession en 1993 et la sortie de trou d'air en 1999. Pour la question relative à la demande globale, sur les huit points de retournement identifiables par la procédure de Bry et Boschan, cinq sont captés en avance par le pourcentage Stable-Baisse. Pour la question relative à la demande étrangère, sur les

huit points de retournement identifiables par la procédure de Bry et Boschan, trois sont captés en avance par le pourcentage Stable-Baisse (cf. graphique III).

Les pourcentages de réponses Hausse-Baisse et Baisse-Hausse s'avèrent, quant à eux, très erratiques. Le faible nombre d'observations sur lesquelles ils sont fondés explique sans doute cette forte volatilité et suggère qu'ils pourraient véhiculer des signaux moins robustes que les pourcentages Stable-Hausse et Stable-Baisse.

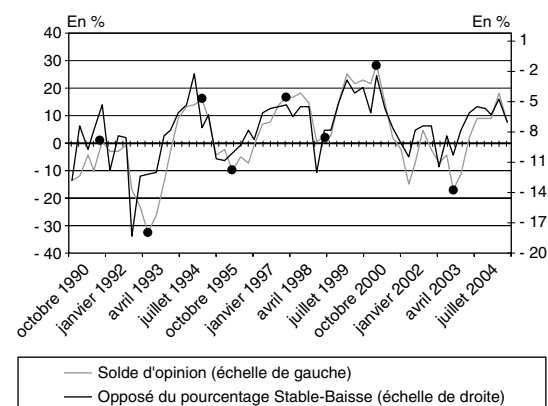
### L'extraction d'un facteur commun sur deux enquêtes

Si certains des pourcentages de ces réponses « dynamiques » se retournent parfois plus précocement que les soldes d'opinion correspondants, ces pourcentages apparaissent néanmoins trop volatils pour être exploitables directement, en tous cas sur données mensuelles. Il est cependant possible d'essayer de combiner ces pourcentages par des ou : une techniques d'ana-

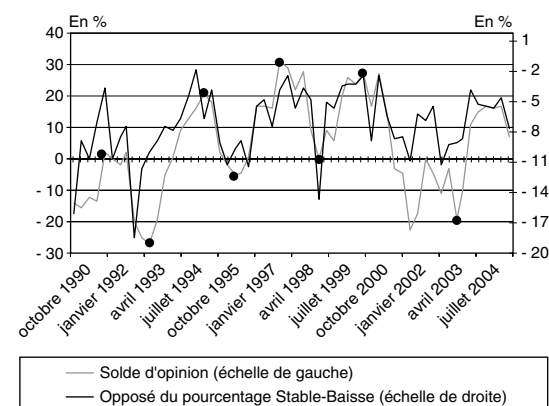
8. La procédure de Bry et Boschan (1971) permet la datation des points de retournements (pics et creux) des séries économiques. Les points de retournement s'apparentent aux maxima (pics) et minima (creux) locaux, dont l'alternance permet de distinguer les phases de croissance (entre un creux et un pic) des phases de décroissance (entre un pic et un creux). Cette procédure nécessite de définir au préalable des durées minimales pour les phases et pour les cycles (délimités par deux pics ou deux creux). Bry et Boschan imposent des durées minimales de 6 mois pour les phases de hausse et de baisse et de 15 mois pour les cycles. La procédure est mise en œuvre à partir du logiciel Busy.

Graphique III  
Opinion sur la demande globale et la demande étrangère prévue dans l'industrie manufacturière

A – Solde des opinions sur tendance prévue de la demande globale et opposé du pourcentage Stable-Baisse



B – Solde des opinions sur tendance prévue de la demande étrangère et opposé du pourcentage Stable-Baisse



Lecture : les points noirs sur le graphique représentent les points de retournement identifiés par la procédure de Bry et Boschan (1971), en considérant le solde d'opinion comme série de référence. Les dates indiquées correspondent aux dates d'enquête. L'horizontale grisée fait correspondre les moyennes des variables représentées sur les deux axes.  
Sources : enquêtes mensuelles et trimestrielles de conjoncture dans l'industrie, Insee et calculs de l'auteur.

lyse factorielle, afin d'en extraire une information commune avancée, exploitable à fréquence mensuelle. Ce type d'analyse factorielle est usuellement utilisé pour synthétiser l'information contenue dans les principaux soldes d'opinion de l'enquête mensuelle dans l'industrie sous forme d'un indicateur du climat des affaires (Doz et Lengart, 1995). Plus récemment, la même technique a été développée pour élaborer un indicateur du climat des affaires dans le secteur des services marchands (Casaux *et al.*, 2004 ; Cornec et Deperraz, 2007). Dans ce dernier cas, les données ont pour partie une fréquence mensuelle et pour partie une fréquence trimestrielle. Le cas de figure est ici similaire puisque le facteur commun sur deux enquêtes

présenté ci-dessous est issu de trois questions posées à fréquence mensuelle aux industriels et de deux questions posées uniquement à fréquence trimestrielle (cf. tableau, encadré 1).

Le choix de ces questions et pourcentages particuliers a été effectué de façon pragmatique en expérimentant toutes les combinaisons possibles des pourcentages Stable-Hausse et Stable-Baisse. La combinaison retenue est celle qui donne les meilleurs résultats en terme d'ajustement de la production manufacturière, tout en fournissant un indicateur relativement lisse à fréquence mensuelle. La comparaison graphique entre le facteur commun ainsi construit à partir de couples d'enquêtes et celui qui serait

#### Encadré 1

### CONSTRUIRE LE FACTEUR COMMUN SUR DEUX ENQUÊTES

Le facteur commun sur deux enquêtes est issu de trois questions posées à fréquence mensuelle aux industriels et de deux questions posées uniquement à fréquence trimestrielle (cf. tableau).

Le facteur commun  $FC$  extrait l'information commune aux six pourcentages de réponses « dynamiques ». Chaque série est définie comme la somme de deux termes : l'un commun à toutes les séries, le « facteur commun », l'autre qui lui est propre, sa composante idiosyncrasique. On suppose de plus que le facteur commun ainsi que les composantes spécifiques possèdent une dynamique temporelle modélisée par des processus  $ARMA$  – modèle autorégressif avec moyenne mobile –. La dynamique retenue pour le facteur commun est celle d'un  $ARMA(2,1)$  tandis que les résidus suivent un  $AR(1)$  (Hamilton, 1994).

Ainsi, le modèle latent s'écrit-t-il :

$$\begin{cases} y_{it} = \lambda_i FC_t + u_{it} \\ FC_t = \varphi_1 FC_{t-1} + \varphi_2 FC_{t-2} + \eta_t + \theta \eta_{t-1}, \text{ pour } i = 1 \text{ à } I. \\ u_{it} = \rho_i u_{it-1} + \varepsilon_{it} \end{cases}$$

$y_{it}$  représente la valeur du  $i^{\text{ème}}$  (ici,  $i$  a six valeurs) pourcentage au mois  $t$ ,  $FC_t$  est le facteur commun,  $\lambda_i$  son poids propre dans l'explication de chaque série, et  $u_{it}$  la composante spécifique au pourcentage  $i$  considéré. Les  $u_{it}$  sont supposés indépendants et entre eux et avec le facteur commun.  $\varepsilon_{it}$  et  $\eta_t$  sont des bruits blancs indépendants de variance respective  $\sigma^i$  et  $\sigma$ . Les pourcentages « dynamiques »  $y_{it}$  sont centrés-réduits.

Ce modèle est mensuel, mais toutes les variables ne sont pas observées chaque mois (les séries trimestrielles sont observées tous les trois mois).

Il est possible d'estimer explicitement les paramètres du modèle par la méthode dite du filtre de Kalman sous hypothèse de normalité des perturbations (Doz et Lengart, 1995). Cette approche présente l'avantage de pouvoir prendre en compte des périodicités différentes avec une représentation espace-état variable en fonction du mois d'observation (cf. le développement de la méthode décrit dans Cornec et Deperraz, 2005). Après estimation du modèle, le facteur commun est approché en pratique par son espérance conditionnelle sachant l'information passée et présente :  $\hat{FC}_t = E(FC_t | I_t)$ .

Tableau

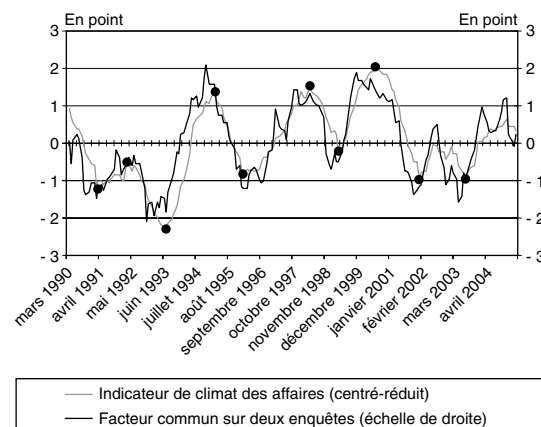
#### Les cinq questions utilisées, les six pourcentages retenus pour l'identification du facteur commun

		Pourcentages utilisés
Questions issues de l'enquête mensuelle	Opinion sur le niveau des carnets de commande globaux	Stable-Baisse
	Opinion sur le niveau des stocks	Stable-Hausse
	Perspectives générales de production	Stable-Baisse et Stable-Hausse
Questions issues de l'enquête trimestrielle	Tendances prévues de la demande globale	Stable-Baisse
	Tendances prévues de la demande étrangère	Stable-Baisse

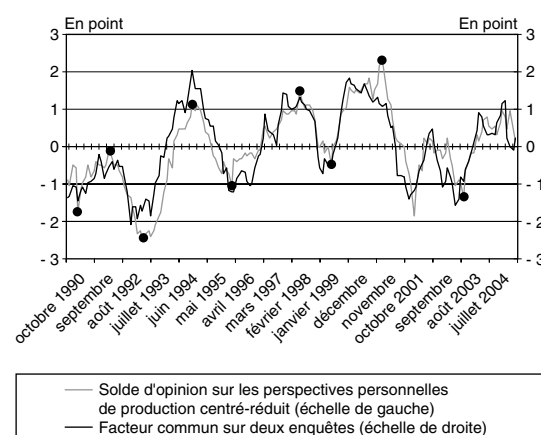
obtenu à partir des soldes d'opinion relatifs aux mêmes questions montre que l'avance de ce nouveau facteur ne résulte pas uniquement du choix de ces questions (cf. annexe 3). La comparaison de l'évolution du facteur commun avec l'indicateur du climat des affaires publié chaque mois par l'Insee et avec le solde d'opinion sur les perspectives personnelles de production montre que c'est le facteur commun qui indique, en général, le plus précocement les retournements de conjoncture (cf. graphique IV).

Graphique IV  
**Facteur commun sur deux enquêtes, indicateur du climat des affaires et solde d'opinion sur les perspectives personnelles de production dans l'industrie manufacturière**

**A – Indicateur du climat des affaires et facteur commun sur deux enquêtes**



**B – Solde d'opinion sur les perspectives personnelles de production et facteur commun sur deux enquêtes**



Lecture : les points noirs sur le graphique représentent les points de retournement identifiés par la procédure de Bry et Boschan (1971), en considérant le solde d'opinion comme série de référence.

Les dates indiquées correspondent aux dates d'enquête. L'horizontale grisée fait correspondre les moyennes des variables représentées sur les deux axes.

Sources : enquêtes mensuelles et trimestrielles de conjoncture dans l'industrie, Insee et calculs de l'auteur.

Il semble que, conformément aux attentes et compte tenu de l'objectif et du principe de sa construction, le facteur commun sur deux enquêtes indique les retournements de conjoncture plus précocement que l'indicateur du climat des affaires (9), à l'exception peut-être du retournement conjoncturel à la hausse du second semestre 1996, où le facteur commun se retourne certes une première fois avant l'indicateur de climat, mais avant de redescendre à nouveau pendant un trimestre. Sur la période plus récente, le facteur commun annonce bien la reprise de l'été 2003 dès l'enquête d'avril alors que l'indicateur de climat ne s'améliore qu'à partir de juillet. C'est aussi le cas lorsqu'on compare le facteur commun au solde d'opinion sur les perspectives personnelles de production qui, d'après Reynaud et Scherrer (1996), est le solde le plus avancé parmi ceux servant à élaborer l'indicateur du climat des affaires.

Globalement, le facteur commun est en avance de deux mois sur l'indicateur du climat des affaires, d'après la corrélation qui est maximale lorsqu'on introduit un décalage de deux mois entre les deux séries (cf. tableau 3). Sur les dix points de retournement identifiables par la procédure de Bry et Boschan, sept sont captés en avance par le facteur commun, les trois autres étant coïncidents. Pour ces sept points, l'avance varie de un à huit mois. Ainsi, l'hypothèse nulle du test de Banerji (1999) de non-significativité de l'avance est-elle largement rejetée au seuil de 5 %.

9. Pour des raisons de facilité d'obtention, les pourcentages de réponses dynamiques et donc le facteur commun sur deux enquêtes ont été calculés à partir des réponses des entreprises telles qu'elles sont successivement disponibles au moment de la publication des premiers résultats de chaque enquête. Contrairement aux soldes d'opinion et à l'indicateur du climat des affaires, les indicateurs introduits spécifiquement dans cet article ne tiennent donc pas compte des réponses tardives des entreprises.

Tableau 3  
**Corrélations entre l'indicateur du climat des affaires et le facteur commun sur deux enquêtes**

		Facteur commun sur deux enquêtes (m)
Indicateur du climat des affaires	m	0,86
	m + 1	0,89
	m + 2	0,91
	m + 3	0,90
	m + 4	0,88

Lecture : le facteur commun sur deux enquêtes obtenu le mois m est le plus fortement corrélé avec l'indicateur du climat des affaires qui sera obtenu deux enquêtes plus tard, le mois m + 2  
 Source : Enquête sur la situation et les perspectives dans l'industrie, Insee, calculs de l'auteur.



## La prévision du taux de croissance de la production manufacturière

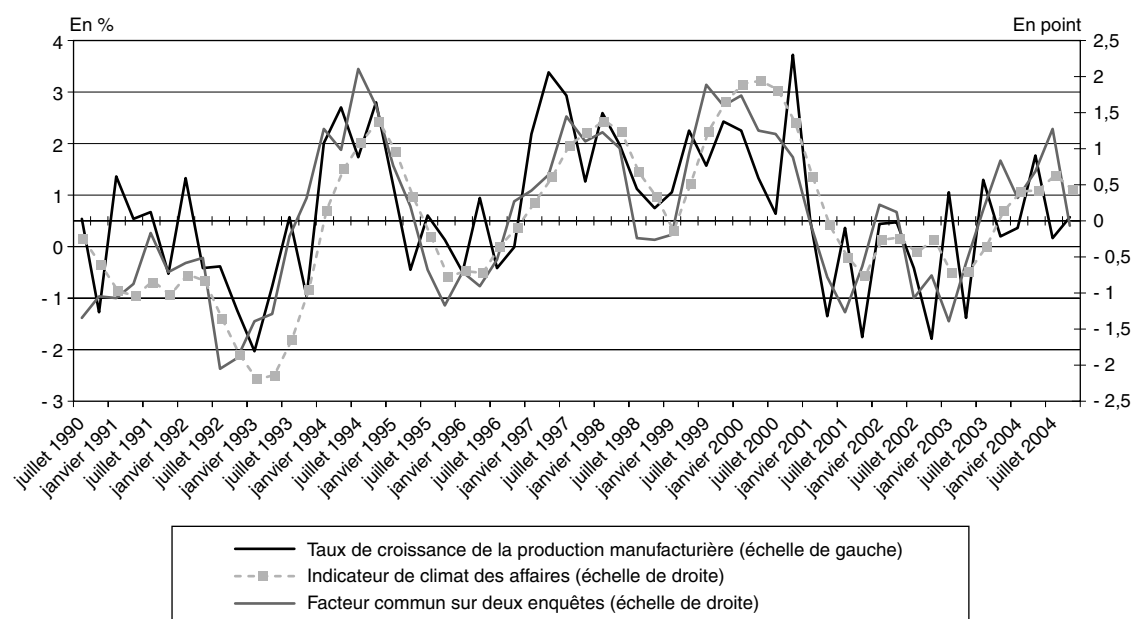
Le facteur commun sur deux enquêtes ainsi construit peut être intégré dans des modèles d'étalonnage de la production manufacturière, comme le sont les soldes d'opinion ou l'indicateur du climat des affaires. Les données issues de l'enquête de conjoncture étant mensuelles, il faut au préalable les trimestrialiser pour pouvoir les confronter aux données issues des Comptes trimestriels. Étant donnée la manière dont sont posées les questions de l'enquête en référence à des évolutions sur trois mois, une façon usuelle de trimestrialiser les données de l'enquête mensuelle dans l'industrie est de considérer chaque valeur de janvier comme relative au quatrième trimestre de l'année précédente, tandis que les valeurs d'avril, juillet et octobre sont traitées comme relatives, respectivement, au premier, deuxième et troisième trimestres de l'année courante (cf. par exemple Bouton et Erkel-Rousse, 2003). C'est dans un premier temps cette convention que l'on retient pour les premières équations de prévision présentées (10).

On compare l'évolution sur ces données trimestrielles de l'indicateur de climat et du facteur sur deux enquêtes avec celle du taux de croissance trimes-

triel de la production manufacturière. On remarque bien qu'à plusieurs reprises, le facteur commun se retourne avant les autres indicateurs (cf. graphique V). L'étude des corrélations montre que le facteur commun est presque aussi fortement corrélé avec le taux de croissance lorsqu'on le retarde d'un trimestre, ce qui n'est pas le cas pour l'indicateur du climat des affaires (cf. tableau 4). Deux types d'équations sont d'abord estimées : une première permettant de prévoir le taux de croissance trimestriel de la production manufacturière pour le trimestre en cours (horizon 1) et une autre permettant de prévoir le taux de croissance du trimestre à venir (horizon 2). Pour la première, on pourra utiliser les données d'enquête retardées d'un trimestre (compte tenu de la convention utilisée) tandis que, pour la deuxième, seules des données retardées d'au moins deux trimestres peuvent être utilisées. Pour chaque horizon, on compare dans un premier temps les capacités prédictives du facteur commun sur deux enquêtes avec celles de l'indicateur du climat des affaires.

10. Ainsi, par exemple, le libellé de la question sur la production passée est le suivant : Évolution de votre production : tendance au cours des trois derniers mois. Lors de l'enquête de janvier d'une année  $n$ , les entrepreneurs répondent sur l'évolution de leur production au cours des mois d'octobre, novembre et décembre de l'année  $n-1$ . C'est ce qui explique la convention retenue dans un premier temps d'affecter les valeurs de l'enquête de janvier de l'année  $n$  au quatrième trimestre de l'année  $n-1$ .

Graphique V  
Taux de croissance de la production manufacturière, indicateur du climat des affaires et facteur commun sur deux enquêtes



Lecture : les données issues de l'enquête de conjoncture sont trimestrialisées pour pouvoir les confronter aux données du taux de croissance de la production issues des Comptes trimestriels. Les dates correspondent au début de trimestre. Une horizontale « avec batonnets » fait correspondre les moyennes des variables représentées sur les deux axes.

Champ : industrie manufacturière.

Sources : enquêtes mensuelles et trimestrielles de conjoncture dans l'industrie et comptes trimestriels, Insee.

Pour la prévision à horizon 1, le facteur commun sur deux enquêtes apparaît globalement un peu plus performant que l'indicateur du climat des affaires (cf. encadré 2 – équation 1). Graphiquement, on observe que les retournements à la hausse de la mi-1993 et de début 1999 sont assez bien captés par l'étalonnage utilisant le facteur sur deux enquêtes. De même, les creux d'activité de l'automne 2001 et de l'hiver 2002-2003 sont bien simulés par l'étalonnage n° 2 (cf. graphique V). Au total, sur la période récente 1999-2004, en réestimant les équations sur données « historiques », on obtient une erreur de prévision moyenne de 0,83 pour un biais de - 0,42 (11).

Pour la prévision à horizon 2 à partir des enquêtes de janvier, avril, juillet et octobre, c'est, en revanche, l'indicateur du climat des affaires qui est un peu plus performant (cf. encadré 2 – équation 3). Les retournements sont néanmoins captés avec un certain retard par l'étalonnage utilisant l'indicateur de climat (cf. graphique VI). Au total, sur la période récente 1999-2004, en réestimant les équations sur données « historiques », on obtient une erreur de prévision moyenne de 1,07 pour un biais de - 0,46 (12).

En utilisant l'information la plus récente disponible au moment de la rédaction des *Notes et Points de conjoncture* de l'Insee – c'est-à-dire les valeurs prises par les indicateurs en février, mai, septembre et novembre – on obtient une amélioration sensible des prévisions à horizon 2. Les données d'enquête sont donc ici trimestrialisées avec la convention suivante : chaque valeur de février est considérée comme étant relative au premier

trimestre de l'année courante tandis que les valeurs de mai, septembre et novembre sont traitées comme relatives, respectivement, aux deuxième, troisième et quatrième trimestres. Avec cette convention, à la fin février, mai, septembre ou novembre, il est possible de prévoir le taux de croissance du trimestre à venir (horizon 2) avec les données d'enquête retardées d'un trimestre. Dans ce cas, c'est en utilisant le facteur commun sur deux enquêtes qu'on obtient le meilleur étalonnage (cf. encadré 2 – équation 5). Avec cet étalonnage à horizon 2, les principaux retournements sont assez bien captés à l'exception du retournement à la hausse de la mi-1996 (cf. graphique VII). Sur la période récente, les retournements de début 2002 et de la mi-2003 sont assez bien captés en utilisant le facteur commun sur deux enquêtes (cf. graphique VIII). Au total, sur la période 1999-2004, en réestimant les équations sur données « historiques », on obtient une erreur de prévision moyenne de 1,01 pour un biais de - 0,35 (13).

Ces erreurs de prévision sont d'une amplitude notable au regard de l'ordre de grandeur de la variable que l'on cherche à prévoir. Ceci tient en premier lieu au fait que les agrégats des comptes trimestriels sont moins lisses que les indicateurs tirés des enquêtes de conjoncture, les premiers étant tirés d'indicateurs quantitatifs (14) alors que les seconds sont issus d'une information initiale qualitative. En outre, les comptes sont sujets à plusieurs campagnes de révisions alors que les révisions des enquêtes de conjoncture sont très limitées (elles consistent essentiellement à intégrer les réponses tardives à une enquête lors de l'enquête suivante). Or, pour une partie de la période sur laquelle les simulations sont effectuées, les données comptables ne sont pas encore « définitives », ce qui peut ponctuellement induire certaines divergences temporaires entre la variable expliquée et les indicateurs tirés des enquêtes

Tableau 4  
**Corrélations du taux de croissance de la production manufacturière avec l'indicateur du climat des affaires et le facteur commun sur deux enquêtes**

		Indicateur du climat des affaires (t)	Facteur commun sur deux enquêtes (t)
Taux de croissance de la production manufacturière	t	0,70	0,72
	t + 1	0,54	0,69
	t + 2	0,34	0,45
	t + 3	0,14	0,23
	t + 4	- 0,02	0,08

Lecture : la corrélation du facteur commun sur deux enquêtes relatif au trimestre t avec le taux de croissance de la production manufacturière du trimestre suivant t + 1 est de 0,69 alors que la corrélation de l'indicateur de climat avec le taux de croissance du trimestre suivant n'est que de 0,54.

Source : Enquête sur la situation et les perspectives dans l'industrie, Insee, calculs de l'auteur.

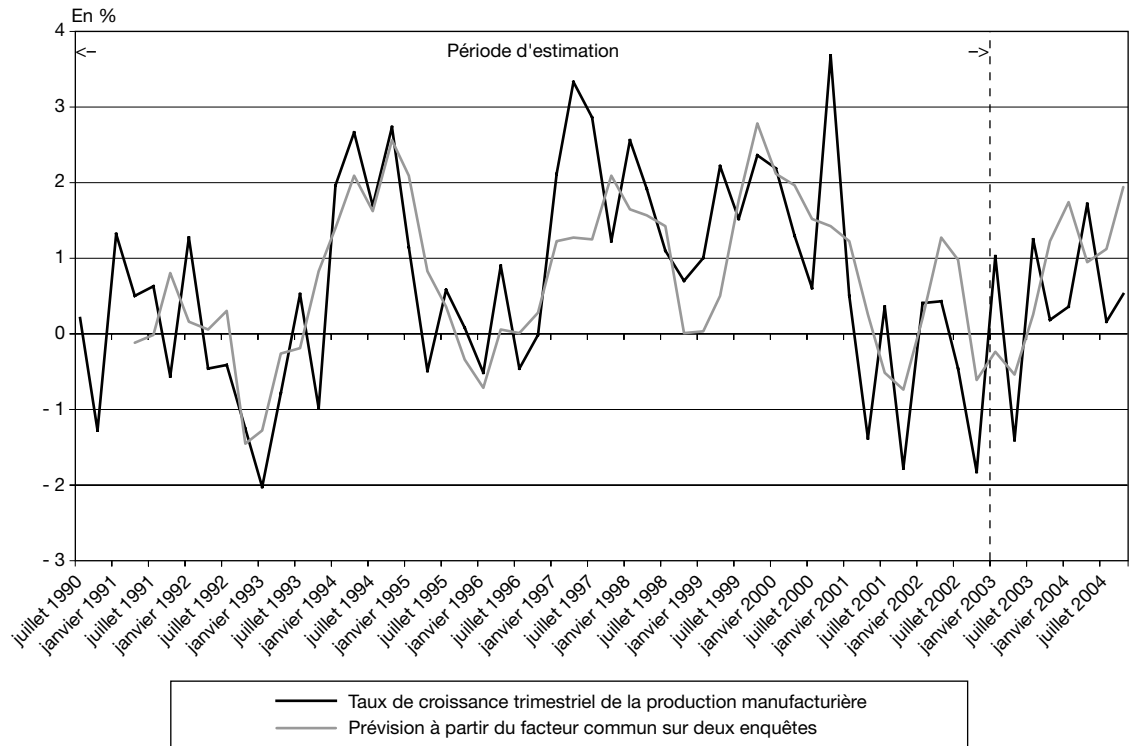
11. Ces erreurs de prévision sont calculées par rapport aux résultats détaillés des Comptes trimestriels publiés le 3 janvier 2006. Si on compare les prévisions obtenues aux premiers résultats successifs on obtient une erreur de prévision moyenne de 0,54.

12. Cf. graphique VIII. Ces erreurs de prévision sont calculées par rapport aux résultats détaillés du 3<sup>e</sup> trimestre de 2005 des Comptes trimestriels publiés le 3 janvier 2006. Si on compare les prévisions aux premiers résultats successifs des comptes trimestriels on obtient une erreur de prévision moyenne de 0,66.

13. Ces erreurs de prévision sont calculées par rapport aux résultats détaillés du 3<sup>e</sup> trimestre de 2005 des Comptes trimestriels publiés le 3 janvier 2006. Si on compare les prévisions aux premiers résultats successifs des comptes trimestriels, on obtient une erreur de prévision moyenne de 0,67.

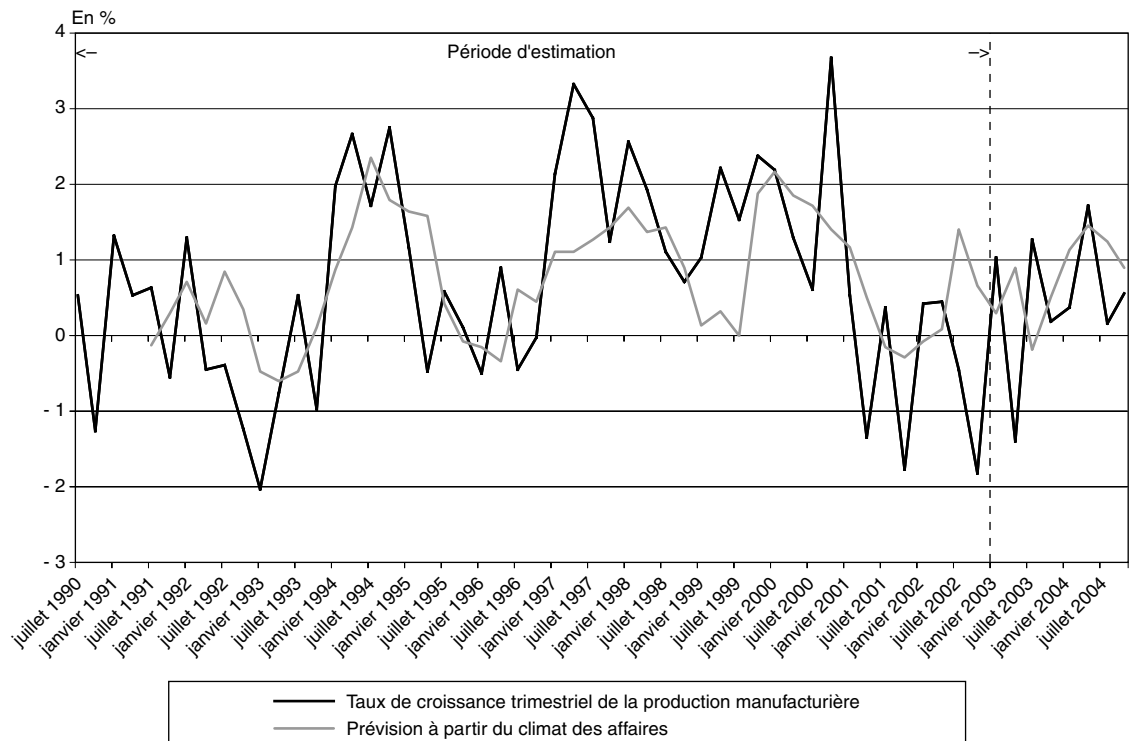
14. Pour une explication du mode d'élaboration des comptes nationaux, le lecteur pourra se reporter à Gregoir et Lacroix (2004).

Graphique VI  
Prévisions du taux de croissance de la production manufacturière à horizon 1



Lecture : les prévisions sont calculées à partir de l'équation 2 (cf. encadré 2) estimée sur la période allant du quatrième trimestre de 1990 au quatrième trimestre de 2002. Cette période est délimitée par la barre verticale en pointillé.  
Sources : enquêtes mensuelles et trimestrielles de conjoncture dans l'industrie et comptes trimestriels, Insee et calculs de l'auteur.

Graphique VII  
Prévisions du taux de croissance de la production manufacturière à horizon 2



Lecture : les prévisions sont calculées à partir de l'équation 4 (cf. encadré 2) estimée sur la période allant du quatrième trimestre de 1990 au quatrième trimestre de 2002. Cette période est délimitée par la barre verticale en pointillé.  
Sources : enquêtes mensuelles et trimestrielles de conjoncture dans l'industrie et comptes trimestriels, Insee et calculs de l'auteur.

Encadré 2

**ÉTALONNAGES DU TAUX DE CROISSANCE DE LA PRODUCTION MANUFACTURIÈRE**

Les variables d'enquête utilisées sont respectivement l'indicateur du climat des affaires (*CLIMAT*) et le facteur commun sur deux enquêtes (*FC*). La variable prévue est le taux de croissance de la production manufacturière issu des Comptes trimestriels (*TCT*). Les modèles sont estimés sur la période allant du quatrième trimestre de 1990 au quatrième trimestre de 2002. En effet, au moment de la réalisation des estimations économétriques, les dernières données disponibles n'étaient pas définitives pour les trimestres plus récents. On a donc restreint la période d'estimation de manière à ne conserver que des observations définitives.

Les quatre premiers étalonnages sont construits avec les variables d'enquête trimestrialisées en utilisant les enquêtes de janvier, avril, juillet et octobre.

Les spécifications des équations ont été déterminées par une procédure de sélection de variable pas à pas suivie de différents tests de normalité, d'autocorrélation des résidus et de stabilité des coefficients. Les retards des variables *CLIMAT* et *FC* ont été déterminés séparément par cette procédure et on n'a pas imposé que la structure des retards soit nécessairement la même pour ces deux variables. Les retards testés allaient de un à quatre trimestres. Puis, à partir des retards ainsi sélectionnés pour chacune des variables, on estime un sur-modèle incluant les deux indicateurs pour tester leur éventuelle complémentarité.

Pour chacune, on présente l'écart-type de l'erreur quadratique moyenne (*RMSE*). *LM*(4) désigne le test du multiplicateur de Lagrange d'auto-corrélation des résidus à l'ordre 4 (Godfrey, 1978) et *JB* le test de normalité de Jarque et Bera (1980). Pour tous les étalonnages présentés ci-dessous, l'hypothèse d'absence d'autocorrélation et de normalité des résidus est acceptée au seuil de 0,05 (les probabilités critiques étant indiquées entre crochets). L'indice de conditionnement maximal est suffisamment faible pour considérer les tests de significativité des coefficients comme fiables.

Les deux premières équations permettent de prévoir à horizon 1, la seconde paraissant plus adaptée compte tenu de la non-significativité des coefficients associés à la variable de climat dans la première :

Équation 1

$$TCT = 0,68 + 0,72 \cdot FC_{t-1} - 0,63 \cdot FC_{t-3} + 0,67 \cdot CLIMAT_{t-1} - 0,43 \cdot CLIMAT_{t-2}$$

(4,6)      (1,5)      (-1,7)      (0,7)      (-0,1)

$R^2 = 0,54$        $R^2_{ajusté} = 0,50$        $RMSE = 1,00$        $LM(4) = 2,93$        $JB = 1,78$   
[0,57]      [0,41]

Indice de conditionnement maximal = 16,01

Équation 2

$$TCT = 0,66 + 1,11 \cdot FC_{t-1} - 0,31 \cdot FC_{t-3}$$

(4,5)      (6,6)      (-1,9)

$R^2 = 0,52$        $R^2_{ajusté} = 0,50$        $RMSE = 1,00$        $LM(4) = 3,25$        $JB = 1,01$   
[0,52]      [0,6]

Les deux équations suivantes permettent de prévoir à horizon 2 et, ici, c'est l'équation utilisant seulement la variable *CLIMAT* (équation 4) qui semble la plus adaptée :

Équation 3

$$TCT = 0,70 - 0,02 \cdot FC_{t-2} - 0,26 \cdot FC_{t-4} + 1,83 \cdot CLIMAT_{t-2} - 1,25 \cdot CLIMAT_{t-3}$$

(3,8)      (-0,03)      (-0,6)      (1,6)      (-1,4)

$R^2 = 0,33$        $R^2_{ajusté} = 0,29$        $RMSE = 1,23$        $LM(4) = 6,05$        $JB = 0,92$   
[0,20]      [0,63]

Indice de conditionnement maximal = 16,62

Équation 4

$$TCT = 0,71 + 1,79 \cdot CLIMAT_{t-2} - 1,46 \cdot CLIMAT_{t-2}$$

(4,1)      (4,4)      (-3,6)

$R^2 = 0,32$        $R^2_{ajusté} = 0,29$        $RMSE = 1,23$        $LM(4) = 6,49$        $JB = 0,95$   
[0,17]      [0,62]

Les deux dernières équations, ci-dessous, permettent de prévoir à horizon 2 avec les variables d'enquête trimestrialisées en utilisant les valeurs de février, mai, septembre et novembre, dernières données disponibles au moment de la rédaction des *Notes et Points de conjoncture* de l'Insee. C'est alors le facteur commun sur deux enquêtes qui fournit un meilleur ajustement, l'équation 6 paraissant la plus convaincante :

Équation 5

$$TCT = 0,66 + 1,00 \cdot FC_{t-1} - 0,53 \cdot FC_{t-2} + 0,38 \cdot CLIMAT_{t-1} - 0,23 \cdot CLIMAT_{t-3}$$

(3,9)      (2,0)      (-1,3)      (0,5)      (-0,7)

$R^2 = 0,41$        $R^2_{ajusté} = 0,38$        $RMSE = 1,14$        $LM(4) = 4,05$        $JB = 1,55$   
[0,40]      [0,46]

Indice de conditionnement maximal = 9,78

de conjoncture (15). Quo qu'il en soit, Dubois et Michaux (2005) soulignent qu'en dépit des difficultés posées par le rapprochement d'agrégats des comptes et d'indicateurs issus des enquêtes qualitatives, les performances prédictives, à horizon 1 comme à horizon 2, d'une modélisation de type *VAR* sur des données issues des seuls Comptes trimestriels sont nettement inférieures à celles obtenues à partir d'étalonnages utilisant les enquêtes de conjoncture.

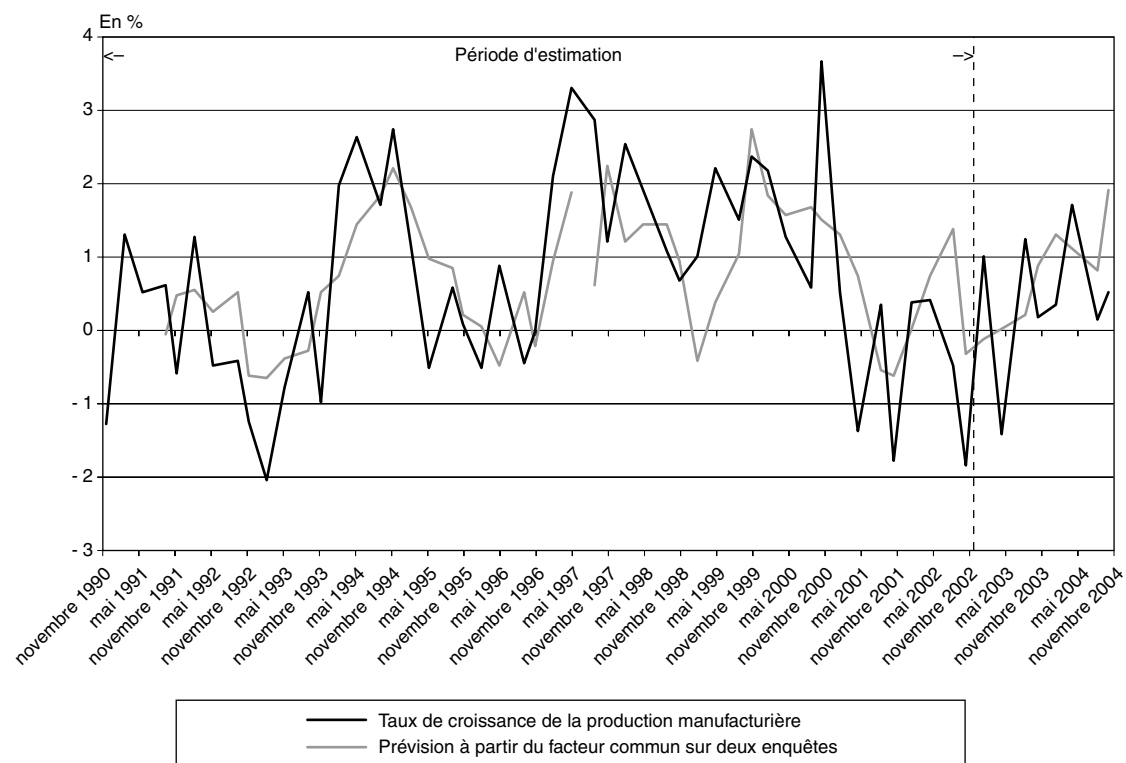
En pratique, ce qui importe surtout c'est de prévoir la tendance de court terme plus que le chiffre précis (16). De ce point de vue, la prévision à horizon 2 par le facteur commun sur deux enquêtes apparaît relativement satisfai-

sante. Les grandes tendances de la croissance manufacturière sont relativement bien reproduites, de façon lissée (cf. graphiques VIII et IX). Par exemple, en septembre 2003, l'étalonnage aurait bien signalé un franc retournement à la hausse pour le second semestre 2003, alors que le dernier point connu dans les comptes trimestriels, celui du deuxième trimestre 2003, n'indiquait pas encore le retournement qui allait suivre dans les comptes, au trimestre suivant.

15. Le terme « définitif » renvoie au fait que les données des comptes trimestriels soient calées sur les comptes annuels dit définitifs.

16. Ce constat ne s'applique d'ailleurs pas seulement aux prévisions, mais aussi à la connaissance du passé récent.

Graphique VIII  
Prévisions du taux de croissance de la production manufacturière à horizon 2



Lecture : les prévisions sont calculées à partir de l'équation 6 (cf. encadré 2) estimée sur la période allant du quatrième trimestre de 1990 au quatrième trimestre de 2002. Cette période est délimitée par la barre verticale en pointillé.  
Sources : enquêtes mensuelles et trimestrielles de conjoncture dans l'industrie et comptes trimestriels, Insee et calculs de l'auteur.

Encadré 2 (suite)

Équation 6

$$TCT = 0,68 + 1,23 \cdot FC_{t-1} - 0,54 \cdot FC_{t-2}$$

(4,1)                      (4,5)                      (-2,0)

$R^2 = 0,40$

$R^2_{ajusté} = 0,38$

$RMSE = 1,14$

$LM(4) = 5,22$   
[0,27]

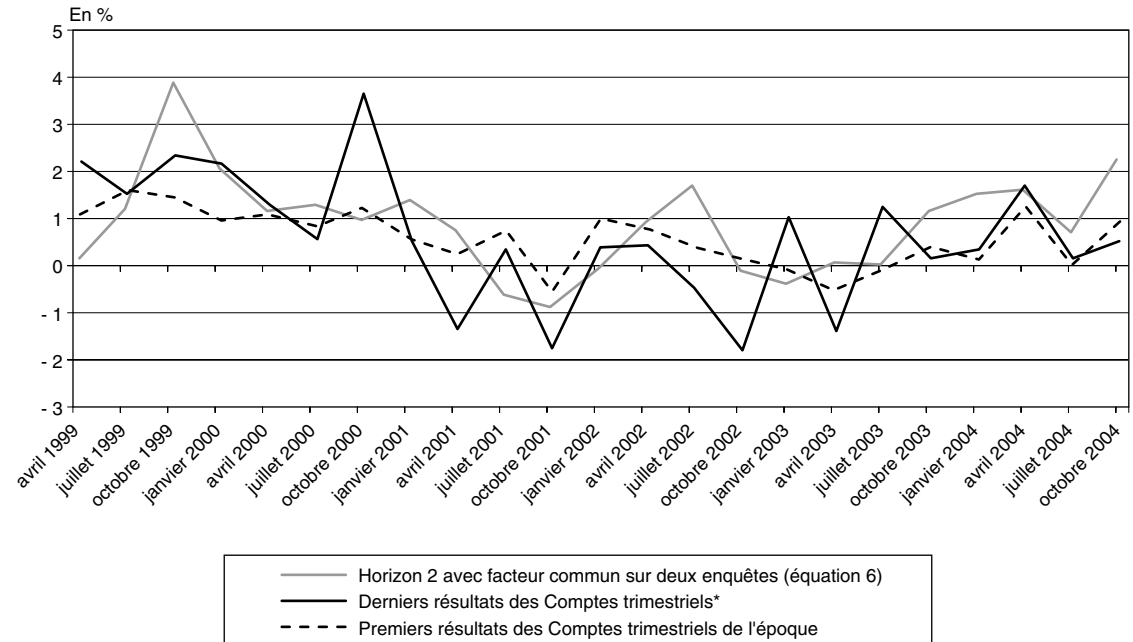
$JB = 1,59$   
[0,45]

L'équation 6 apparaît préférable à l'équation 4 pour la prévision à l'horizon de deux trimestres, dès lors que les dernières données de février, mai, septembre ou novembre sont disponibles.

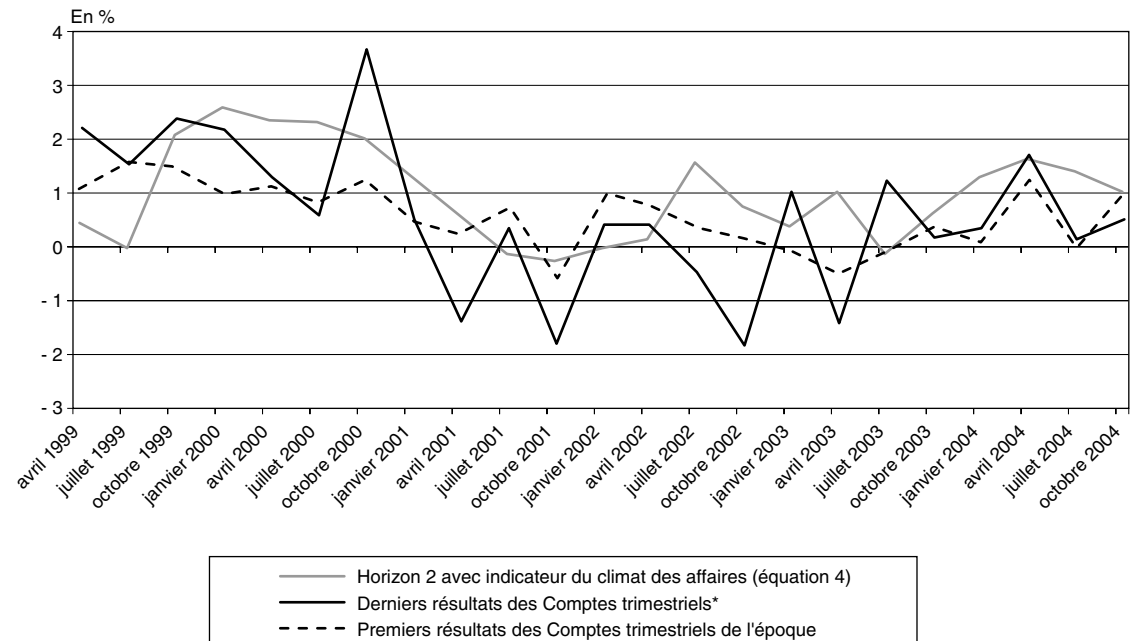
Graphique IX

**Prévisions du taux de croissance de la production manufacturière selon l'information trimestrielle disponible**

**A – Prévion à horizon 2 à partir du facteur commun sur deux enquêtes**



**B – Prévion à horizon 2 à partir de l'indicateur du climat des affaires**



Lecture : le graphique représente les prévisions successives effectuées sur données historiques ; elles diffèrent donc légèrement de celles des graphiques précédents ; la série des premiers résultats successifs des comptes trimestriels est fictive, puisqu'au moment de la publication du premier résultat d'un trimestre donné, les résultats des trimestres précédents sont révisés.

Les prévisions avec l'indicateur du climat des affaires ont été calculées avec l'indicateur tel qu'il était disponible au moment de l'étude, tenant donc compte, en particulier, des réponses tardives des entreprises non disponibles en « temps réel ».

\* Les derniers résultats connus des comptes trimestriels au moment de la réalisation de l'étude étaient les résultats détaillés du 3<sup>e</sup> trimestre de 2005, publiés le 3 janvier 2006.

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

\* \*  
\*

On a ici tenté d'exploiter l'idée que l'information fournie par les seules entreprises modifiant leur réponse d'une enquête à l'autre pourrait permettre de détecter plus précocement certains retournements de conjoncture. Si, question par question, les indicateurs obtenus apparaissent trop volatils pour être directement exploités, la combinaison de certains d'entre eux fournit, sur deux enquêtes, un facteur commun avancé par rapport à l'indicateur de climat des affaires. Ce nouveau facteur commun pourrait donc compléter l'information qualitative apportée chaque mois par les enquêtes de conjoncture. De plus, nos résultats suggèrent que l'utilisation de ce facteur commun pourrait enrichir la batterie d'indicateurs utilisés à des fins de prévision à

l'horizon 2 du taux de croissance de la production manufacturière pour les exercices faits en milieu de trimestre sur la base des résultats d'enquêtes alors disponibles (à l'aide de modèles combinant les résultats des enquêtes de février, mai, septembre et novembre).

Néanmoins, le facteur commun présenté ici ne constitue qu'une première façon d'exploiter ces indicateurs désagrégés. On pourrait envisager d'aller plus loin en mobilisant plus largement ces indicateurs et en tenant compte de leur différence de synchronisation dans une modélisation à la Forni et Lippi (2001). Une autre piste serait d'utiliser directement les pourcentages « dynamiques », moins volatils sur données trimestrialisées, dans la recherche d'étalonnages du taux de croissance de la production manufacturière. □

---

#### BIBLIOGRAPHIE

**Banerji A. (1999)**, « The Lead Profile and Other Non-Parametric Tools to Evaluate Survey Series as Leading Indicators », 24<sup>e</sup> Conférence du Ciret, Wellington, Nouvelle-Zélande, 17-20 mars.

**Biau O., Ferrari N. et Erkel-Rousse H. (2007)**, « Réponses individuelles aux enquêtes de conjoncture et prévision macroéconomique », *Économie et Statistique*, n° 395-396, ce numéro.

**Bouton F. et Erkel-Rousse H. (2003)**, « Conjonctures sectorielles et prévision à court terme de l'activité : l'apport de l'enquête de conjoncture dans les services », *Économie et Statistique*, numéro spécial *Analyse conjoncturelle : entre statistique et économie*, n° 359-360 – 2002, publié en avril 2003, pp. 35-68.

**Bry G. et Boschan C. (1971)**, « Cyclical Analysis of Time Series: Selected Procedures and Computer Programs », *NBER Technical Working Papers*, n° 20.

**Casaux S., Cornec M., Deperraz T. et Lefebvre I. (2004)**, « Présentation des indicateurs synthétiques résumant le climat des affaires dans les services en France et en zone euro », *Note de conjoncture*, décembre 2004, Insee.

**Cornec M. et Deperraz T. (2007)**, « Un nouvel indicateur synthétique mensuel résumant le climat des affaires dans les services en France », *Économie et Statistique*, n° 395-396, ce numéro.

**Cunningham A.W.F., Smith R.J. et Weale M.R. (1998)**, « Measurement Errors and Data Estimation: the Quantification of Survey Data », chapitre 3 in *Applied Economics and Public Policy*, Department of Applied Economics 50th Anniversary Conference Volume, I. Begg et S.G.B. Henry éditeurs, pp. 41-58, Cambridge University Press.

**Doz C. et Lengart F. (1995)**, « Une grille de lecture pour l'enquête mensuelle dans l'industrie », *Note de conjoncture*, Insee, décembre 1995.

**Driver C. et Urga G. (2004)**, « Transforming Qualitative Survey Data: Performance Comparisons for the UK », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 66, n° 1, pp. 71-90.

**Entorf H. (1993)**, « Constructing Leading Indicators From Non-Balanced Sectoral Business Survey Series », *International Journal of Forecasting*, vol. 9, n° 2, pp. 211-225.

**Etter R., Gubelli S. et Klein J. (2004)**, « Analysis of Detailed Business and Consumer Survey (BCS) Results », 27<sup>e</sup> Conférence du Ciret, Varsovie, 15-18 septembre.

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

- Forni M. et Lippi M. (2001)**, « The Generalized Factor Model: Representation Theory », *Econometric Theory*, vol. 17, n° 6, pp. 1113-1141.
- Godfrey L.G. (1978)**, « Testing Against General Autoregressive and Moving Average Error Models when the Regressors Include Lagged Dependent Variables », *Econometrica*, vol. 46, n° 6, pp. 1293-1301.
- Gregoir S. et Lacroix R. (2004)**, « Les révisions des Comptes trimestriels », Insee, Background Paper to OECD-ONS Workshop, Paris, octobre.
- Hamilton J. (1994)**, *Time Series Analysis*, Princeton University Press.
- Hild F. (2002)**, « Une lecture enrichie des réponses aux enquêtes de conjoncture », *Économie et Statistique*, numéro spécial *Analyse conjoncturelle : entre statistique et économie*, n° 359-360, publié en avril 2003, pp. 13-34.
- Hild F. (2004)**, « Can one Anticipate the GDP Revisions? », 27<sup>e</sup> Conférence du Ciret, Varsovie, 15-18 septembre.
- Jarque C.M. et Bera A.K. (1980)**, « Efficient Tests for Normality, Heteroscedasticity and Serial Independence of Regression Residuals », *Economics Letters*, vol. 6, pp. 255-259.
- Mitchell J., Smith R.J. et Weale M.R. (2004)**, « Aggregate Versus Disaggregate Survey-Based Indicators of Economic Activity », *National Institute of Economic and Social Research Discussion Paper*, n° 194.
- Mitchell J., Smith R.J. et Weale M.R. (2005)**, « Forecasting Manufacturing Output Growth Using Firm-Level Survey Data », *The Manchester School*, vol. 73, n° 4, pp. 479-499.
- Reynaud M. et Scherrer S. (1996)**, « Une modélisation VAR de l'enquête de conjoncture de l'Insee dans l'industrie », *document de travail*, Direction de la Prévision, n° 96-12.
- Smith J. et McAleer M. (1995)**, « Alternative Procedures for Converting Qualitative Response Data to Quantitative Expectations: an Application to Australian Manufacturing », *Journal of Applied Econometrics*, vol. 10, n° 2, pp. 165-185.
- Summer M. (1997)**, « More on Output Expectations in Manufacturing », *Applied Economics*, vol. 29, n° 3, pp. 365-369.
- Theil H. (1952)**, « On the Time Shape of Economic Microvariables and the Munich Business Test », *Revue de l'Institut International de Statistique*, vol. 20, pp. 105-120.
- Thomas D.G. (1995)**, « Output Expectations Within Manufacturing Industry », *Applied Economics*, vol. 27, n° 5, pp. 403-408.



Tableau  
**Moyenne du nombre d'entreprises indiquant les différentes modalités de réponses entre deux enquêtes consécutives (entre mars 1990 et février 2005)**

	Production passée	Perspectives personnelles de production	Carnets globaux	Carnets étrangers	Niveau des stocks	Perspectives générales de production
Hausse-Hausse	452	357	255	172	341	235
Stable-Hausse	190	185	115	77	124	117
Baisse-Hausse	41	30	16	12	7	16
Hausse-Stable	194	186	116	76	122	116
Stable-Stable	1 104	1 256	1 072	885	1 334	818
Baisse-Stable	202	180	201	160	65	136
Hausse-Baisse	38	25	15	10	7	15
Stable-Baisse	212	194	210	166	66	141
Baisse-Baisse	515	391	939	869	119	351

Source : Enquête sur la situation et les perspectives dans l'industrie, Insee, calculs de l'auteur.



**COMPARAISON DU FACTEUR COMMUN SUR DEUX ENQUÊTES AVEC LE FACTEUR COMMUN  
CONSTRUIT À PARTIR DES SOLDES D'OPINION RELATIFS AUX MÊMES QUESTIONS**

L'équation 9 permet de prévoir le taux de croissance de la production manufacturière à horizon 2 avec les variables d'enquête trimestrialisées en utilisant les valeurs de février, mai, septembre et novembre. Elle indique que, même en comparaison du facteur commun construit à partir des soldes d'opinion relatifs aux mêmes questions (*FCSO*), le facteur commun sur deux enquêtes reste plus performant pour cette prévision à horizon 2 (les coefficients des retards de *FCSO* ne sont pas significatifs même au seuil de 15 %).

*Équation 9*

$$TCT = 0,68 + 1,35 \cdot FC_{t-1} - 0,41 \cdot FC_{t-2} - 0,19 \cdot FSCO_{t-1} - 0,05 \cdot FSCO_{t-2}$$

(4,0)
(2,0)
(-0,6)
(-0,2)
(-0,1)

$R^2 = 0,41$

$R^2_{ajusté} = 0,38$

$RMSE = 1,14$

$LM(4) = 5,12$ 

[0,27]

$JB = 1,51$ 

[0,47]

Indice de conditionnement maximal = 13,67

**SÉRIES LONGUES DES POURCENTAGES DE RÉPONSES SERVANT À CONSTRUIRE LE FACTEUR  
COMMUN SUR DEUX ENQUÊTES**

En %

Date d'enquête	Carnets globaux	Niveau des stocks	Perspectives générales de production	
	Stable-Baisse	Stable-Hausse	Stable-Hausse	Stable-Baisse
Mars 1990	7,51	5,44	9,33	6,01
Avril 1990	6,66	8,34	4,56	3,33
Mai 1990	6,21	4,63	8,09	6,44
Juin 1990	5,50	4,77	7,78	6,25
Juillet 1990	5,87	6,15	4,82	1,15
Août 1990	7,38	5,83	4,43	8,26
Septembre 1990	8,20	6,37	4,10	16,27
Octobre 1990	9,18	5,42	2,88	12,81
Novembre 1990	7,24	7,36	3,19	9,03
Décembre 1990	9,31	5,68	3,18	7,88
Janvier 1991	8,35	6,16	2,51	13,88
Février 1991	9,68	7,75	2,02	14,25
Mars 1991	8,37	9,34	3,21	6,89
Avril 1991	7,59	4,44	2,75	11,27
Mai 1991	8,85	7,06	1,80	10,20
Juin 1991	4,66	5,37	2,24	8,17
Juillet 1991	9,10	5,42	3,72	13,21
Août 1991	9,06	6,31	3,86	9,96
Septembre 1991	8,39	7,96	3,98	7,52
Octobre 1991	7,09	6,44	4,03	7,60
Novembre 1991	8,42	5,57	3,34	9,96
Décembre 1991	9,17	8,74	3,15	8,02
Janvier 1992	6,83	4,54	3,94	5,93
Février 1992	6,07	5,86	4,17	7,18
Mars 1992	7,67	3,72	3,65	6,23
Avril 1992	8,01	5,89	3,75	10,19
Mai 1992	6,69	4,42	4,43	7,28
Juin 1992	8,93	6,73	5,29	10,53
Juillet 1992	8,04	8,43	2,87	3,40
Août 1992	6,96	6,57	2,65	9,02
Septembre 1992	5,33	5,36	2,31	15,32
Octobre 1992	11,22	6,35	2,25	13,16
Novembre 1992	7,99	6,45	3,13	9,40
Décembre 1992	6,33	7,58	2,64	11,84
Janvier 1993	8,12	9,86	1,68	12,27
Février 1993	8,95	6,02	2,11	9,03
Mars 1993	5,47	6,77	0,00	12,42
Avril 1993	7,78	7,30	2,11	8,93
Mai 1993	7,29	8,11	1,53	10,41
Juin 1993	6,72	6,31	0,23	16,19
Juillet 1993	4,88	5,62	2,35	11,06
Août 1993	5,87	5,24	2,68	8,86
Septembre 1993	6,35	5,42	2,80	7,14

Date d'enquête	Carnets globaux	Niveau des stocks	Perspectives générales de production	
	Stable-Baisse	Stable-Hausse	Stable-Hausse	Stable-Baisse
Octobre 1993	5,60	4,88	4,47	5,24
Novembre 1993	5,92	5,66	3,97	5,82
Décembre 1993	4,49	3,75	6,42	5,80
Janvier 1994	5,37	4,71	6,86	6,06
Février 1994	3,86	3,94	7,19	5,56
Mars 1994	6,45	5,36	8,94	4,26
Avril 1994	4,73	2,74	12,71	5,32
Mai 1994	5,42	2,94	9,52	3,92
Juin 1994	4,29	3,80	9,68	3,00
Juillet 1994	5,84	4,09	7,80	2,71
Août 1994	4,68	3,46	10,35	2,84
Septembre 1994	3,19	3,19	12,95	3,39
Octobre 1994	5,61	4,09	13,15	0,00
Novembre 1994	3,95	2,62	9,07	2,27
Décembre 1994	4,48	4,27	9,14	1,38
Janvier 1995	5,30	4,58	12,62	1,81
Février 1995	6,27	3,65	8,10	3,52
Mars 1995	4,24	3,93	7,60	4,43
Avril 1995	6,29	4,71	7,86	5,24
Mai 1995	5,06	5,56	6,58	5,10
Juin 1995	6,89	4,93	7,56	4,21
Juillet 1995	8,71	5,68	7,32	6,25
Août 1995	8,26	5,76	5,81	6,47
Septembre 1995	7,64	5,86	4,59	7,11
Octobre 1995	7,48	6,92	4,38	11,50
Novembre 1995	8,22	5,11	4,06	7,96
Décembre 1995	9,78	7,28	3,13	15,21
Janvier 1996	9,65	5,87	2,94	11,54
Février 1996	8,35	9,88	3,66	10,93
Mars 1996	5,56	6,54	3,46	8,74
Avril 1996	7,44	7,18	3,76	8,57
Mai 1996	9,27	5,99	4,46	9,91
Juin 1996	9,16	3,58	3,48	10,58
Juillet 1996	7,57	5,55	2,30	10,81
Août 1996	8,01	5,46	2,51	11,53
Septembre 1996	8,44	5,10	3,40	12,81
Octobre 1996	5,65	4,09	3,50	8,14
Novembre 1996	8,14	7,50	5,85	8,76
Décembre 1996	6,89	4,28	5,15	7,89
Janvier 1997	5,73	5,78	5,92	5,75
Février 1997	4,46	4,91	10,55	5,99
Mars 1997	6,72	7,32	7,49	7,23
Avril 1997	7,74	4,24	6,52	6,78
Mai 1997	5,75	3,78	7,19	7,31
Juin 1997	4,88	4,94	5,38	8,27
Juillet 1997	3,98	4,91	7,76	6,35
Août 1997	4,63	5,27	10,23	5,70
Septembre 1997	5,30	5,23	13,56	5,63
Octobre 1997	6,83	5,00	9,94	0,74
Novembre 1997	4,30	5,68	9,16	5,07
Décembre 1997	5,23	4,38	8,61	4,31

Date d'enquête	Carnets globaux	Niveau des stocks	Perspectives générales de production	
	Stable-Baisse	Stable-Hausse	Stable-Hausse	Stable-Baisse
Janvier 1998	4,34	5,02	10,55	4,32
Février 1998	3,97	5,10	10,63	4,66
Mars 1998	3,86	8,78	13,22	4,07
Avril 1998	3,87	4,87	10,45	3,58
Mai 1998	3,54	5,60	9,79	3,30
Juin 1998	3,26	6,13	9,27	3,15
Juillet 1998	5,25	5,73	9,20	3,08
Août 1998	5,35	4,77	7,97	4,11
Septembre 1998	5,47	3,43	7,80	5,55
Octobre 1998	5,57	5,61	6,34	7,52
Novembre 1998	8,64	5,22	5,46	9,47
Décembre 1998	5,71	8,12	5,06	10,19
Janvier 1999	4,74	5,42	5,02	8,25
Février 1999	7,07	5,52	4,83	9,22
Mars 1999	7,25	5,51	4,75	8,05
Avril 1999	4,78	6,01	4,47	8,05
Mai 1999	6,42	5,66	6,90	7,84
Juin 1999	6,14	4,35	6,48	6,09
Juillet 1999	3,56	3,44	8,71	3,85
Août 1999	2,94	3,52	10,04	3,11
Septembre 1999	2,46	3,23	12,18	2,60
Octobre 1999	2,20	3,39	10,82	0,27
Novembre 1999	2,85	3,77	10,10	1,73
Décembre 1999	3,62	4,48	11,50	2,84
Janvier 2000	3,85	2,98	10,75	3,77
Février 2000	3,53	4,03	10,34	3,32
Mars 2000	2,02	2,91	9,55	3,49
Avril 2000	3,18	3,60	11,73	2,87
Mai 2000	2,35	3,64	8,93	2,16
Juin 2000	3,08	3,93	8,91	2,68
Juillet 2000	2,09	4,35	9,88	1,85
Août 2000	2,15	4,89	9,30	1,87
Septembre 2000	2,38	5,21	9,30	1,93
Octobre 2000	4,10	5,02	7,66	2,38
Novembre 2000	2,89	4,28	8,40	4,14
Décembre 2000	2,95	4,54	8,83	3,38
Janvier 2001	4,86	5,33	8,09	5,40
Février 2001	3,41	4,69	6,52	5,40
Mars 2001	3,51	5,65	7,52	6,27
Avril 2001	5,88	5,17	4,92	8,60
Mai 2001	5,78	9,13	3,17	10,69
Juin 2001	4,74	6,15	3,84	10,55
Juillet 2001	6,75	4,30	2,75	11,97
Août 2001	6,52	6,30	2,04	12,30
Septembre 2001	6,53	8,23	1,69	12,65
Octobre 2001	7,11	4,26	2,68	15,26
Novembre 2001	9,57	5,99	2,14	9,78
Décembre 2001	6,01	6,71	1,74	8,44
Janvier 2002	5,31	4,82	1,87	8,26
Février 2002	5,71	5,77	3,54	7,96
Mars 2002	6,18	5,38	4,52	8,33
Avril 2002	4,15	4,89	7,00	5,77

Date d'enquête	Carnets globaux	Niveau des stocks	Perspectives générales de production	
	Stable-Baisse	Stable-Hausse	Stable-Hausse	Stable-Baisse
Mai 2002	3,34	5,04	7,97	6,86
Juin 2002	4,17	4,39	7,23	6,86
Juillet 2002	6,27	4,63	5,33	9,64
Août 2002	7,27	5,05	4,20	10,28
Septembre 2002	8,57	5,58	3,53	10,95
Octobre 2002	6,60	5,15	3,43	14,07
Novembre 2002	5,59	4,79	3,31	11,03
Décembre 2002	5,34	4,08	3,06	8,01
Janvier 2003	6,19	5,67	2,68	10,92
Février 2003	6,68	5,71	2,78	13,28
Mars 2003	7,70	4,41	2,37	17,67
Avril 2003	8,32	4,32	2,10	11,86
Mai 2003	8,54	4,75	3,78	6,33
Juin 2003	8,50	5,88	2,85	9,93
Juillet 2003	4,18	5,29	2,75	9,69
Août 2003	6,41	4,61	3,70	9,34
Septembre 2003	9,13	4,07	5,23	9,07
Octobre 2003	4,65	4,95	5,12	8,01
Novembre 2003	6,76	5,14	7,54	6,78
Décembre 2003	5,99	4,11	10,66	6,81
Janvier 2004	5,22	4,37	8,84	6,65
Février 2004	5,90	3,52	8,10	5,91
Mars 2004	4,25	5,96	6,84	6,17
Avril 2004	3,98	5,04	6,47	7,59
Mai 2004	4,96	3,74	6,64	6,43
Juin 2004	5,12	3,90	7,11	7,16
Juillet 2004	5,09	4,34	8,77	5,74
Août 2004	4,56	4,25	9,30	4,88
Septembre 2004	4,75	4,31	10,51	4,22
Octobre 2004	4,43	3,19	9,20	3,24
Novembre 2004	5,30	6,40	4,59	8,30
Décembre 2004	6,00	4,74	5,83	9,34
Janvier 2005	5,88	5,28	5,32	8,32
Février 2005	5,37	3,53	7,61	6,97
Mars 2005	6,08	6,92	5,58	6,16
Avril 2005	5,99	6,43	4,70	10,49
Mai 2005	4,45	7,05	3,76	10,18
Juin 2005	4,80	6,04	3,66	11,30
Juillet 2005	3,47	3,76	3,32	7,77

En %

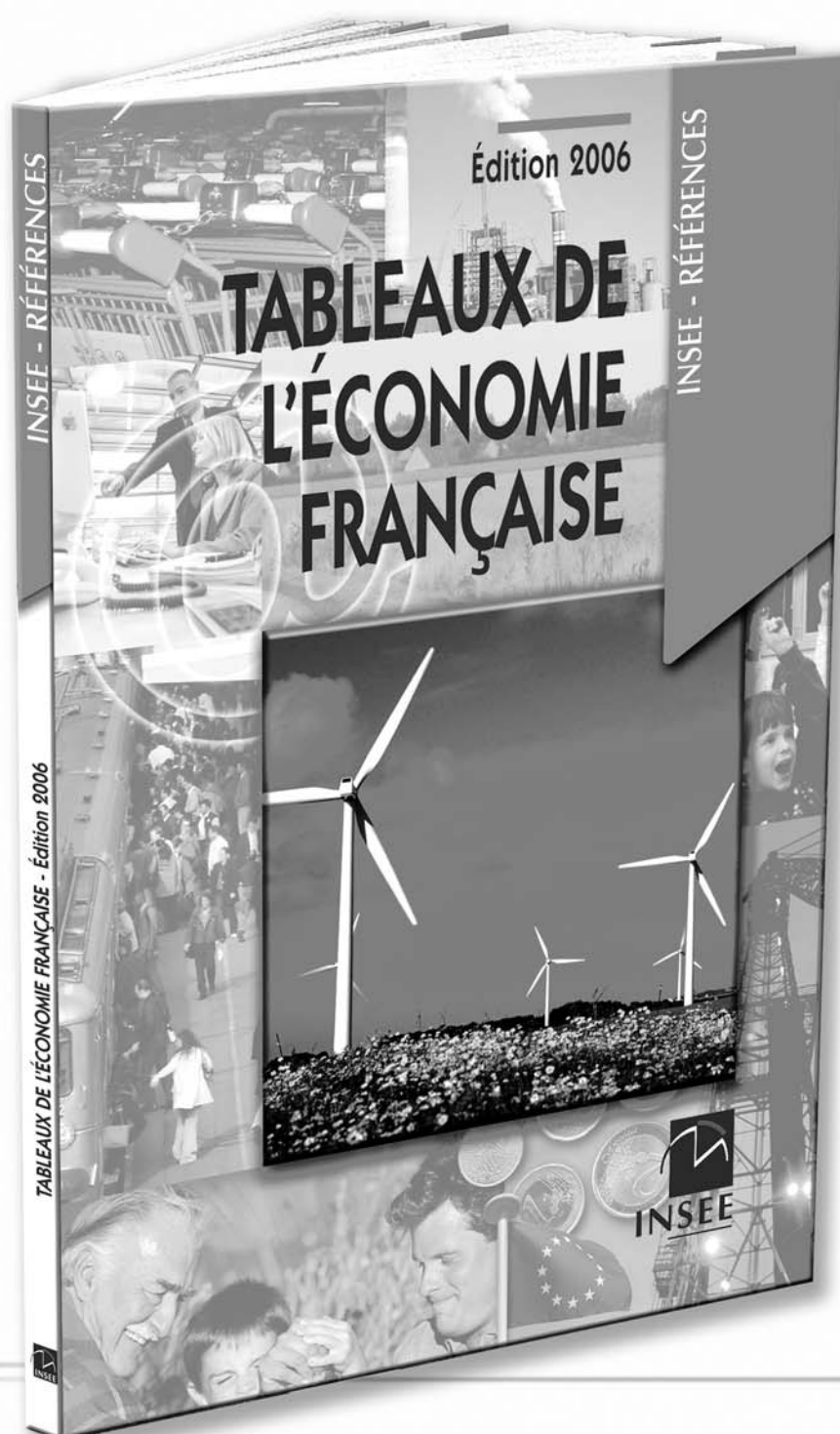
	Demande globale prévue	Demande étrangère prévue
Date d'enquête	Stable_Baisse	Stable_Baisse
Octobre 1990	12,71	15,93
Janvier 1991	7,24	8,77
Avril 1991	9,55	10,53
Juillet 1991	7,65	6,97
Octobre 1991	5,23	3,40
Janvier 1992	11,79	10,49
Avril 1992	8,25	8,21
Juillet 1992	8,50	7,20
Octobre 1992	18,33	18,42
Janvier 1993	12,37	11,53
Avril 1993	12,08	9,98
Juillet 1993	11,98	8,73
Octobre 1993	8,26	7,21
Janvier 1994	7,67	7,67
Avril 1994	5,84	6,52
Juillet 1994	5,13	4,26
Octobre 1994	2,09	1,63
Janvier 1995	7,41	6,42
Avril 1995	6,08	3,68
Juillet 1995	10,49	8,86
Octobre 1995	10,82	11,13
Janvier 1996	9,92	9,55
Avril 1996	9,16	8,68
Juillet 1996	7,69	11,32
Octobre 1996	8,62	5,24
Janvier 1997	5,95	4,66
Avril 1997	5,58	7,34
Juillet 1997	5,29	3,62
Octobre 1997	5,18	2,30
Janvier 1998	6,22	5,54
Avril 1998	5,30	3,53
Juillet 1998	5,26	4,66
Octobre 1998	11,84	14,51
Janvier 1999	7,56	4,90
Avril 1999	7,62	5,46
Juillet 1999	4,97	3,22
Octobre 1999	2,68	3,03
Janvier 2000	3,92	3,01
Avril 2000	3,45	2,18
Juillet 2000	5,92	8,68
Octobre 2000	2,15	2,20
Janvier 2001	5,62	6,24
Avril 2001	7,46	8,45
Juillet 2001	9,06	8,21
Octobre 2001	10,43	10,79



	Demande globale prévue	Demande étrangère prévue
Date d'enquête	Stable_Baisse	Stable_Baisse
Janvier 2002	7,82	6,18
Avril 2002	7,10	6,53
Juillet 2002	7,24	5,39
Octobre 2002	11,34	11,21
Janvier 2003	8,40	9,27
Avril 2003	9,95	8,52
Juillet 2003	7,71	8,60
Octobre 2003	5,95	3,85
Janvier 2004	5,64	5,10
Avril 2004	5,16	4,73
Juillet 2004	6,30	5,58
Octobre 2004	4,49	4,71
Janvier 2005	7,15	7,61
Avril 2005	8,09	8,24
Juillet 2005	7,28	6,66

---

# L'essentiel de l'économie...



- Une approche synthétique et accessible à tous de l'actualité économique : population, santé, emploi, énergie... avec de nombreuses données européennes.

En vente en librairie,  
à l'Insee et sur [www.insee.fr](http://www.insee.fr)

15 € - Collection Insee-Références

  
**INSEE**