

**UNE MODELISATION VAR DE L'ENQUETE  
MENSUELLE DE CONJONCTURE DE L'INSEE  
DANS L'INDUSTRIE**

Marie REYNAUD, Sylvie SCHERRER

**Document de travail**

**N° 96-12**

**Décembre 1996**

**UNE MODELISATION VAR  
DE L'ENQUETE MENSUELLE DE CONJONCTURE DE L'INSEE  
DANS L'INDUSTRIE**

**Marie REYNAUD, Sylvie SCHERRER**

**DOCUMENT DE TRAVAIL**

**N° 96-12**

**Décembre 1996**

**Ce document de travail n'engage que ses auteurs. L'objet de sa diffusion  
est de stimuler le débat et d'appeler commentaires et critiques.**

**MINISTERE  
DE L'ECONOMIE ET DES FINANCES  
DIRECTION DE LA PREVISION  
139, rue de Bercy - Bâtiment VAUBAN  
75572 - PARIS CEDEX 12**

---

# SOMMAIRE

---

<b>RESUME</b>	<b>3</b>
<b>INTRODUCTION</b>	<b>4</b>
<b>1. CADRE METHODOLOGIQUE</b>	<b>6</b>
1.1. Enquêtes de conjoncture et modèle vectoriel autoregressif	6
1.2. Données utilisées	6
1.3. Ordre d'intégration des séries	6
1.4. Représentation VAR	6
1.5. Période d'estimation	7
<b>2. ESTIMATION DU MODELE VAR SUR TOUTES LES QUESTIONS DE L'ENQUETE MENSUELLE</b>	<b>7</b>
2.1. Nombre optimal de retards	7
2.2. Corrélations des innovations	8
2.3. Tests de causalité	8
a) Tests de causalité non instantanée	9
b) Tests de causalité instantanée	11
c) Rôle particulier de l'opinion des industriels sur la tendance récente de leur activité	12
<b>3. ESTIMATION DU MODELE VAR A TROIS VARIABLES</b>	<b>13</b>
3.1. Nombre optimal de retards	13
3.2. Tests de causalité	14
a) Tests de causalité non instantanée	14
b) Tests de causalité instantanée	15
c) Schéma de causalité entre les variables	15
<b>4. ANALYSE DE L'IMPACT DES CHOCS</b>	<b>16</b>
<b>5. PREVISION DE L'EVOLUTION DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE A L'AIDE DU MODELE VAR</b>	<b>18</b>
5.1. Représentation bloc-réursive du modèle à trois variables	18
5.2. Prévisions et mesure de l'innovation conjoncturelle	18
5.3. Comparaison des prévisions issues du modèle VAR avec de celles obtenues à partir de l'étalonnage utilisé au BAE	21
<b>ANNEXE 1 : Enquête mensuelle dans l'industrie : graphiques</b>	<b>22</b>
<b>ANNEXE 2 : La procédure des tests emboîtés</b>	<b>25</b>
<b>ANNEXE 3 : Estimation de la forme canonique du VAR à six variables</b>	<b>26</b>
<b>ANNEXE 4 : Estimation de la forme bloc-réursive du VAR à six variables</b>	<b>29</b>
<b>ANNEXE 5 : Passage de la forme canonique à une forme bloc-réursive</b>	<b>31</b>
<b>ANNEXE 6 : Estimation de la forme bloc-réursive du VAR à trois variables</b>	<b>32</b>
<b>ANNEXE 7 : Estimation de l'étalonnage</b>	<b>34</b>
<b>REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES</b>	<b>35</b>

---

## RESUME

---

*Les enquêtes de conjoncture apparaissent tout à fait particulières au sein du dispositif de l'information statistique dans la mesure où les questions posées sont le plus souvent qualitatives. Pour déterminer le "contenu en information" des enquêtes, la pratique courante est d'estimer, de façon univariée, les évolutions quantitatives à partir des soldes d'opinion. Cette pratique, qui a pris le nom d'étalonnage, conduit à traiter différemment les deux types de variables dans la mesure où la variable qualitative est considérée comme exogène et la variable quantitative comme endogène. Or, cette distinction ne repose sur aucun modèle économique théorique, les relations mises en évidence n'étant pas des équations de comportement. Peuvent alors se poser des problèmes de causalité et de simultanéité entre variables qualitatives et variables quantitatives. La modélisation VAR apparaît comme une formalisation adéquate pour répondre à ces questions méthodologiques : les contraintes a priori du modèle sont réduites, en particulier les variables sont considérées de façon identique et le problème de simultanéité entre variables est traité.*

*Outre cet apport méthodologique, la modélisation VAR permet de distinguer les variables d'enquêtes contenant le plus d'information ainsi que celles constituant de réelles anticipations.*

*Cette méthodologie a été appliquée à l'enquête mensuelle sur l'activité dans l'industrie menée par l'INSEE, considérée comme la pièce maîtresse du dispositif d'enquêtes de conjoncture.*

*Des tests de causalité menés dans le cadre d'un modèle VAR ont fait ressortir que deux variables d'enquête fournissent l'essentiel de l'information pertinente pour améliorer la prévision de l'évolution de la production industrielle : les perspectives personnelles de production et l'opinion relative à la production passée. Un modèle VAR restreint à ces deux soldes d'opinion de l'enquête mensuelle et à l'évolution de la production a donc pu être estimé sans perte notable d'information tout en présentant plus de robustesse qu'un VAR où le nombre de variables prises en compte est plus important.*

*Il apparaît, par ailleurs, que les chocs sur les innovations des variables ont un effet persistant jusqu'à cinq trimestres, même si l'information apportée par les enquêtes concerne surtout le trimestre courant et le suivant. Pour une période donnée, il est ainsi possible d'effectuer des prévisions successives fondées à chaque fois sur une information supplémentaire. On dispose ainsi d'une suite de cinq prévisions pour chaque trimestre. La comparaison de ces prévisions successives fournit une mesure de l'innovation conjoncturelle.*

---

## INTRODUCTION

---

Les enquêtes de conjoncture sont menées plusieurs fois par an auprès des chefs d'entreprise et des ménages pour déceler l'évolution à court terme de leurs comportements. Les questions posées portent principalement, pour les entreprises, sur l'activité et pour les ménages, sur le revenu et leur comportement de consommation.

Le plus souvent, les questions sont qualitatives, les modalités de réponses étant au nombre de trois (en hausse ou supérieur à la normale, stable ou normal, en baisse ou inférieur à la normale). Les réponses sont présentées sous la forme d'un solde d'opinion représentant la différence entre le pourcentage de personnes qui ont choisi une modalité "supérieure" et le pourcentage de celles qui ont choisi une modalité "inférieure". Les enquêtes de conjoncture apparaissent donc tout à fait particulières au sein du dispositif de l'information statistique.

La question se pose dès lors du "contenu en information" de ces enquêtes. Plusieurs cas peuvent se présenter. Ces enquêtes retracent :

- soit l'évolution du passé récent déjà décrit par les statistiques quantitatives,
- soit la situation présente non encore connue,
- soit la situation à venir.

Ce n'est évidemment que dans les deux derniers cas que l'on peut considérer que les enquêtes de conjoncture apportent de l'information par rapport au dispositif statistique classique. Seul le dernier cas correspond à de véritables anticipations des agents.

La pratique courante, pour répondre à cette question, est d'estimer, de façon univariée, les évolutions quantitatives à partir des soldes d'opinion.

Cette pratique, qui a pris le nom d'étalonnage, conduit à traiter différemment les deux types de variables dans la mesure où la variable qualitative est considérée comme exogène et la variable quantitative comme endogène. Or, cette distinction ne repose sur aucun modèle économique théorique, les relations mises en évidence n'étant pas des équations de comportement. Peuvent alors se poser des problèmes de causalité et de simultanéité entre variables qualitatives et variables quantitatives. La modélisation VAR contraintes a priori du modèle sont réduites, en particulier les variables sont considérées de façon identique et le problème de simultanéité entre variables est traité.

Outre cet apport méthodologique, la modélisation VAR permet de distinguer les variables d'enquêtes contenant le plus d'information ainsi que celles constituant de réelles anticipations.

Cette méthodologie a été appliquée à l'enquête mensuelle sur l'activité dans l'industrie menée par l'INSEE. Celle-ci apparaît en effet comme la pièce maîtresse du dispositif d'enquêtes de conjoncture car elle porte sur un domaine important et particulièrement fluctuant.

Les évolutions du PIB reflètent ainsi de façon atténuée celles de la production industrielle. L'enquête mensuelle comporte des questions relatives à l'évolution de l'activité au cours du trimestre qui vient de s'écouler ainsi que sur les perspectives attendues par les chefs d'entreprise pour le futur proche. Sont également posées des questions relatives aux carnets de commandes, aux niveaux des stocks et aux prix. Il n'est pas *a priori* certain que les réponses des chefs d'entreprise correspondent à l'intitulé exact des questions.

Des tests de causalité ont été menés dans le cadre d'un modèle VAR retenant comme variables l'évolution trimestrielle de la production manufacturière des comptes trimestriels et toutes les questions de l'enquête mensuelle, hormis celles sur les carnets étrangers et les prix. Ils ont fait ressortir le rôle prépondérant de deux variables d'enquête, les perspectives personnelles de production et l'opinion relative à la production passée. Ces deux variables fournissent l'essentiel de l'information de l'enquête pertinente pour améliorer la prévision de l'évolution de la production industrielle. D'une part, les perspectives personnelles d'activité améliorent la prévision de l'évolution de la production du trimestre suivant. D'autre part, l'opinion exprimée par les industriels à propos de la tendance passée de leur activité lors du trimestre T apporte une aide à la prévision de la production de ce trimestre. Contrairement à une idée naturelle, les carnets de commande et les stocks ne permettent pas d'anticiper les perspectives personnelles d'activité. Celles-ci constituent donc l'indicateur le plus avancé de l'enquête mensuelle. Elles semblent jouer le rôle d'une **demande anticipée** non encore matérialisée dans les carnets de commandes.

Un modèle VAR restreint à ces deux soldes d'opinion de l'enquête mensuelle et à l'évolution de la production a donc pu être estimé sans perte notable d'information tout en présentant plus de robustesse qu'un VAR où le nombre de variables prises en compte est plus important.

Les chocs sur les innovations des variables ont un effet persistant jusqu'à cinq trimestres, même si l'information apportée par les enquêtes concerne surtout le trimestre courant et le suivant.

La prévision de l'évolution de la production du trimestre courant est fondée sur le passé de toutes les variables et le **présent** du solde relatif à la production passée. Il apparaît ainsi que, pour le trimestre courant, la prévision fournie par le VAR est très proche de celle de l'étalonnage utilisé au BAE. La prévision de la production du trimestre suivant repose sur le passé de toutes les variables, les perspectives personnelles d'activité apportant une aide prépondérante, comme les tests de causalité le montrent. Les prévisions des trimestres ultérieurs sont fondées sur les effets retardés des innovations apparues au trimestre courant.

Pour une période donnée, il est ainsi possible d'effectuer des prévisions successives fondées à chaque fois sur une information supplémentaire. On dispose ainsi d'une suite de cinq prévisions pour chaque trimestre.

*La comparaison de ces prévisions successives fournit une mesure de l'innovation conjoncturelle. L'expérience, tentée depuis le début de 1992, apporte les enseignements suivants. Les enquêtes n'apportent pas toutes une innovation conjoncturelle. Il n'y a ainsi pas eu d'innovation cinq fois sur douze.*

*Par ailleurs, les périodes d'innovation conjoncturelle peuvent être relativement longues. La phase durant laquelle chaque enquête apportait une innovation conjoncturelle a duré une année pour le retournement de 1994 et six mois pour celui de 1995. Il semble que le printemps et l'été 1996 aient été une période de grande incertitude conjoncturelle.*

---

## 1. CADRE METHODOLOGIQUE

---

### 1.1. Enquêtes de conjoncture et modèle vectoriel autoregressif

L'interprétation des enquêtes de conjoncture conduit à rechercher des relations, appelées étalonnages, entre les indicateurs **qualitatifs** issus de ces enquêtes et certains indicateurs **quantitatifs** représentant les variations conjoncturelles des agrégats économiques. Depuis que les enquêtes existent, la pratique courante est d'estimer l'évolution quantitative en fonction des soldes d'opinion, ce qui revient à mobiliser les enquêtes de conjoncture pour effectuer des prévisions d'activité.

Cette pratique amène donc à traiter différemment les deux types de variables -la variable qualitative est considérée comme exogène et la variable quantitative comme endogène- sans que cela soit fondé sur un modèle économique théorique. En effet, les relations mises en évidence ne sont pas des équations de comportement.

Il convient de revenir sur cette pratique des étalonnages et notamment de tenter de la fonder sur des bases qui aillent au-delà de la seule intuition du conjoncturiste. La modélisation VAR apparaît comme une formalisation adéquate car elle permet d'effectuer une prévision de la production en imposant peu de contraintes *a priori*. Il suffit en effet de choisir les variables entrant dans le cadre du modèle ainsi que la longueur maximum des retards et de supposer que les liaisons entre les variables sont linéaires. Il n'est pas nécessaire d'établir de relation *a priori* entre les variables.

### 1.2. Données utilisées

Toutes les questions de l'enquête mensuelle, hormis celles portant sur les prix et les carnets étrangers qui font partie des carnets globaux, ont été prises en compte ; il s'agit de l'opinion des industriels sur :

- ◇ l'évolution de leur production au cours des trois mois précédents (TPPA)
- ◇ le niveau de leurs stocks (ST)
- ◇ leurs carnets de commandes globaux (CGL)
- ◇ leurs perspectives personnelles (PPER)
- ◇ et leurs perspectives générales (PGE)<sup>1</sup>.

A cet ensemble, a été ajoutée une variable quantitative relative à la production : le taux d'évolution trimestrielle de la production manufacturière des Comptes Trimestriels (série Résultats Détaillés du premier trimestre 1995), désignée par TCT.

Pour rendre compatibles la série trimestrielle de la production et les soldes mensuels de l'enquête, ces derniers ont été trimestrialisés selon la méthode utilisée pour nos étalonnages traditionnels. Selon cette méthode, le passage du mensuel au trimestriel ne se fait pas par simple moyenne trimestrielle puisqu'après avoir testé plusieurs

décalages, il a été retenu d'affecter à un trimestre donné le solde moyen des enquêtes avancées d'un mois : par exemple, le premier trimestre sera affecté du solde moyen des enquêtes de février, mars et avril. Ce résultat doit être rapproché du décalage d'un mois existant entre l'interrogation des chefs d'entreprise et la publication de l'enquête.

Il aurait été possible de construire un VAR sur données mensuelles en retenant l'IPI mensuel comme variable quantitative. Cette solution aurait présenté l'avantage de disposer de séries plus longues mais cette voie n'a pas été retenue pour deux raisons majeures : l'IPI mensuel ne couvre tout d'abord qu'une partie du champ de l'industrie, les biens d'équipement y étant, en particulier, mal représentés. Par ailleurs, en raison de la formulation de la question posée, les soldes de l'enquête retracent l'évolution de la production au cours des trois mois passés et non au cours du seul mois écoulé. Il semble ainsi plus pertinent de rapprocher les soldes d'enquête d'un indicateur de l'évolution trimestrielle de la production comme celui issu des Comptes Trimestriels. La série des Comptes Trimestriels est d'ailleurs celle que l'on cherche traditionnellement à prolonger en prévision, dans le cadre du « garde-fou » ou des Budgets économiques.

Une certaine colinéarité entre les variables d'enquête peut affecter la précision des estimations. Il nous a cependant semblé nécessaire de conserver dans un premier temps les cinq variables principales de l'enquête mensuelle de façon à analyser toute l'information contenue dans cette enquête. Les différents tests de causalité mis en oeuvre dans le cadre de ce modèle à six variables permettront ensuite de mettre en évidence le rôle particulier de deux d'entre elles : l'opinion sur la tendance récente de la production et les perspectives personnelles. L'estimation d'un modèle VAR restreint à ces deux plus importantes variables d'enquête pourra donc se faire sans perte notable d'information tout en présentant l'avantage d'être plus robuste, la colinéarité entre variables étant considérablement réduite.

### 1.3. Ordre d'intégration des séries

Selon les tests de Dickey-Fuller, les données d'enquête sont stationnaires. Ce résultat est bien cohérent avec le fait qu'elles sont de nature strictement cyclique. En revanche, la série de production manufacturière des Comptes Trimestriels est intégrée d'ordre 1.

Dans notre modèle, les soldes d'enquête apparaissent donc en niveau et la production en taux de croissance trimestriel.

### 1.4. Représentation VAR

Les six variables du modèle initial sont considérées *a priori* de façon identique, c'est-à-dire comme des processus stationnaires.

Elles peuvent donc s'écrire sous la forme d'une moyenne mobile infinie de bruits blancs :

---

<sup>1</sup> Les graphiques figurant en annexe 1 retracent l'évolution de ces soldes depuis 1977.

$$\begin{pmatrix} \text{TCT}_t \\ \text{TPPA}_t \\ \text{PPER}_t \\ \text{ST}_t \\ \text{CGL}_t \\ \text{PGE}_t \end{pmatrix} = C(L) \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \\ \varepsilon_{4t} \\ \varepsilon_{5t} \\ \varepsilon_{6t} \end{pmatrix}$$

où les  $\varepsilon_i$  sont des bruits blancs. Mais il peut y avoir corrélation instantanée entre les bruits blancs.

En posant  $Z_t = \begin{pmatrix} \text{TCT}_t \\ \text{TPPA}_t \\ \text{PPER}_t \\ \text{ST}_t \\ \text{CGL}_t \\ \text{PGE}_t \end{pmatrix}$ , ceci peut également s'écrire :

$$Z_t = C(L) \varepsilon_t$$

Cette représentation peut être approximée par une représentation autorégressive (VAR) :

$$A(L) Z_t = \varepsilon_t$$

avec  $A(L) = I + A_1L + \dots + A_pL^p$ , à condition que  $p$  soit suffisamment grand.

Si le déterminant du polynôme  $A$  a toutes ses racines de module strictement supérieur à 1,  $\varepsilon_t$  s'interprète comme l'innovation du processus.

Le modèle peut enfin s'écrire de la façon suivante :

$$Z_t = \xi + \sum_{i=1}^p \Phi_i Z_{t-i} + \varepsilon_t \quad \text{où } \xi \text{ est une constante}$$

Ce modèle correspond à la **forme canonique** du modèle VAR. Comme  $X_t$  est stationnaire, le théorème de Zellner permet d'estimer le système par les MCO équation par équation, ce qui est équivalent à une estimation par le maximum de vraisemblance. Les estimateurs des MCO sont donc convergents et asymptotiquement normaux. Il est ainsi possible de mener les tests usuels sur les paramètres du modèle. Un des intérêts de la démarche réside ainsi dans la facilité de mise en œuvre des procédures d'estimations, de tests et de prévisions.

Par ailleurs, l'estimation du modèle permet de prendre en compte la corrélation entre les  $\varepsilon_i$  et donc de traiter le problème de simultanéité entre les variables.

Ce modèle VAR à six variables permet en outre de mettre en évidence la structure causale existant au sein de l'ensemble de variables constitué par les variables d'enquête et l'évolution quantitative de la production.

### 1.5. Période d'estimation

Les séries d'enquête sont dépouillées dans la nomenclature actuelle depuis 1976 (l'enquête mensuelle existe depuis 1962). Compte tenu du retard maximum retenu (quatre trimestres, cf. infra), la période d'estimation s'étend du premier trimestre 1977 au quatrième trimestre 1992.

Cette dernière date a été retenue pour que les estimations soient fondées sur des Comptes Trimestriels suffisamment anciens pour être peu révisés.

## 2. ESTIMATION DU MODELE VAR SUR TOUTES LES QUESTIONS DE L'ENQUETE MENSUELLE

Le modèle VAR estimé sur toutes les questions de l'enquête mensuelle fait apparaître le rôle prépondérant de deux d'entre elles : l'opinion sur la production passée et les perspectives personnelles.

### 2.1. Nombre optimal de retards

Un préalable à l'estimation du modèle VAR consiste à déterminer le nombre de retards qu'il convient de retenir. Il s'agit d'une étape cruciale dans l'estimation d'un modèle VAR dans la mesure où seule une détermination adéquate permet d'assurer que les résidus du modèle sont des bruits blancs.

Pour cela, une procédure de tests d'hypothèses emboîtées a été utilisée, dont une description figure en annexe 2.

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) :  $\Phi_p = \Phi_{p-1} = \dots = \Phi_{p-k+1} = 0$

Si  $H_0^k$  est vraie, alors les hypothèses précédentes le sont également. La procédure consiste donc à tester d'abord  $H_0^1$  contre  $H$ . Si  $H_0^1$  est refusée, on considère que le modèle est d'ordre  $p$ . Sinon on poursuit la procédure jusqu'au refus d'une hypothèse nulle. Les tests mis en œuvre sont des tests de rapports de maximum de vraisemblance<sup>2</sup> effectués sur les formes canoniques des modèles correspondant aux hypothèses.

On a considéré que le modèle non contraint comportait quatre retards. Compte tenu de la taille de l'échantillon (la période d'estimation comporte 72 trimestres), il ne semble pas pertinent d'effectuer ces tests en se fondant sur un modèle non contraint d'ordre plus élevé. Mais le choix de quatre retards apparaît comme un minimum lorsque l'on veut s'assurer que des problèmes de variations saisonnières ne viennent pas perturber l'estimation. Ce choix permet aussi de tester si les réponses aux enquêtes se rapportent aux évolutions de la production au cours du dernier trimestre (conformément à la formulation des questions) ou au cours de l'année écoulée. Dans ce dernier cas, il conviendrait de chercher à prévoir le glissement annuel de la production et non son évolution trimestrielle.

Les seuils des tests sont été choisis de façon que le seuil global soit de l'ordre de 5 %.

<sup>2</sup> La statistique effectivement utilisée tient compte d'une correction due à Sims qui s'applique lorsque le nombre de contraintes est important par rapport au nombre d'observations.



• **Les résultats :**

- Test de  $H_0^1$  (VAR à 3 retards) contre  $H$  (VAR à 4 retards).

$H_0^1$  est acceptée au seuil de 1 % (P - value = 0,024) contre  $H$ .

- Test de  $H_0^2$  (VAR à 2 retards) contre  $H_0^1$ .

L'acceptation de cette hypothèse au seuil de 1 % est tout à fait limite (P - value = 0,0095). Nous avons considéré que le choix restait ouvert et qu'il était préférable de retenir un nombre de retards le plus réduit possible.

- Test de  $H_0^3$  (VAR à 1 retard) contre  $H_0^2$ .

Cette hypothèse est rejetée au seuil de 1 % (P - value = 0,003).

**Au total, malgré les ambiguïtés rencontrées, le modèle à deux retards a été retenu au seuil de 3 %.** (Les tests menés dans le cadre du VAR à trois variables confirmeront ce choix de façon incontestable). Le nombre de coefficients à estimer pour le VAR complet passe ainsi de 150 coefficients (modèle VAR d'ordre 4) à 78 (six équations, six variables, deux retards, six constantes). L'estimation de sa forme canonique figure en annexe 3.

**2.2. Corrélations des innovations**

Avant de mener des tests de causalité, il est apparu intéressant d'analyser les corrélations existant entre les innovations des variables d'enquête et de l'évolution quantitative de la production. Elles sont présentées dans le tableau suivant :

**Matrice des corrélations des innovations**

	TCT	TPPA	PPER	CGL	PGE	ST
TCT	-					
TPPA	0,56	-				
PPER	0,29	0,65	-			
CGL	0,43	0,77	0,71	-		
PGE	0,35	0,62	0,78	0,66	-	
ST	-0,17	-0,45	-0,55	-0,56	0,4	-

Il apparaît que les innovations des variables d'enquête présentent une forte corrélation entre elles. Les plus importantes sont celle reliant les deux questions relatives aux perspectives générales et personnelles (0,78) ainsi que celle reliant l'opinion sur la production passée et les carnets globaux (0,77). La corrélation entre les carnets et les perspectives personnelles est à peine moins importante. Ceci peut laisser penser que les carnets ne sont pas avancés par rapport aux perspectives personnelles (puisque'ils sont davantage liés à la production passée). Ce sentiment sera confirmé par les tests de causalité.

Les corrélations les plus faibles entre variables d'enquête concernent celles faisant intervenir l'opinion sur les stocks. Ces corrélations sont logiquement négatives, le jugement sur les stocks évoluant de façon symétrique aux autres questions de l'enquête et à l'évolution de la production.

Parmi les corrélations associant l'évolution de la production et l'une des variables d'enquête, la plus forte fait intervenir l'opinion sur la production passée. La corrélation entre les innovations de la production et celles des carnets, bien que plus faible, n'est toutefois pas négligeable. Cette moins bonne corrélation tient peut-être au fait que la question porte, non pas sur l'évolution directement observée de la production, mais sur l'opinion que se font les industriels du niveau de leurs carnets de commandes, en comparaison d'un niveau "normal".

Les corrélations entre les innovations de l'évolution quantitative de la production et de chacune des deux questions relatives aux perspectives des industriels sont

logiquement moins élevées puisque la période considérée est légèrement différente : courante pour l'évolution de la production, future pour les perspectives.

Enfin, la plus faible des corrélations concerne les innovations de la production et de l'opinion sur les stocks. Cette observation sera confirmée par les tests de **causalité instantanée** qui montreront que toutes les variables d'enquête sauf l'opinion sur les stocks apportent une information permettant d'améliorer la prévision **concomitante** de la production.

**2.3. Tests de causalité**

Il est possible, dans le cadre de ce modèle VAR, de mettre en évidence les relations de causalité existant entre les variables d'enquête et la production. On peut ainsi classer les variables en fonction de l'importance et de la précocité de l'information qu'elles apportent. La causalité au sens de Granger, généralement retenue en économétrie des séries temporelles, ne coïncide pas tout à fait avec la notion de causalité usuelle. Elle peut même s'avérer paradoxale et renverser la perspective. La question à la base de toute modélisation est de savoir en fait si les changements d'une variable conduisent à modifier une autre variable. En d'autres termes, on dit qu'une variable X cause la variable Y dès lors qu'elle aide à prévoir la variable Y, c'est-à-dire dès lors qu'elle apporte une information supplémentaire par rapport au seul passé de Y.

On peut rappeler un exemple célèbre où la causalité, au sens de Granger, d'une variable sur une autre, est à l'opposé

de la causalité au sens usuel du terme<sup>3</sup>. Si les marchés sont efficients, le prix des actions aide à prévoir les dividendes futurs alors que l'inverse n'est pas vrai. Cette causalité va à l'encontre de la vraie causalité. Les prix causent, au sens de Granger, les dividendes car ils contiennent toute l'information des marchés sur les entreprises. Pourtant l'évaluation des marchés n'a en réalité pas d'effet sur la distribution de dividendes. Les dividendes ne causent pas les prix au sens de Granger, même si les anticipations de dividendes sont le seul déterminant des prix des actions.

La causalité au sens de Granger revêt plusieurs aspects :

- soit le passé de X aide à prévoir la variable Y :  $X_{t-1} \dots X_{t-1} \rightarrow Y_t$

Il s'agit de causalité non instantanée.

- soit le présent de la variable X aide à prévoir Y :  $X_t \leftrightarrow Y_t$

Il s'agit de causalité instantanée. Cette relation est toujours symétrique.

Comme on l'attendait, les tests de causalité non instantanée menés dans le cadre du modèle VAR intégrant toutes les variables d'enquête mettent en évidence le fait que les perspectives personnelles des industriels constituent bien un indicateur avancé d'un trimestre de l'activité. Les perspectives personnelles publiées dans les enquêtes du trimestre t aident à prévoir l'évolution de la production du trimestre suivant.

Les tests de causalité instantanée ont, quant à eux, montré que toutes les variables d'enquête sauf l'opinion sur les stocks apportent une information permettant d'améliorer la prévision de l'évolution quantitative concomitante de la production. Cependant, un autre type de test, voisin des tests de causalité instantanée, a montré le rôle privilégié de l'opinion des industriels sur la tendance récente de leur activité. Cette variable résume pour la période courante toute l'information pertinente de l'enquête pour prévoir l'évolution de la production.

### a) Les tests de causalité non instantanée

Les tests de causalité non instantanée mis en oeuvre confirment que les perspectives personnelles des industriels apportent l'information la plus précoce.

Dans le cas de la causalité non instantanée, on s'intéresse à la prévision effectuée à la date  $t-1$  de la variable  $Y_t$ . Celle-ci peut être effectuée en mobilisant, en plus du passé de la variable Y, le passé d'autres variables ( $X_1 \dots X_k$ ). Si ce passé apporte une information supplémentaire par rapport au seul passé de Y, on dira que ces variables ( $X_1 \dots X_k$ ) causent Y au sens de Granger. On sait que les liens de causalité entre variables dépendent de l'information à laquelle on se réfère. Il importe donc de préciser le contexte dans lequel les liens de causalité sont mis en évidence.

Soit  $Z_t = \begin{pmatrix} Y_t \\ W_t \\ X_t \end{pmatrix}$  un vecteur de variables stationnaires.

X ne cause pas Y au sens de Granger, dans le contexte W, si :

$$E(Y_t / X_{t-1}^*, W_{t-1}^*, Y_{t-1}^*) = E(Y_t / W_{t-1}^*, Y_{t-1}^*)$$

avec  $X_{t-1}^* = \{X_{t-1}, X_{t-2}, \dots\}$  information passée sur X

$W_{t-1}^* = \{W_{t-1}, W_{t-2}, \dots\}$  information passée sur W

$Y_{t-1}^* = \{Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots\}$  information passée sur Y

La dépendance de la relation de causalité à l'égard du contexte peut être illustrée de la façon suivante : il est possible qu'une variable X n'améliore pas la prévision de la variable Y quand l'information est réduite à ces deux variables. En revanche, la variable X peut apporter de l'information pour prévoir Y si la variable W est prise comme contexte. En d'autres termes, la variable X n'améliorerait la prévision de Y que lorsqu'on prend aussi en compte l'information fournie par le passé de W. On pourrait, par exemple, imaginer que l'opinion sur les carnets n'améliore pas les prévisions de la production lorsqu'elle est considérée individuellement et qu'il en est de même pour les stocks. Il serait toutefois possible que les carnets apportent de l'information pour prévoir la production à la condition de prendre les stocks comme contexte. En d'autres termes, l'information pertinente pour prévoir la production serait constituée par l'interaction entre les carnets et les stocks.

Le test de causalité au sens de Granger se mène de façon simple dans le cadre d'un VAR. On montre en effet qu'il est équivalent de tester l'hypothèse nulle :

$H_0$  : nullité des coefficients des variables  $X_{t-h}$  dans l'équation suivante :

$$Y_t = \sum_{h=1}^p \Phi_{yh} Y_{t-h} + \sum_{h=1}^p \Phi_{wh} W_{t-h} + \sum_{h=1}^p \Phi_{xh} X_{t-h} + \mu_{yt} + \epsilon_{yt}$$

contre l'hypothèse H : modèle non contraint.

L'hypothèse  $H_0$  correspond à la non causalité de la variable X sur Y dans le contexte W.

La procédure mise en oeuvre repose sur des tests emboîtés (voir en annexe 2 la procédure des tests emboîtés).

Pour chaque variable du modèle on teste les hypothèses suivantes :

Soit  $H_0^5$  : les variables  $X_1, X_2, X_3, X_4, X_5$  ne causent pas Y

$H_0^4$  : les variables  $X_1, X_2, X_3, X_4$  ne causent pas Y dans le contexte  $X_5$

$H_0^1$  : la variable  $X_1$  ne cause pas Y dans le contexte ( $X_2, X_3, X_4, X_5$ ).

Si  $H_0^5$  n'est pas refusée, alors les hypothèses  $H_0^4, H_0^3, H_0^2$  et  $H_0^1$  ne le sont pas non plus. A l'inverse si  $H_0^1$  est refusée, alors  $H_0^2, H_0^3, H_0^4$  et  $H_0^5$  le sont aussi.

<sup>3</sup> Hamilton (1995) Time Series Analysis, ch 11.

Il y a donc cinq hypothèses  $H_0^1$ , quatre hypothèses  $H_0^2$  ... et une hypothèse  $H_0^5$ .

Ainsi l'ensemble X regroupe toutes les variables qui apportent de l'information pour prévoir Y, alors que le contexte W ne comporte aucune variable causant Y.

### Les résultats :

La région critique du test  $H_0^k$  contre  $H_0^{k-1}$  est de la forme :

$$W^k = \{ \xi^k - \xi^{k-1} \} \chi_{1-\alpha}^2 \left( r^k - r^{k-1} \right)$$

où  $\xi^k$  est la statistique du rapport de vraisemblance

$r^k$  est le nombre de contraintes imposées dans l'hypothèse  $H_0^k$ .

Seuls sont présentés ici les résultats des tests ayant abouti à la détermination d'une partition des variables. Les tests intermédiaires ne sont pas décrits.

#### • Causalité non instantanée sur TCT :

Le test mené est le suivant :

1)  $H_0^4$  (TPPA, CGL, ST, PGE ne causent pas TCT dans le contexte constitué par PPER) contre H (modèle général).

$H_0^4$  est acceptée au seuil 2,5 % :

Statistique du rapport de vraisemblance	$\chi_8^2$
9,51	17,53

L'acceptation de cette hypothèse implique d'accepter la non causalité de chacune des variables d'enquête (TPPA, CGL, ST, PGE) sur l'évolution trimestrielle de la production, dans le contexte PPER.

Causalité sur	Statistique du rapport de vraisemblance	$\chi_{10}^2$
TPPA	18,27	18,31
PPER	8,16	18,31
PGE	3,84	18,31
ST	14,97	18,31

L'hypothèse nulle est largement acceptée pour PPER et PGE. Pour TPPA, l'hypothèse nulle est tout juste acceptée. Ainsi, aucune variable n'améliore les prévisions des perspectives, personnelles et générales, de la production passée ou des stocks du trimestre suivant.

#### • Causalité non instantanée sur CGL :

L'hypothèse  $H_0^1$  (TCT ne cause pas CGL dans le contexte des autres variables d'enquête) est largement acceptée contre H (modèle général) au seuil 2,5 %.

2)  $H_0^5$  (TPPA, CGL, ST, PGE, PPER ne causent pas TCT) contre  $H_0^4$ .

$H_0^5$  est refusée au seuil 2,5 %. La non causalité de PPER sur TCT est refusée, sachant que celle des autres variables est acceptée.

Statistique du rapport de vraisemblance	$\chi_2^2$
20,29	7,38

Ainsi, s'agissant de la causalité sur TCT, les variables d'enquête se séparent en deux ensembles. Le premier regroupe les variables qui ne causent pas TCT : TPPA, CGL, ST et PGE ; le second est réduit à la seule variable PPER, qui cause TCT. Ce dernier résultat est bien conforme à ce qu'on attendait : **les perspectives personnelles d'activité des chefs d'entreprise améliorent la prévision de l'évolution quantitative de la production du trimestre suivant même quand le passé des autres variables d'enquête est pris en compte. Ces perspectives personnelles constituent bien un indicateur avancé d'un trimestre de l'activité.**

En revanche, les autres variables d'enquête ne contiennent pas d'information supplémentaire par rapport à PPER pour la prévision de TCT.

#### • Causalité non instantanée sur TPPA, PPER, PGE, ST :

L'hypothèse  $H_0^5$  (la variable d'intérêt n'est pas causée par les autres variables du VAR) est acceptée au seuil de 5 % contre H (modèle général). Comme précédemment, les hypothèses de "niveau inférieur"  $H_0^4$  à  $H_0^1$  sont également acceptées.

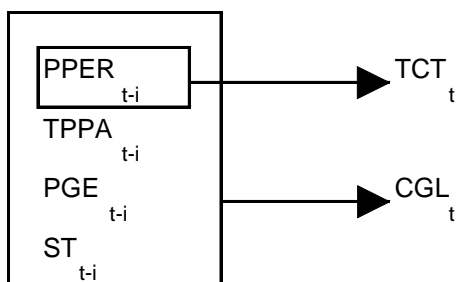
Statistique du rapport de vraisemblance	$\chi_2^2$
1,37	7,38

L'hypothèse  $H_0^5$  (aucune variable ne cause CGL) est refusée contre  $H_0^1$  au seuil 2,5 %.

Statistique du rapport de vraisemblance	$\chi^2_2$
18,13	17,53

Ainsi la variable quantitative ne cause pas CGL dans le contexte des variables d'enquête. En revanche, cette variable est "causée" par les autres variables d'enquête.

Les liens de causalité non instantanée existant entre les six variables du modèle VAR sont schématisés de la façon suivante :



La causalité des perspectives personnelles sur l'évolution de la production est bien conforme à ce que l'on attendait. En revanche, la causalité de l'ensemble des questions de l'enquête sur les carnets apparaît plus surprenante. **On aurait plutôt attendu que les perspectives personnelles soient causées par les carnets et les stocks, de façon à respecter le comportement intuitif selon lequel les entreprises prévoieraient de produire davantage si leurs carnets se gonflent et /ou si elles jugent leurs stocks peu élevés. Ce comportement n'est pas confirmé par les données. Contrairement à ce qu'on pense quelquefois, les carnets ne semblent pas être un indicateur précurseur des perspectives. Ainsi, il n'y aurait pas, dans l'enquête mensuelle, d'indicateur plus précurseur que les perspectives personnelles de production pour prévoir l'évolution quantitative de la production.**

On peut interpréter la relation de causalité allant des perspectives générales et personnelles vers les carnets de la façon suivante : **les perspectives des chefs d'entreprise refléteraient une demande anticipée, non encore matérialisée dans les carnets de commandes.**

## b) Tests de causalité instantanée

Selon les tests de causalité instantanée, toutes les variables d'enquête sauf l'opinion sur les stocks apportent une information permettant d'améliorer la prévision de l'évolution concomitante de la production.

Dans le cas de l'analyse de la causalité instantanée, on s'intéresse à la prévision à la date t de la variable  $Y_t$ . Celle-ci peut être effectuée en mobilisant en plus du passé de la variable Y, le présent d'autres variables ( $X_1 \dots X_k$ ).

Si ce présent apporte une information supplémentaire par rapport au passé de toutes les variables, on dira que ( $X_1 \dots X_k$ ) causent instantanément Y. Le décalage dans la disponibilité des variables est mis à profit pour prévoir la variable Y, connue moins rapidement.

Ce cadre d'analyse est tout à fait approprié pour traiter du problème de l'interprétation des enquêtes de conjoncture. Celles-ci sont en effet disponibles plusieurs semaines avant les premières données quantitatives sur la production industrielle. De plus, elles ne sont pas sensiblement révisées alors que les comptes trimestriels peuvent l'être.

Comme pour la causalité non instantanée, il importe de préciser le contexte dans lequel les liens de causalité sont mis en évidence.

En reprenant les notations précédentes, le présent de X ne cause pas Y dans le contexte W si :

$$E(Y_t / X_t, X_{t-1}^*, W_{t-1}^*, Y_{t-1}^*) = E(Y_t / X_{t-1}^*, W_{t-1}^*, Y_{t-1}^*)$$

La non causalité est ici encore simplement testée par un test de nullité des coefficients :

$H_0$  : nullité du coefficient  $\Phi_{x_0}$  de  $X_t$  dans l'équation suivante :

$$Y_t = \sum_{h=1}^p \Phi_{yh} Y_{t-h} + \sum_{h=1}^p \Phi_{wh} W_{t-h} + \Phi_{x_0} X_t + \sum_{h=1}^p \Phi_{xh} X_{t-h} + \mu_{yt} + \varepsilon_{yt}$$

contre l'hypothèse H : modèle non contraint.

La non causalité instantanée de X sur Y est équivalente à la non causalité instantanée de Y sur X.

La procédure de tests adoptée est identique à celle qui a été retenue pour la causalité non instantanée. Les hypothèses  $H_0^5$  à  $H_0^1$  suivantes sont emboîtées :

$H_0^5$  = le présent des variables  $X_1 \dots X_5$  ne cause pas Y

$H_0^4$  = le présent des variables  $X_1 \dots X_4$  ne cause pas Y

...

$H_0^1$  = le présent de la variable  $X_1$  ne cause pas Y


### Les résultats :

Des quinze hypothèses concernant la non causalité instantanée entre les variables prises deux à deux (appelées ici  $H_0^1$ ), seule une hypothèse est acceptée. Il s'agit de la non causalité de des stocks sur l'évolution de la production (ou inversement). Cette hypothèse est largement acceptée (seuil du test : 0,27).

Les autres hypothèses  $H_0^1$  sont refusées.

Les résultats sont présentés dans le tableau ci-dessous.

**TABLEAU : TESTS DE CAUSALITE INSTANTANEE**

 X	TCT	TPPA	PPER	CGL	PGE	ST
Y						
<b>TCT</b>						
<b>TPPA</b>	20,90 (0,000) **					
<b>PPER</b>	4,63 (0,036) **	39,18 (0,000) **				
<b>CGL</b>	10,81 (0,002) **	55,12 (0,000) **	59,70 (0,000) **			
<b>PGE</b>	7,17 (0,010) **	27,75 (0,000) **	78,57 (0,000) **	34,12 (0,000) **		
<b>ST</b>	1,22 (0,27) *	14,39 (0,000) **	26,17 (0,000) **	31,49 (0,000) **	11,90 (0,001) **	

\* Y ne "cause" pas X

\*\* Y "cause" X

La première ligne est la statistique du test de Fisher. La seconde ligne correspond au seuil de significativité.

La présentation des résultats tient compte du caractère symétrique de la causalité instantanée.

**Cet ensemble de résultats montre que toutes les variables d'enquête sont corrélées entre elles sans décalage et que l'évolution trimestrielle de la production est corrélée avec toutes les variables d'enquête sauf l'opinion sur les stocks. Le présent des variables d'enquête à l'exception de l'opinion sur les stocks apporte donc une information qui permet d'améliorer la prévision de l'évolution de la production industrielle des comptes trimestriels.** Mais, il est possible que l'information contenue dans les quatre variables utiles (TPPA, PPER, PGE, CGL) soit en partie redondante.

Plusieurs éléments militent toutefois en faveur du rôle privilégié joué par l'opinion des industriels sur l'évolution passée de la production, au premier rang desquels se trouvent l'expérience du conjoncturiste et la forte corrélation existant entre les innovations du solde de la production passée et de l'évolution trimestrielle de la production. Par ailleurs, les travaux de C. Doz et F. Lenglard (1995) ont montré que les variables d'enquête présentaient un facteur commun très prépondérant et que ce facteur était extrêmement proche de la tendance passée de la production. Il a donc paru intéressant de vérifier, dans le cadre de cette étude, le rôle privilégié de l'opinion sur la production passée.

### c) Rôle particulier de l'opinion des industriels sur la tendance récente de leur activité

L'opinion des industriels sur la tendance récente de leur activité apporte une aide prépondérante à la prévision de l'évolution concomitante de la production.

Le rôle particulier de la tendance récente de la production peut être mis en évidence en répondant aux deux questions suivantes :

- 1) Lorsque l'on dispose du solde contemporain de la production passée et du passé de toutes les variables, améliore-t-on la prévision de l'activité en considérant en outre le présent de PPER, PGE, CGL?
- 2) Lorsque l'on dispose des soldes contemporains de PPER, PGE, CGL et ST et du passé de toutes les variables, améliore-t-on la prévision de l'activité en considérant en outre le présent de TPPA?

En reprenant les notations précédentes, ceci revient à tester les hypothèses nulles :

$$E(Y_t / X_t, W_t, X_{t-1}^*, W_{t-1}^*, Y_{t-1}^*) = E(Y_t / W_t, X_{t-1}^*, W_{t-1}^*, Y_{t-1}^*)$$

et

$$E(Y_t / X_t, W_t, X_{t-1}^*, W_{t-1}^*, Y_{t-1}^*) = E(Y_t / X_t, X_{t-1}^*, W_{t-1}^*, Y_{t-1}^*)$$

avec Y = TCT

$$X = \begin{pmatrix} \text{PPER} \\ \text{PGE} \\ \text{CGL} \\ \text{ST} \end{pmatrix}$$

$$W = \text{TPPA}$$

Dans ces tests, la notion de contexte est modifiée par rapport au test de causalité instantanée. En effet, dans ceux-ci, le contexte est constitué par le **passé** et non le **présent** des variables. Dans les tests mis en œuvre ici, le contexte est constitué par le **passé et le présent** des variables.

De même que précédemment, ceci équivaut à tester la nullité des coefficients des variables non décalées dans l'équation :

$$TCT_t = \sum_{i=1}^2 a_i TCT_{t-i} + \sum_{i=0}^2 b_i^1 PPER_{t-i} + \dots + \sum_{i=0}^2 b_i^4 ST_{t-i} + \sum_{i=0}^2 c_i TPPA_{t-i} + \mu + \varepsilon_t$$

**1) Le présent de PPER, PGE, CGL, ST apporte-t-il de l'information pour prévoir TCT, dans un contexte constitué par le présent de TPPA et le passé de toutes les variables ?**

L'hypothèse nulle  $H_0^4$  (Non significativité du présent des variables PPER, PGE, CGL, ST) est largement acceptée au seuil 2,5 % contre H (Modèle non contraint) :

Statistique du rapport de vraisemblance	$\chi_4^2$
3,07	11,14

Les tests de causalité instantanée ont montré que le présent des variables d'enquête était utile pour la prévision de l'évolution trimestrielle de la production. Selon le test précédent, il n'est pas nécessaire de mobiliser le présent de PPER, PGE, CGL et ST quand le présent de TPPA intervient dans la relation. Ce résultat ne suffit pas à établir le rôle privilégié du solde de la production passée car, pour améliorer la prévision de la production, il pourrait peut-être suffire de mobiliser une seule variable d'enquête, peu importe laquelle.

Pour répondre à cette interrogation, il convient donc de tester si le présent de TPPA apporte de l'information dans

un contexte où apparaît le présent de PPER, PGE, CGL et ST.

**2) Le présent de TPPA apporte-t-il de l'information dans un contexte constitué par le présent de PPER, PGE, CGL et ST et le passé de toutes les variables ?**

L'hypothèse nulle  $H_0^1$  (non significativité du présent de TPPA dans le modèle) contre H est largement refusée (seuil 0,5 %)

Le présent du solde de la production passée apporte donc de l'information par rapport au présent des autres variables d'enquête, alors que la réciproque n'est pas vraie.

**Les différents tests de causalité font ressortir le rôle particulier de deux variables d'enquête. D'une part les perspectives personnelles d'activité disponibles pour le trimestre t améliorent la prévision de l'évolution quantitative de la production du trimestre suivant. D'autre part, à la période courante, le solde relatif à la production passée contient toute l'information de l'enquête permettant de prévoir cette évolution. Ces deux soldes d'opinion fournissent l'essentiel de l'information de l'enquête pertinente pour améliorer la prévision de l'évolution de la production industrielle.** Un modèle VAR restreint à ces deux variables d'enquête et à l'évolution quantitative de la production peut ainsi être estimé sans perte notable d'information. Le fait de ne retenir que deux questions de l'enquête permet en outre de réduire considérablement la colinéarité entre variables, donc d'améliorer la qualité des estimations.

### 3. ESTIMATION DU MODELE VAR A TROIS VARIABLES

#### 3.1. Nombre optimal de retards

Dans le cadre du VAR à six variables, la forte corrélation entre les variables d'enquête rendait les résultats des tests ambigus. Avec une colinéarité entre variable nettement réduite, le VAR à trois variables fournit quant à lui des résultats plus satisfaisants. D'une part, le petit nombre de variables du modèle a permis de mener les tests à partir d'un nombre de retards élevé (huit trimestres au lieu de quatre trimestres dans le VAR à six variables). D'autre part, les tests ont cette fois fourni des résultats tranchés. La procédure de tests emboîtés, menée en prenant comme modèle non contraint un VAR à huit retards, confirme ainsi sans ambiguïté que le nombre optimal de retards à retenir est égal à deux.

Les résultats sont fournis dans le tableau suivant :

	7 contre 8	6/7	5/6	4/5	3/4	2/3	1/2
Seuil du test	1,000	0,9999	0,9999	0,8741	0,9686	0,9931	0,0006

L'estimation de la forme canonique du VAR à trois variables figure en annexe 4.

### 3.2. Tests de causalité

La structure de causalité entre les variables mise en évidence dans le cadre du VAR à trois variables est plus facilement interprétable que dans le cadre du VAR complet.

#### a) Tests de causalité non instantanée

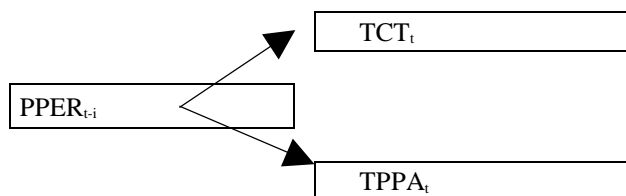
Les tests de causalité non instantanée mis en oeuvre montrent que les perspectives personnelles de production exprimées par les industriels aident à prévoir, non seulement l'évolution de la production du trimestre suivant, comme dans le VAR à six variables, mais également le solde de la production passée de ce trimestre.

La procédure mise en oeuvre ici repose également sur des tests emboîtés.

- *Causalité non instantanée sur l'évolution quantitative de la production (TCT)*

L'hypothèse  $H_0^1$  (le solde de la production passée ne cause pas TCT) est largement acceptée contre H (modèle non contraint) au seuil de 2,5 % (la statistique du rapport de vraisemblance = 1,18 est inférieure à  $\chi_2^2 = 7,38$ ).

En revanche l'hypothèse  $H_0^2$  (non causalité du solde de la production passée et des perspectives personnelles sur l'évolution de la production) est rejetée contre l'hypothèse  $H_0^1$  au seuil de 2,5 % (la statistique du rapport de vraisemblance = 22,6 est supérieure au  $\chi_2^2$ ). **Ainsi, on peut considérer que les perspectives personnelles aident à prévoir l'évolution de la production du trimestre suivant. En revanche, elles n'aident pas à prévoir le solde relatif à la production passée.** Les décalages mis en évidence par ces tests sont conformes aux formulations des questions de l'enquête de l'INSEE : l'horizon des perspectives de production est bien le trimestre à venir



**L'indicateur relatif à la production d'un trimestre, qu'il soit qualitatif ou quantitatif est "causé" par les perspectives de production des deux trimestres antérieurs. En non instantané, il n'existe pas d'autre lien entre les variables du modèle. Ces résultats sont plus conformes au libellé des questions de l'enquête que dans le cas du VAR comportant six variables.**

alors que ce n'est pas le cas du solde relatif à la production passée.

- *Causalité non instantanée sur la tendance récente de la production (TPPA)*

L'hypothèse  $H_0^1$  (non causalité de TCT sur TPPA) est largement acceptée contre H (modèle non contraint), au seuil de 2,5 % (statistique du rapport de vraisemblance = 2,22 ;  $\chi_2^2 = 7,38$ ).

L'hypothèse  $H_0^2$  (non causalité de PPER et TCT sur TPPA) est par contre nettement refusée au seuil de 2,5 % contre  $H_0^1$  (statistique du rapport de vraisemblance = 11,9 à comparer avec  $\chi_2^2$ ).

En d'autres termes, les perspectives de production des industriels aident à prévoir le solde relatif à la production passée du trimestre suivant. A nouveau, ceci est bien conforme à ce qui est attendu : **les perspectives sont un indicateur avancé de la production passée à l'horizon d'un trimestre.**

- *Causalité non instantanée sur les perspectives personnelles des industriels (PPER)*

L'hypothèse  $H_0^1$  (TPPA ne cause pas PPER) est largement acceptée au seuil de 2,5 % (statistique du rapport de vraisemblance = 1,1) contre H (le modèle non contraint).

De même, l'hypothèse  $H_0^2$  (TCT et TPPA ne causent pas PPER) est largement acceptée contre  $H_0^1$  (statistique du rapport de vraisemblance = 0,04).

**Ainsi, comme on l'attendait, il apparaît qu'aucune variable n'aide à prévoir les perspectives de production du trimestre suivant. Cette variable est donc la variable la plus avancée des trois variables du modèle. Elle constitue donc réellement une anticipation.**

Les liens de causalité non instantanée qu'entretiennent les trois variables de ce VAR sont schématisés de la façon suivante :

Si la première relation de causalité ( $PPER_{t-i} \rightarrow TCT_t$ ) est bien mise en évidence dans les deux modèles, ce n'est pas le cas de la deuxième ( $PPER_{t-i} \rightarrow TPPA_t$ ). Dans le modèle à six variables, les perspectives n'aident pas à prévoir le solde relatif à la production passée du trimestre suivant mais elles aident à prévoir les carnets de commandes si elles sont associées au solde de la production passée, aux perspectives générales et aux stocks.

Ces différences s'expliquent probablement par un manque de robustesse des tests menés dans le cadre du VAR à six variables, dû à la forte corrélation existant entre les cinq variables d'enquête et plus particulièrement entre les carnets de commandes et le solde relatif à la production passée.

### b) Tests de causalité instantanée

Contrairement au modèle VAR à six variables, les tests ne décèlent pas de causalité instantanée entre les perspectives personnelles et l'évolution de la production.

Des trois hypothèses relatives à la non causalité entre les variables prises deux à deux, seule une hypothèse est acceptée. Il s'agit de la non causalité instantanée entre les perspectives et la variable quantitative (seuil du test : 0,12).

Les résultats figurent dans le tableau ci-dessous :

	TCT	TPPA	PPER
TCT	-		
TPPA	22,1 (0,0000)**	-	
PPER	2,36 (0,12)*	24,9 (0,0000)**	-

La première ligne est la statistique du test de Fisher  
 La seconde ligne correspond au seuil de significativité  
 \*\* non causalité refusée  
 \* non causalité acceptée

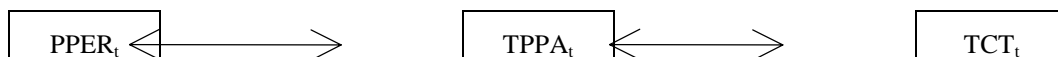
Cet ensemble de résultats montre que :

1. les variables d'enquête sont corrélées, comme c'est le cas dans le VAR à six variables ;
2. le solde relatif à la production passée est corrélé avec l'évolution quantitative de la production comme

dans le cas du VAR à six variables ;

3. à l'inverse de ce qui apparaît dans le VAR à six variables, et de façon beaucoup plus naturelle, les perspectives de production ne sont pas corrélées avec l'évolution quantitative de production.

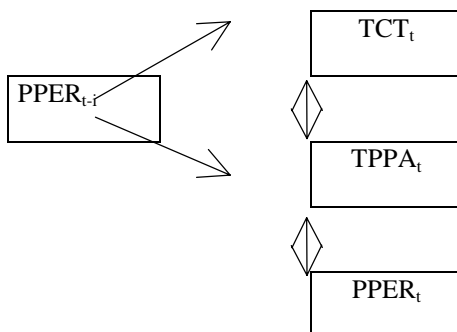
Les relations sont schématisées de la façon suivante :



On notera que les perspectives personnelles et l'évolution trimestrielle de la production ne sont pas corrélées directement.

### c) Schéma de causalité entre les variables

Le schéma ci-dessous retrace l'ensemble des relations de causalité (instantanée et non instantanée) :





## 4. ANALYSE DE L'IMPACT DES CHOCS

L'analyse de l'impact des chocs met en évidence la persistance d'un effet pendant cinq trimestres.

L'examen des réponses du modèle aux innovations des variables indique les révisions de prévisions induites par un choc sur les variables du modèle. Compte tenu de notre objectif qui est de prévoir les évolutions de l'activité, on ne considérera ici que les révisions concernant l'évolution quantitative de la production.

Deux types de chocs sur les variables qualitatives peuvent être envisagés :

- Soit une des variables d'enquête subit un choc d'une ampleur égale à un écart-type, l'autre variable étant modifiée uniquement en raison de sa corrélation avec la variable "choquée". Les deux variables d'enquête sont donc modifiées, mais pas de la même façon : la première variable est touchée de façon autonome, l'autre uniquement en raison de sa corrélation avec la première variable.

- Soit chaque variable d'enquête subit au même moment un choc d'ampleur égale à son écart-type. Chaque choc se décompose en choc autonome et choc induit par la corrélation entre les variables.

Dans le premier cas, l'innovation apportée par une enquête ne concerne qu'une variable -même si ce choc a des répercussions sur toutes les variables. Dans le second cas, l'innovation concerne toutes les variables.

Dans les deux situations, les variables ne sont pas traitées de façon identique. Il convient donc de les classer dans un ordre tel que le chemin de propagation du choc initial puisse être établi (premier cas de figure) ou que la répartition entre choc autonome et choc induit par les corrélations soit effectuée (second cas de figure).

Le choix de cet ordre n'est certes pas dénué d'une part d'arbitraire car il n'existe pas, en général, de solution incontestable. En tout état de cause, les effets des chocs sur chacune des variables d'enquête ne doivent pas être comparés car ils dépendent crucialement du choix initial.

L'ordre retenu ici est le suivant : perspectives personnelles, opinion sur la production passée. Cet ordre respecte l'antériorité de l'information apportée par les perspectives par rapport au solde relatif à la production passée.

Compte tenu de l'ordre des variables retenu, les deux situations peuvent être décrites plus précisément.

**Premier cas : Seules les perspectives personnelles sont touchées de façon autonome.**

L'effet sur l'évolution quantitative de la production d'un choc touchant les perspectives personnelles se décompose en deux :

- impact du choc direct de PPER sur TCT,
- impact du choc de PPER sur TCT, transitant par l'autre variable (choc de PPER sur TPPA, induisant un choc de TPPA sur TCT).

Ce calcul est mené en orthogonalisant les innovations du VAR par la factorisation de Choleski.

**Impact sur TCT d'un choc d'environ 5 points de solde sur l'innovation sur PPER, qui se répercute sur TPPA**

Trimestres	Effets sur TCT	Effet sur les variables d'enquête en points de solde	
	en %	PPER	TPPA
0	0,3	5	2
1	0,6	5	5
2	0,2	5	5
3	0,2	4	5
4	0,2	3	5
5 à 8	0,1		

Un choc sur PPER d'environ 5 points de solde (qui correspond à l'écart-type de cette variable) conduit à un impact total -y compris celui transitant par l'autre variable- sur TCT de 0,3 % le trimestre courant, puis de 0,6 % le trimestre suivant. L'effet diminue ensuite rapidement pour ne pas dépasser 0,1 % cinq trimestres après le choc initial.

**Second cas : Les deux variables d'enquête sont affectées au même moment par un choc égal à leur écart-type.**

L'effet sur l'évolution quantitative de la production résulte de la somme des choc suivants :

- choc de TPPA sur TCT, somme du choc lié à PPER et d'un choc autonome sur TPPA.

Ce calcul est également fondé sur l'orthogonalisation du système par la factorisation de Choleski.

**Effet sur TCT de chocs sur les innovations de toutes les variables d'enquête  
d'ampleur égale à leur écart-type**

Trimestres	Effet partiel sur TCT d'un choc sur		Effet total sur TCT
	PPER	TPPA	
0	0,3	0,7	1,0
1	0,6	- 0,1	0,5
2	0,2	0,0	0,2
3	0,2	0,2	0,4
4	0,2	0,1	0,3
5 à 8	0,1	0	0,1

L'effet partiel sur TCT d'un choc sur PPER est bien entendu identique à celui mis en évidence dans le premier cas de figure. Le choc autonome sur TPPA a un effet sensible à la période courante (0,7 %), ses effets s'amenuisant ensuite très rapidement. L'effet total d'un choc d'ampleur relative analogue (un écart-type) sur chaque variable d'enquête au même moment a un effet important pendant cinq trimestres.

L'impact sur l'évolution de la production, de chocs sur les innovations des deux variables d'enquête, TPPA et PPER, est peu différent de l'impact calculé sur le modèle VAR à six variables. Ce résultat tend à montrer que les variables relatives à la production de l'enquête mensuelle contiennent toute l'information de l'enquête nécessaire pour prévoir la production industrielle.

**Mesure de l'impact des chocs sur des variables du VAR**

un modèle VAR :

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + \mu + \varepsilon_t$$

a une représentation moyenne mobile infinie :

$$Y_t = \mu + \varepsilon_t + \psi_1 \varepsilon_{t-1} + \psi_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \psi_s \varepsilon_{t-s} + \dots$$

$$Y_t = \mu + \sum_{s=0}^{\infty} \psi_s \varepsilon_{t-s}$$

$$\frac{\partial Y_{t+s}}{\partial \varepsilon_t} = \psi_s$$

La ligne i, colonne j de la matrice  $\psi_s$  correspond à l'impact sur la variable i, d'un choc en t sur l'innovation de la variable j, s périodes plus tard, les autres innovations à toutes les dates étant supposées constantes. On ne tient pas compte alors de la corrélation existant entre les variables de  $\varepsilon_t$ .

Une telle analyse peut cependant se révéler trompeuse dans la mesure où elle néglige les corrélations spontanées entre les chocs des diverses variables.

Il existe donc une autre façon de mesurer l'impact d'un choc sur l'innovation d'une variable ( $\varepsilon_{1t}$ ) : celle qui consiste à tenir compte des corrélations entre toutes les innovations de la période courante. Cet impact peut être considéré comme la révision de prévision liée à la connaissance de l'innovation  $\varepsilon_{1t}$ .

Le modèle a de nombreuses représentations équivalentes à sa représentation MA( $\infty$ ).

On peut en particulier choisir A tel que  $A^{-1} \varepsilon = u$ , u étant constitué d'innovations orthogonales entre elles. La factorisation de Choleski est une méthode répandue d'orthogonalisation. Elle calcule l'unique matrice A triangulaire dont les éléments diagonaux sont de signe positif permettant d'orthogonaliser les résidus.

On est ainsi ramené à mesurer l'effet d'un choc affectant l'innovation d'une variable, sur d'autres variables, sans tenir compte des corrélations entre les innovations des variables, dans un modèle où justement ces innovations ne sont pas corrélées.

---

## 5. PREVISION DE L'EVOLUTION DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE A L'AIDE DU MODELE VAR

---

### 5.1. Représentation bloc-réursive du modèle à trois variables

Jusqu'à présent, le modèle VAR a été spécifié sous sa forme canonique dont les équations fournissent des régressions des composantes de  $Z_t$  sur les valeurs passées de  $Z$  :

$$Z_t = \xi + \sum_{i=1}^p \Phi_i Z_{t-i} + \varepsilon_t$$

Dans cette représentation, les innovations peuvent être corrélées entre elles à la date  $t$ . Ce modèle peut avoir d'autres représentations équivalentes, appelées formes bloc-récurives.

Après avoir partitionné le vecteur  $Z$  en deux groupes de variables  $X$  et  $Y$ , on peut aboutir à une forme dans laquelle les nouveaux vecteurs d'erreurs sont non corrélés bloc à bloc (voir annexe 5).

Dans cette représentation, les variables du premier groupe sont expliquées par le passé de toutes les variables ainsi que par le **présent** des variables de l'autre groupe. Les variables du second groupe sont expliquées par le seul passé de toutes les variables.

Il y a autant de formes bloc-récurives que de façon de partitionner les trois variables du modèle. Le choix entre ces différentes formes s'effectue en fonction de l'objectif du conjoncturiste.

Notre but est de prévoir l'évolution de la production à partir des variables d'enquête. Les tests de causalité instantanée ont montré que le solde concomitant de la tendance récente de la production aide à prévoir cette évolution alors que ce n'est pas le cas de celui des perspectives personnelles. Le second groupe de variables sera donc réduit à une seule variable : le solde relatif à la production passée.

Ainsi, l'évolution trimestrielle de la production et les perspectives personnelles s'écrivent en fonction du passé de toutes les variables et du présent de la tendance récente de la production. En revanche, la tendance récente de la production s'écrit en fonction du seul passé des variables du modèle.

L'estimation de la forme bloc-réursive est fournie en annexe 6.

### 5.2. Prévisions et mesure de l'innovation conjoncturelle

L'horizon de prévision des chefs d'entreprise est d'un trimestre après le trimestre courant, soit deux trimestres après la dernière évaluation connue des comptes trimestriels.

L'analyse de l'impact des chocs sur les innovations des variables d'enquête conduit à retenir un effet persistant jusqu'à cinq trimestres après le choc. Un résultat identique a été établi dans le cadre du modèle VAR à six variables.

Ainsi, quand l'enquête mensuelle est disponible pour l'ensemble d'un trimestre  $T$ , il est possible d'effectuer des prévisions d'évolution de la production dont les caractéristiques diffèrent selon les horizons.

- **Pour le trimestre  $T$** , la prévision est fondée sur la première équation de la forme bloc-réursive du modèle c'est-à-dire sur la relation de causalité instantanée existant entre TCT et le solde relatif à la production passée.

Cette prévision n'est modifiée par la suite que pour tenir compte d'éventuelles révisions apportées par les comptes trimestriels aux évaluations déjà publiées.

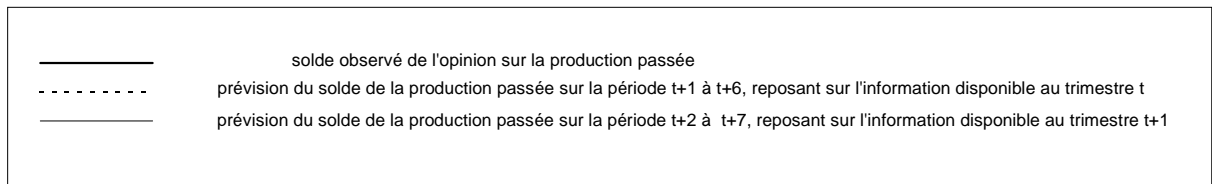
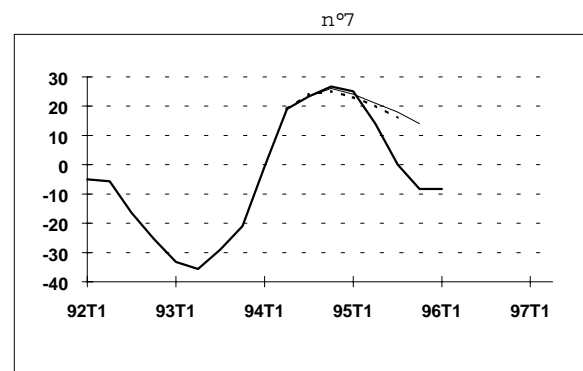
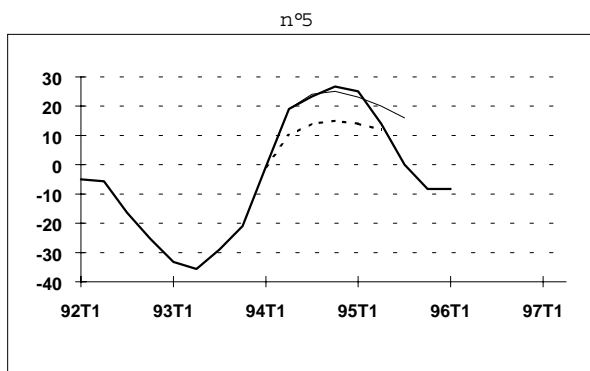
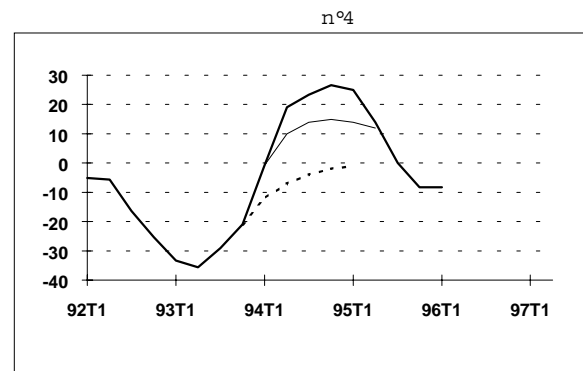
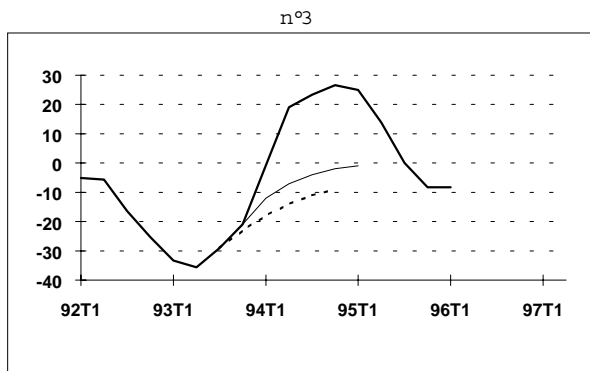
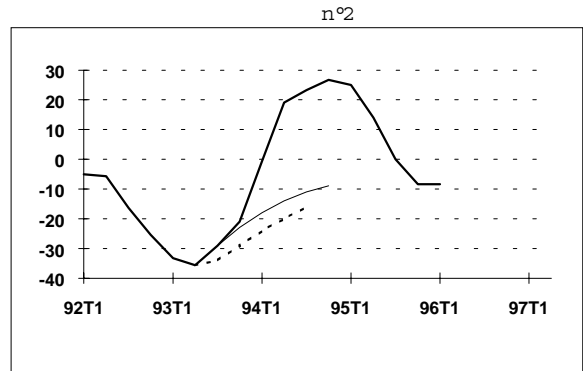
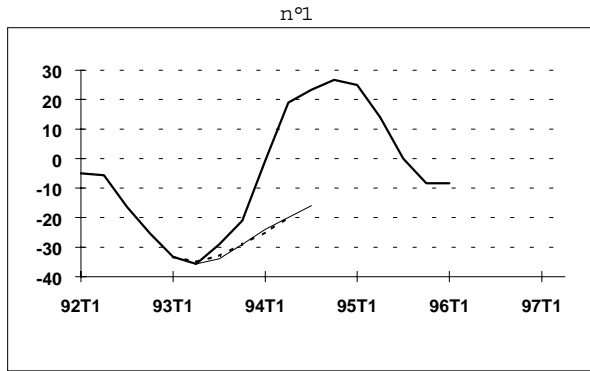
- **A l'horizon  $T+1$** , la prévision repose sur la première équation de la forme canonique du modèle, c'est-à-dire sur la causalité non instantanée entre PPER et TCT. Cette prévision peut être ultérieurement révisée quand l'ensemble des enquêtes relatives au trimestre est connu.

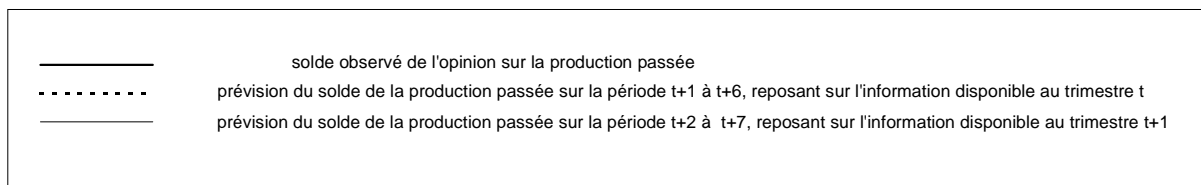
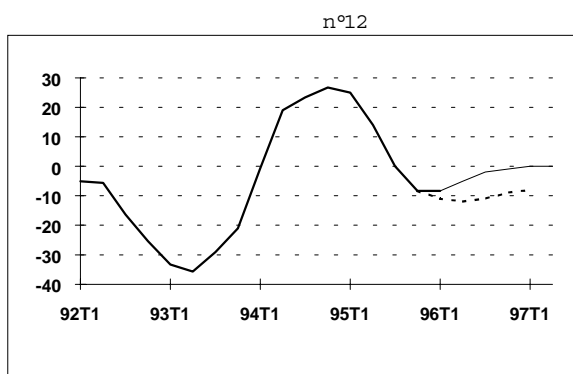
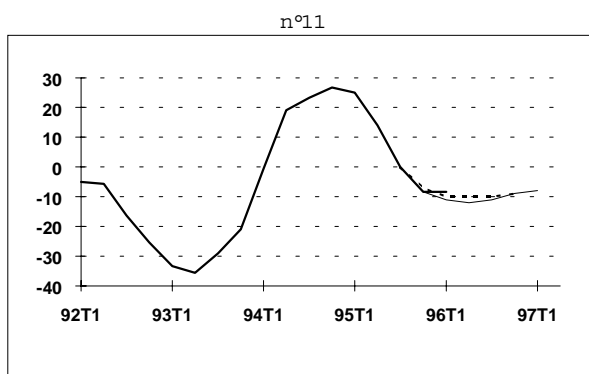
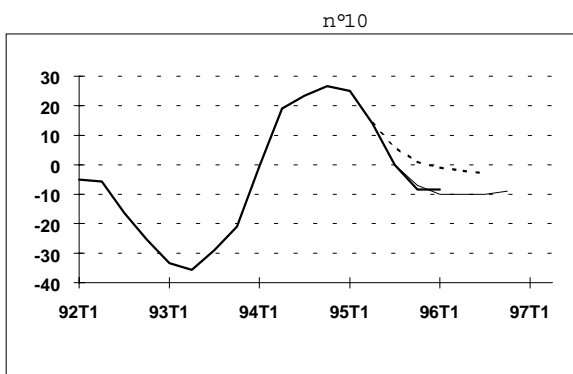
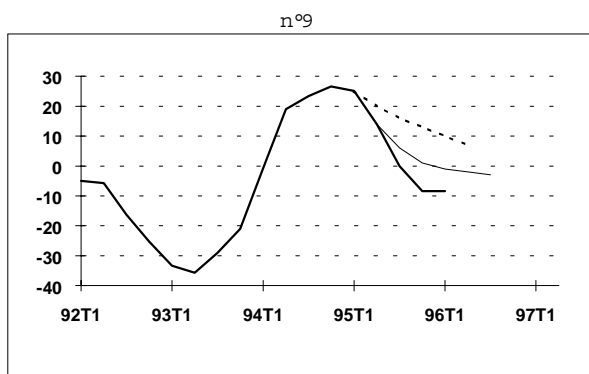
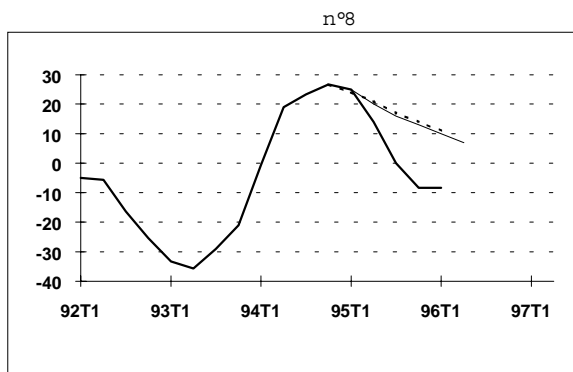
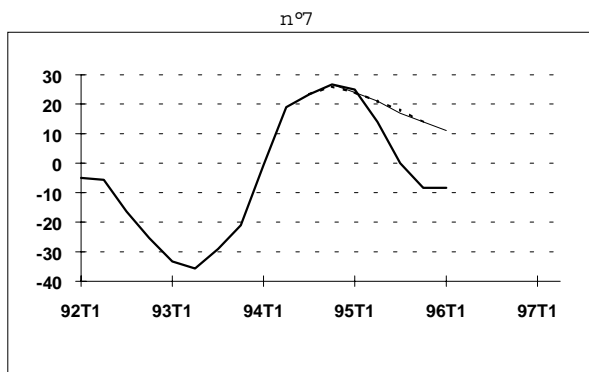
- Enfin, **pour les trimestres  $T+2$  à  $T+4$** , les prévisions reposent sur la dynamique des innovations antérieures. Celles-ci seront évidemment sensiblement révisées en fonction des innovations concernant les variables d'enquête. Il est intéressant de comparer ces dernières estimations à celles dont on dispose au fur et à mesure que les enquêtes sont publiées. On dispose ainsi, par différence, d'une mesure de l'innovation conjoncturelle.

L'innovation conjoncturelle apportée par les enquêtes a été mesurée pour le solde retraçant l'opinion des industriels sur la tendance passée de leur production. Une analyse équivalente a été effectuée à partir des perspectives personnelles des industriels et a permis d'aboutir aux mêmes conclusions. En revanche, la mesure de l'innovation conjoncturelle n'a pas été menée à partir des prévisions de production elles-mêmes qui peuvent être affectées d'aleas fragilisant l'analyse : révisions des estimations récentes des Comptes Trimestriels, prise en compte ou non des corrections de jours ouvrables ...

Dans la période sous revue, allant du premier trimestre 1992 à aujourd'hui, la plus forte innovation conjoncturelle a été apportée par les enquêtes relatives au deuxième trimestre 1994 (n° 4) caractérisé par un important retournement de l'activité à la hausse. Les enquêtes relatives aux deux trimestres précédents et au trimestre suivant ont également apporté une innovation conjoncturelle importante. Ensuite, lors du retournement à la baisse de 1995, les enquêtes des troisième et quatrième trimestres (n° 9 et 10) ont également apporté une forte innovation conjoncturelle. Enfin, récemment, les enquêtes relatives au deuxième trimestre 1996 font encore apparaître une innovation conjoncturelle importante.

## UNE MESURE DE L'INNOVATION CONJONCTURELLE





Grille de lecture : le dernier graphique illustre par exemple l'innovation conjoncturelle apportées par les enquêtes du deuxième trimestre 1996 par rapport à celles du premier trimestre. La courbe en pointillés retrace les prévisions du solde de la production passée, pour la période allant du premier trimestre 1996 au premier trimestre 1997, sachant que, pour le quatrième trimestre 1995, les enquêtes de conjoncture sont connues, mais pas les Comptes Trimestriels.

La courbe en trait plein léger retrace les prévisions du solde de la production passée, pour la période allant du deuxième trimestre 1996 au deuxième trimestre 1997, sachant que, pour le premier trimestre 1996, les enquêtes de conjoncture sont connues, mais pas les Comptes Trimestriels. Pour une même date, la différence entre les deux prévisions donne une mesure de l'information conjoncturelle apportée par les enquêtes récentes.

### 5.3. Comparaison des prévisions issues du modèle VAR avec celles obtenues à partir de l'étalonnage utilisé au BAE

Le VAR fournit des prévisions très voisines de celles obtenues avec l'étalonnage utilisé au BAE pour la période courante, mais nettement meilleures pour les périodes ultérieures.

Pour prévoir l'évolution de l'activité industrielle du trimestre courant, le BAE utilise un étalonnage reposant

$$\begin{aligned} \text{TCT} = & -0,41 \text{TCT}(-1) -0,33 \text{TCT}(-2) +0,19 \text{TPPA} -0,11 \text{TPPA}(-1) +0,6 \\ \text{en \%} & (-3,88) \quad (-3,18) \quad (6,98) \quad (-3,70) \quad (3,96) \\ \text{Période d'estimation : } & 1977:1 \text{ à } 1992:4 \\ \text{SER} = & 1,11 \% \end{aligned}$$

Cet étalonnage doit être comparé avec l'équation suivante issue de la forme bloc-réursive du VAR à trois variables :

$$\begin{aligned} \text{TCT} = & -0,36 \text{TCT}(-1) -0,32 \text{TCT}(-2) +0,19 \text{TPPA} -0,16 \text{TPPA}(-1) +0,04 \text{TPPA}(-2) +0,04 \text{PPER}(-1) -0,02 \text{PPER}(-2) +0,6 \\ \text{en \%} & (-2,99) \quad (-3,03) \quad (5,20) \quad (-2,55) \quad (0,90) \quad (1,01) \quad (-0,43) \quad (3,63) \\ \text{Période d'estimation : } & 1977:1 \text{ à } 1992:4 \\ \text{SER} = & 1,12 \% \end{aligned}$$

- Il apparaît d'abord que la spécification de l'étalonnage utilisé au BAE retient, comme le modèle VAR, un décalage de deux trimestres sur les variables explicatives.
- Ces deux équations ont par ailleurs des précisions identiques (1,1 % en simulation statique). On sait que l'on peut sensiblement améliorer cette précision (de 0,4 point) en incluant une variable reflétant l'impact du nombre de jours ouvrables du trimestre.
- De plus, les variables communes ont des coefficients extrêmement proches. Les coefficients des autres variables

sur l'opinion portée par les industriels sur l'évolution passée de leur activité. Pour les trimestres suivants, la prévision se fait en deux temps : prévisions des soldes de la production passée des enquêtes à venir, puis utilisation de ces soldes estimés comme variables explicatives dans l'étalonnage reposant sur la tendance passée de la production.

L'étalonnage utilisé par le BAE pour prévoir l'évolution de l'activité industrielle du **trimestre courant** est le suivant : (il suppose que les Comptes Trimestriels sont disponibles jusqu'au trimestre précédent).

- sont en outre moins importants, apportant ainsi une contribution plus faible au calcul de l'estimation.

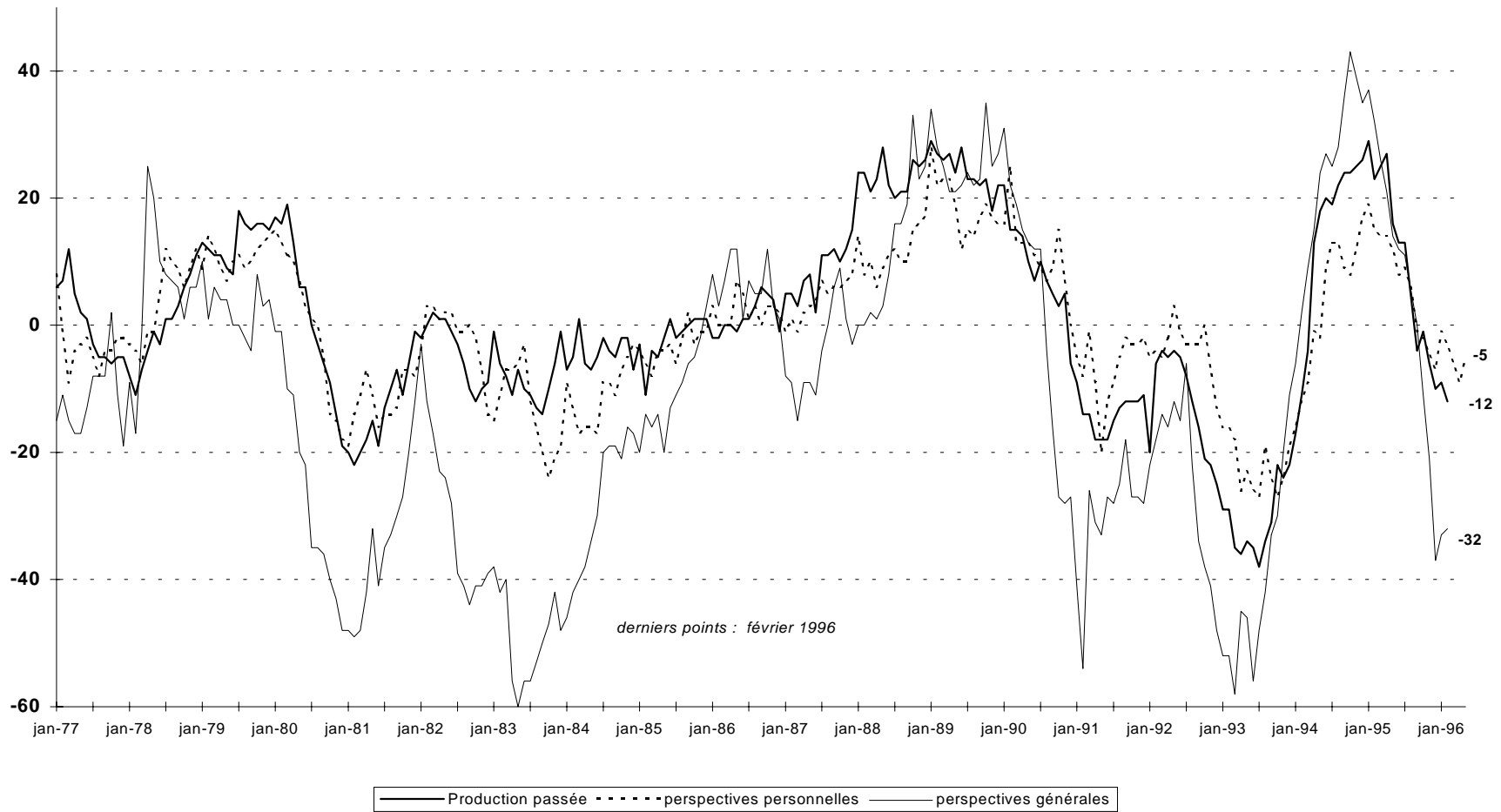
**Au total, pour le trimestre courant, le modèle VAR ne conduit pas à une estimation de la production plus précise que les étalonnages.**

**En revanche, pour les trimestres ultérieurs, il permet d'effectuer une prévision fondée sur une méthode répliquable et une dynamique que, par nature, l'étalonnage ne fournit pas.**

## ANNEXE 1



### Enquête mensuelle dans l'industrie : secteur manufacturier - Les carnets de commande et les stocks



## Enquête mensuelle dans l'industrie : secteur manufacturier - La production



---

## ANNEXE 2: LA PROCEDURE DES TESTS EMBOITES

---

La procédure de tests emboîtés présentée ici est utilisée pour la détermination du nombre de retards du VAR et pour la mise en oeuvre des tests de causalité.

Soit les tests emboîtés suivants:

$$H_0^k \subset H_0^{k-1} \subset \dots \subset H_0^1 \subset H$$

1) on teste  $H_0^1$  au seuil  $\alpha_1$  contre  $H$ ,

si  $H_0^1$  est refusée, on arrête la procédure car toutes les hypothèses nulles emboîtées  $H_0^2$  à  $H_0^5$  seront refusées ;

2) si  $H_0^1$  n'est pas refusée, on teste  $H_0^2$  contre  $H_0^1$ .

La procédure se poursuit jusqu'à ce qu'une hypothèse nulle soit refusée ( $H_0^k$ ). Dans ce cas, l'hypothèse  $H_0^{k-1}$  est la dernière hypothèse nulle acceptée.

La procédure de tests emboîtés est équivalente au test direct de  $H_0^k$  contre  $H$ , modèle non contraint, au seuil

$$\alpha = 1 - \prod_{i=1}^k (1 - \alpha_i)$$

$$\text{soit } \alpha \cong \sum_{i=1}^k \alpha_i \text{ (voir Gouriéroux-Monfort (1988, ch. 19))}$$

Les seuils des tests emboîtés ont été choisis de façon que le seuil global soit de l'ordre de 5 %.

## ANNEXE 3 : ESTIMATION DE LA FORME CANONIQUE DU VAR A SIX VARIABLES

Dependent Variable TCT - Estimation by Least Squares			
Quarterly Data From 1977:01 To 1992:04			
Usable Observations	64	Degrees of Freedom	51
Centered R**2	0.450415	R Bar **2	0.321101
Uncentered R**2	0.473522	T x R**2	30.305
Mean of Dependent Variable	0.0033259219		
Std Error of Dependent Variable	0.0160010336		
Standard Error of Estimate	0.0131841043		
Sum of Squared Residuals	0.0088648509		
Regression F(12,51)	3.4831		
Significance Level of F	0.00086583		
Durbin-Watson Statistic	2.014489		
Q(16-0)	22.656663		
Significance Level of Q	0.12322552		

	Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1.	Constant	- 0.002219070	0.014419710	- 0.15389	0.87830268
2.	TCT{1}	- 0.451433375	0.148789533	- 3.03404	0.00379092
3.	TCT{2}	- 0.350158611	0.131906104	- 2.65461	0.01056511
4.	TPPA{1}	0.000259393	0.000698261	0.37148	0.71181621
5.	TPPA{2}	0.000417553	0.000643224	0.64916	0.51915024
6.	PPER{1}	0.001802589	0.000722525	2.49485	0.01588078
7.	PPER{2}	- 0.000324329	0.000721403	- 0.44958	0.65491712
8.	CGL{1}	- 0.000810261	0.000621524	- 1.30367	0.19820118
9.	CGL{2}	0.000094170	0.000515574	0.18265	0.85579638
10.	PGE{1}	- 0.000012706	0.000319891	- 0.03972	0.96847164
11.	PGE{2}	- 0.000302038	0.000343163	- 0.88016	0.38290178
12.	ST{1}	- 0.001082959	0.000537050	- 2.01649	0.04902908
13.	ST{2}	0.000344695	0.000574596	0.59989	0.55123496

Dependent Variable TPPA - Estimation by Least Squares			
Quarterly Data From 1977:01 To 1992:04			
Usable Observations	64	Degrees of Freedom	51
Centered R**2	0.913722	R Bar **2	0.893421
Uncentered R**2	0.914594	T x R**2	58.534
Mean of Dependent Variable	1.270834109		
Std Error of Dependent Variable	12.676255481		
Standard Error of Estimate	4.138350504		
Sum of Squared Residuals	873.42318940		
Regression F(12,51)	45.0091		
Significance Level of F	0.00000000		
Durbin-Watson Statistic	1.721892		
Q(16-0)	9.685069		
Significance Level of Q	0.88254910		

	Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1	Constant	- 1.17034091	4.52619419	- 0.25857	0.79700726
2.	TCT{1}	- 41.89037239	46.70345656	- 0.89694	0.37396355
3.	TCT{2}	10.74157628	41.40392721	0.25943	0.79634498
4.	TPPA{1}	0.97404939	0.21917667	4.44413	0.00004775
5.	TPPA{2}	- 0.07857668	0.20190112	- 0.38918	0.69876034
6.	PPER{1}	0.35349091	0.22679289	1.55865	0.12526355
7.	PPER{2}	- 0.08327698	0.22644069	- 0.36777	0.71457032
8.	CGL{1}	- 0.02484332	0.19508979	- 0.12734	0.89916971
9.	CGL{2}	- 0.04934626	0.16183320	- 0.30492	0.76166765
10.	PGE{1}	0.07150596	0.10041027	0.71214	0.47962466
11.	PGE{2}	- 0.12773567	0.10771525	- 1.18586	0.24117154
12.	ST{1}	- 0.31673953	0.16857437	- 1.87893	0.06597461
13.	ST{2}	0.24293546	0.18035960	1.34695	0.18395113

Dependent Variable PPER - Estimation by Least Squares  
Quarterly Data From 1977:01 To 1992:04

Usable Observations	64	Degrees of Freedom	51
Centered R**2	0.824327	R Bar **2	0.782993
Uncentered R**2	0.824383	T x R**2	52.760
Mean of Dependent Variable	0.182287719		
Std Error of Dependent Variable	10.359312491		
Standard Error of Estimate	4.825787443		
Sum of Squared Residuals	1187.6994468		
Regression F(12,51)	19.9427		
Significance Level of F	0.00000000		
Durbin-Watson Statistic	1.795202		
Q(16-0)	6.817838		
Significance Level of Q	0.97661439		

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. Constant	- 1.81348269	5.27805730	- 0.34359	0.73256784
2. CT{1}	- 39.23023692	54.46154308	- 0.72033	0.47461104
3. TCT{2}	- 18.57762563	48.28168901	- 0.38478	0.70200347
4. TPPA{1}	0.16988062	0.25558493	0.66467	0.50925354
5. TPPA{2}	0.03623143	0.23543967	0.15389	0.87830509
6. PPER{1}	0.57534295	0.26446631	2.17549	0.03425306
7. PPER{2}	0.03225790	0.26405560	0.12216	0.90324981
8. CGL{1}	0.08142479	0.22749688	0.35792	0.72188325
9. CGL{2}	- 0.10460913	0.18871592	- 0.55432	0.58178216
10. PGE{1}	0.26068530	0.11708980	2.22637	0.03043388
11. PGE{2}	- 0.16284457	0.12560823	- 1.29645	0.20065683
12. ST{1}	0.04343102	0.19657689	0.22094	0.82602400
13. ST{2}	0.09121735	0.21031981	0.43371	0.66632975

Dependent Variable CGL - Estimation by Least Squares  
Quarterly Data From 1977:01 To 1992:04

Usable Observations	64	Degrees of Freedom	51
Centered R**2	0.936658	R Bar **2	0.921754
Uncentered R**2	0.977710	T x R**2	62.573
Mean of Dependent Variable	-23.40625364		
Std Error of Dependent Variable	17.38346951		
Standard Error of Estimate	4.86259696		
Sum of Squared Residuals	1205.8873091		
Regression F(12,51)	62.8459		
Significance Level of F	0.00000000		
Durbin-Watson Statistic	1.717478		
Q(16-0)	11.506201		
Significance Level of Q	0.77721584		

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. Constant	- 14.23620105	5.31831658	- 2.67682	0.00997127
2. TCT{1}	- 63.30249457	54.87695779	- 1.15354	0.25406832
3. TCT{2}	- 8.82512260	48.64996583	- 0.18140	0.85677234
4. TPPA{1}	0.40174088	0.25753445	1.55995	0.12495620
5. TPPA{2}	0.14522840	0.23723553	0.61217	0.54314530
6. PPER{1}	0.31729843	0.26648358	1.19069	0.23928924
7. PPER{2}	0.07639461	0.26606973	0.28712	0.77518189
8. CGL{1}	0.63744496	0.22923216	2.78078	0.00757894
9. CGL{2}	- 0.17007090	0.19015539	- 0.89438	0.37532093
10. PGE{1}	0.13846300	0.11798292	1.17359	0.24601294
11. PGE{2}	- 0.20152515	0.12656633	- 1.59225	0.11750860
12. ST{1}	- 0.34174110	0.19807631	- 1.72530	0.09052891
13. ST{2}	0.35023597	0.21192406	1.65265	0.10454647

Dependent Variable PGE - Estimation by Least Squares  
Quarterly Data From 1977:01 To 1992:04

Usable Observations	64	Degrees of Freedom	51
Centered R**2	0.871320	R Bar **2	0.841042
Uncentered R**2	0.902179	T x R**2	57.739
Mean of Dependent Variable	-12.37499870		
Std Error of Dependent Variable	22.20717398		
Standard Error of Estimate	8.85388614		
Sum of Squared Residuals	3997.9562887		
Regression F(12,51)	28.7777		
Significance Level of F	0.00000000		
Durbin-Watson Statistic	1.865527		
Q(16-0)	5.245069		
Significance Level of Q	0.99439438		

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. Constant	- 11.42329129	9.68366696	- 1.17965	0.24361490
2. TCT{1}	43.93440300	99.92075015	0.43969	0.66201749
3. CT{2}	22.11628141	88.58255408	0.24967	0.80384655
4. TPPA{1}	0.36423837	0.46892241	0.77676	0.44089054
5. TPPA{2}	0.17935065	0.43196184	0.41520	0.67973696
6. PPER{1}	0.41820200	0.48521711	0.86189	0.39278459
7. PPER{2}	- 0.44792831	0.48446357	- 0.92459	0.35953545
8. CGL{1}	- 0.36648629	0.41738919	- 0.87804	0.38403746
9. CGL{2}	0.13700149	0.34623765	0.39569	0.69398691
10. PGE{1}	1.15342138	0.21482499	5.36912	0.00000196
11. PGE{2}	- 0.31305627	0.23045379	- 1.35843	0.18030471
12. ST{1}	0.03700947	0.36066018	0.10262	0.91867025
13. ST{2}	0.12134880	0.38587437	0.31448	0.75444134

Dependent Variable ST - Estimation by Least Squares  
Quarterly Data From 1977:01 To 1992:04

Usable Observations	64	Degrees of Freedom	51
Centered R**2	0.834313	R Bar **2	0.795328
Uncentered R**2	0.965821	T x R**2	61.813
Mean of Dependent Variable	17.968748484		
Std Error of Dependent Variable	9.232963732		
Standard Error of Estimate	4.177055631		
Sum of Squared Residuals	889.83748109		
Regression F(12,51)	21.4008		
Significance Level of F	0.00000000		
Durbin-Watson Statistic	2.139681		
Q(16-0)	6.131043		
Significance Level of Q	0.98661712		

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. Constant	4.64719380	4.56852674	1.01722	0.31385059
2. TCT{1}	28.33622069	47.14026423	0.60110	0.55043291
3. TCT{2}	- 17.16671958	41.79116949	- 0.41077	0.68295921
4. TPPA{1}	- 0.23643362	0.22122659	- 1.06874	0.29021957
5. TPPA{2}	0.33988548	0.20378946	1.66783	0.10147970
6. PPER{1}	- 0.15136284	0.22891404	- 0.66122	0.51144664
7. PPER{2}	- 0.05884252	0.22855854	- 0.25745	0.79786693
8. CGL{1}	- 0.22024932	0.19691442	- 1.11850	0.26859316
9. CGL{2}	0.09706589	0.16334680	0.59423	0.55498393
10. PGE{1}	- 0.01244595	0.10134939	- 0.12280	0.90274618
11. PGE{2}	0.04854881	0.10872269	0.44654	0.65709905
12. ST{1}	0.69174746	0.17015101	4.06549	0.00016610
13. ST{2}	- 0.09736123	0.18204647	- 0.53482	0.59510180

## ANNEXE 4 : ESTIMATION DE LA FORME CANONIQUE DU VAR A TROIS VARIABLES

Dependent Variable TCT - Estimation by Least Squares

Quarterly Data From 1976:01 To 1992:04

Usable Observations	66	Degrees of Freedom	59
Total Observations	68	Skipped/Missing	2
Centered R**2	0.341543	R Bar **2	0.274581
Uncentered R**2	0.376519	T x R**2	24.850
Mean of Dependent Variable	0.0037458636		
Std Error of Dependent Variable	0.0159366412		
Standard Error of Estimate	0.0135734788		
Sum of Squared Residuals	0.0108701203		
Durbin-Watson Statistic	2.031631		

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. TCT{1}	- 0.427952426	0.144175642	- 2.96827	0.00432223
2. TCT{2}	- 0.277168744	0.128265308	- 2.16090	0.03477394
3. TPPA{1}	0.000476230	0.000538234	0.88480	0.37985477
4. TPPA{2}	- 0.000168142	0.000449024	- 0.37446	0.70940457
5. PPER{1}	0.001211972	0.000446302	2.71558	0.00866499
6. PPER{2}	- 0.000631153	0.000470362	- 1.34185	0.18478777
7. Constant	0.005968945	0.001913041	3.12013	0.00279653

F-Tests, Dependent Variable TCT

Variable	F-Statistic	Signif
TCT	5.1045	0.0090228
TPPA	0.5401	0.5855576
PPER	3.8001	0.0280294

Dependent Variable TPPA - Estimation by Least Squares

Quarterly Data From 1976:01 To 1992:04

Usable Observations	66	Degrees of Freedom	59
Total Observations	68	Skipped/Missing	2
Centered R**2	0.895803	R Bar **2	0.885207
Uncentered R**2	0.897669	T x R**2	59.246
Mean of Dependent Variable	1.712122015		
Std Error of Dependent Variable	12.776568342		
Standard Error of Estimate	4.328843107		
Sum of Squared Residuals	1105.5940761		
Durbin-Watson Statistic	1.722254		

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. TCT{1}	- 26.91856611	45.98038144	- 0.58544	0.56048730
2. TCT{2}	23.92310247	40.90627049	0.58483	0.56089380
3. TPPA{1}	1.01056170	0.17165301	5.88724	0.00000020
4. TPPA{2}	- 0.21775664	0.14320252	- 1.52062	0.13369667
5. PPER{1}	0.50444188	0.14233442	3.54406	0.00077813
6. PPER{2}	- 0.34880652	0.15000749	- 2.32526	0.02351674
7. Constant	- 0.20200872	0.61010556	- 0.33110	0.74173864

F-Tests, Dependent Variable TPPA

Variable	F-Statistic	Signif
TCT	0.5314	0.5905869
TPPA	31.0180	0.0000000
PPER	6.2873	0.0033478

Dependent Variable PPER - Estimation by Least Squares  
Quarterly Data From 1976:01 To 1992:04

Usable Observations	66	Degrees of Freedom	59
Total Observations	68	Skipped/Missing	2
Centered R**2	0.769804	R Bar **2	0.746394
Uncentered R**2	0.769986	T x R**2	50.819
Mean of Dependent Variable	0.287874455		
Std Error of Dependent Variable	10.304568206		
Standard Error of Estimate	5.189312207		
Sum of Squared Residuals	1588.8087100		
Durbin-Watson Statistic	1.823093		

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. TCT{1}	- 13.88311224	55.12016694	- 0.25187	0.80201690
2. TCT{2}	- 7.53622817	49.03744570	- 0.15368	0.87838404
3. TPPA{1}	0.06756688	0.20577347	0.32836	0.74380531
4. TPPA{2}	- 0.00046005	0.17166771	- 0.00268	0.99787080
5. PPER{1}	1.08039891	0.17062705	6.33193	0.00000004
6. PPER{2}	- 0.32052665	0.17982535	- 1.78243	0.07982400
7. Constant	- 0.36641025	0.73137976	0.50098	0.61824572

---

## ANNEXE 5 : Passage de la forme canonique à une forme bloc-réursive

---

Soit la forme canonique du modèle :

$$\begin{pmatrix} \phi_y(L) & \phi_{yx}(L) \\ \phi_{xy}(L) & \phi_x(L) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Y_t \\ X_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \xi_y \\ \xi_x \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{xt} \end{pmatrix}$$

avec

$$\phi_y(0) = I \quad \text{et} \quad V \begin{pmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{xt} \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} \sum_y & \sum_{yx} \\ \sum_{xy} & \sum_x \end{bmatrix}$$

$$\begin{aligned} \phi_x(0) &= I \\ \phi_{xy}(0) &= 0 \\ \phi_{yx}(0) &= 0 \end{aligned}$$

En multipliant le système à gauche par la matrice :

$$\begin{pmatrix} I & -\sum_{yx} \sum_x^{-1} \\ O & I \end{pmatrix}$$

On obtient une forme bloc-réursive du modèle :

$$\begin{pmatrix} \phi_y^+(L) & \phi_{yx}^+(L) \\ \phi_{xy}(L) & \phi_x(L) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Y_t \\ X_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \xi_y^+ \\ \xi_x \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \eta_{yt} \\ \varepsilon_{xt} \end{pmatrix}$$

dans laquelle les deux vecteurs de résidus  $\eta$  et  $\varepsilon$  sont non corrélés.

$Y_t$  s'écrit toujours en fonction du passé de  $X$  et de  $Y$ , mais aussi en fonction du présent de  $X$ . La représentation de  $X$  n'est pas modifiée.

## ANNEXE 6 : ESTIMATION DE LA FORME BLOC-RECURSIVE DU VAR A TROIS VARIABLES

Dependent Variable TCT		- Estimation by Least Squares	
Quarterly Data From 1977:01 To 1992:04			
Usable Observations	64	Degrees of Freedom	56
Centered R**2	0.525155	R Bar **2	0.465799
Uncentered R**2	0.552471	T x R**2	35.358
Mean of Dependent Variable	0.0036624144		
Std Error of Dependent Variable	0.0149411905		
Standard Error of Estimate	0.0109203766		
Sum of Squared Residuals	0.0066782590		
Regression F(7,56)	8.8476		
Significance Level of F	0.00000028		
Durbin-Watson Statistic	2.236453		
Q(16-0)	34.112524		
Significance Level of Q	0.00524649		

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. Constant	0.006454201	0.001588029	4.06428	0.00015182
2. TCT{1}	- 0.398349309	0.121244003	- 3.28552	0.00175967
3. TCT{2}	- 0.333774047	0.112094027	- 2.97763	0.00428624
4. TPPA	0.001814896	0.000347263	5.22629	0.00000265
5. TPPA{1}	- 0.001340185	0.000583025	- 2.29868	0.02527808
6. TPPA{2}	0.000152029	0.000371040	0.40974	0.68356196
7. PPER{1}	0.000041612	0.000365950	0.11371	0.90987379
8. PPER{2}	0.000215109	0.000366994	0.58614	0.56013744

Dependent Variable TPPA		- Estimation by Least Squares	
Quarterly Data From 1977:01 To 1992:04			
Usable Observations	64	Degrees of Freedom	57
Centered R**2	0.902607	R Bar **2	0.892356
Uncentered R**2	0.903621	T x R**2	57.832
Mean of Dependent Variable	1.291673062		
Std Error of Dependent Variable	12.695389858		
Standard Error of Estimate	4.165255759		
Sum of Squared Residuals	988.91326548		
Regression F(6,57)	88.0434		
Significance Level of F	0.00000000		
Durbin-Watson Statistic	1.853449		
Q(16-0)	6.219575		
Significance Level of Q	0.98554531		

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. Constant	- 0.03103975	0.60569298	- 0.05125	0.95930813
2. TCT{1}	- 28.49478333	46.09067947	- 0.61823	0.53888429
3. TCT{2}	42.60091899	42.38098093	1.00519	0.31905382
4. TPPA{1}	1.13369411	0.16402231	6.91183	0.00000000
5. TPPA{2}	- 0.33143209	0.13454159	- 2.46342	0.01680431
6. PPER{1}	0.42266828	0.12786187	3.30566	0.00164284
7. PPER{2}	- 0.26109007	0.13563986	- 1.92488	0.05924045



Dependent Variable PPER - Estimation by Least Squares  
Quarterly Data From 1977:01 To 1992:04

Usable Observations	64	Degrees of Freedom	56
Centered R**2	0.851067	R Bar **2	0.832451
Uncentered R**2	0.851131	T x R**2	54.472
Mean of Dependent Variable	0.213541937		
Std Error of Dependent Variable	10.365176396		
Standard Error of Estimate	4.242757501		
Sum of Squared Residuals	1008.0555079		
Regression F(7,56)	45.7155		
Significance Level of F	0.00000000		
Durbin-Watson Statistic	2.046468		
Q(16-0)	14.386217		
Significance Level of Q	0.56996523		

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. Constant	- 0.11783479	0.61697715	- 0.19099	0.84922629
2. TCT{1}	- 0.03406089	47.10541807	- 7.23078e-004	0.99942564
3. TCT{2}	- 10.47966902	43.55049200	- 0.24063	0.81071865
4. TPPA	0.71884494	0.13491776	5.32802	0.00000183
5. TPPA{1}	- 0.54558408	0.22651528	- 2.40860	0.01932960
6. TPPA{2}	0.06556401	0.14415565	0.45481	0.65100133
7. PPER{1}	0.60311734	0.14217809	4.24198	0.00008390
8. PPER{2}	0.02500328	0.14258348	0.17536	0.86143020

---

## ANNEXE 7 : ESTIMATION DE L'ETALONNAGE

---

Dependent Variable TCT - Estimation by Least Squares  
Quarterly Data From 1977:01 To 1992:04

Usable Observations	64	Degrees of Freedom	59
Centered R**2	0.550282	R Bar **2	0.519793
Uncentered R**2	0.569190	T x R**2	36.428
Mean of Dependent Variable	0.0033259219		
Std Error of Dependent Variable	0.0160010336		
Standard Error of Estimate	0.0110882350		
Sum of Squared Residuals	0.0072539884		
Regression F(4,59)	18.0483		
Significance Level of F	0.00000000		
Durbin-Watson Statistic	2.209705		
Q(16-0)	21.237759		
Significance Level of Q	0.16955142		

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. Constant	0.006001685	0.001515787	3.95945	0.00020468
2. TCT{1}	- 0.409644655	0.105705687	- 3.87533	0.00026985
3. TCT{2}	- 0.331449719	0.104265194	- 3.17891	0.00235493
4. TPPA	0.001899774	0.000272201	6.97930	0.00000000
5. TPPA{1}	- 0.001083997	0.000293069	- 3.69878	0.00047739

---

## REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

---

**Capet S., Gudín de Vallerin Ph. (1993)** - Fonctions d'importations et d'exportations : l'apport de la théorie économétrique récente, *Document de travail de la DP (n°93-2)*

**Clément E., Germain J.M. (1993)** - VAR et prévisions conjoncturelles, *Annales d'Economie et de Statistiques n°32*

**Doz C., Lenglard F. (1995)** - Une grille de lecture pour l'enquête mensuelle dans l'industrie, *Note de conjoncture de l'INSEE, Décembre*

**Doz C., Malgrange P. (1992)** - Modèles VAR et prévisions à court terme, *Economie et Prévision, n°106 1992-5*

**Doz C., Rabault G., Sobczak N. (1995)** - Décomposition Tendence-Cycle : estimations par des méthodes statistiques univariées, *Economie et Prévision, n° 120 1995-4*

**Gouriéroux C., Monfort A. (1988)** - Cours de séries temporelles, *Economica*

**Hamilton J.D. (1995)** - Time Series Analysis, *Princeton University Press*

**Maurel F. (1989)** - Modèles à correction d'erreur : l'apport de la théorie de la cointégration, *Economie et Prévision n°88-89*

**Rabault G. (1995)** - Les perspectives de production causent-elles la production ?, *Note DP A1-95-105*

**Rabemananjara Th. (1989)** - Modèles VAR et modélisation des systèmes dynamiques. Application à l'étude de la boucle prix-salaire, *Thèse pour le Doctorat de l'EHESS*

**Scherrer S. (1995)** - Prise en compte de l'impact du nombre de jours ouvrables dans les prévisions de production manufacturière, *Note DP A4-95-011*