

De l'enquête qualitative à la prévision économétrique

Degré de validité des opinions des chefs d'entreprise pour les prévisions de production

Alain Abou,

Ingénieur au CNRS, Service d'Etude de l'Activité Economique

Daniel Szpiro,

Chargé d'études à l'OFCE

L'enquête mensuelle de conjoncture dans l'industrie permet de caractériser rapidement et de façon synthétique les appréciations que portent les chefs d'entreprise sur la marche de leur propre affaire et sur ses perspectives d'évolution à court terme. Avec l'indice mensuel de la production industrielle, elle constitue un outil indispensable dans l'établissement d'un diagnostic conjoncturel opératoire.

Bien que complémentaires, ces deux sources d'information ne peuvent être rapprochées sans prendre de précautions : les industriels interrogés ne donnent pas d'indications chiffrées précises, mais font état de tendances indiquant une hausse, une baisse ou une stabilité de l'activité observée ou anticipée. Les réponses agrégées sont résumées habituellement en faisant la différence entre les pourcentages d'opinions positives et négatives. Cette méthode présente l'inconvénient de ne pas rendre compte du poids des réponses médianes, qui sont significatives du degré d'incertitude des opinions et appréciations. Une solution alternative consiste à quantifier les réponses sous forme d'un indicateur qui prend en compte toute l'information apportée par l'enquête, afin qu'il soit possible de le confronter directement à un indice quantitatif d'activité.

Cet article présente un tel modèle de quantification des prévisions de production et son application au cas de la France de novembre 1969 à mai 1983. Tout se passe comme si les responsables interrogés, pour répondre à la question sur la tendance récente de l'activité, comparaient les informations les plus récentes dont ils disposent à ce qui se passait environ un an plus tôt. Une analyse de la qualité des prévisions est ensuite proposée.

Les développements actuels de la théorie économique mettent en évidence le rôle décisif que jouent les perceptions, les attitudes et les anticipations des différentes catégories d'agents, et soulignent l'importance des déséquilibres et tensions qui affectent le fonctionnement des différents marchés [Malinvaud (1982)]. Ainsi, de la théorie de l'équilibre temporaire à la théorie des anticipations rationnelles, les courants les plus récents de la littérature donnent une actualité nouvelle à la distinction traditionnelle entre l'ex-ante et l'ex-post.

Cette évolution se traduit par un regain d'intérêt pour l'analyse des réponses des ménages et des chefs d'entreprise aux enquêtes de conjoncture qui, de ce point de vue, constituent une source d'information irremplaçable. Les enquêtes de conjoncture [Tabuteau (1976)] apportent régulièrement des données synthétiques sur les appréciations que portent les agents sur leur situation actuelle et ses perspectives d'évolution.

L'enquête mensuelle de conjoncture dans l'industrie fournit ainsi des données originales, comparables et complémentaires aux grandeurs et aux indices que mesure la Comptabilité Nationale avec un certain retard. Elle permet de connaître rapidement ⁽¹⁾ les opinions des responsables d'entreprise sur la marche de leur propre affaire, en termes de tendance récente de l'activité, d'état des carnets de commande ou de niveau des stocks. Elle autorise aussi une saisie des prévisions concernant la production et les prix sur les lieux même de leur formation. Le responsable interrogé remplit directement un questionnaire léger ; les données enregistrées sont qualitatives et révèlent notamment des tendances, à la hausse, stables ou à la baisse.

Les résultats pour chaque variable d'enquête sont publiés généralement sous la forme d'un solde calculé comme la différence entre le pourcentage d'opinions positives (un niveau supérieur à la normale ou une tendance à la hausse) et le pourcentage d'opinions négatives (un niveau inférieur à la normale ou une tendance à la baisse).

La simplicité de la méthode du solde en définit aussi les limites dans la mesure où elle ne rend pas compte de l'évolution des réponses médianes qui sont significatives du degré d'incertitude des perceptions et des anticipations. On remarque en particulier qu'en l'absence de toute hypothèse sur la distribution des réponses dans la population, un même solde d'opinion peut recouvrir des situations conjoncturelles fort contrastées [Sigogne (1978)]. Ces difficultés ont conduit de nombreux auteurs à développer des techniques d'analyse alternatives ⁽²⁾. Mais généralement les modèles de quantification présentés par ces auteurs contiennent des hypothèses quelque peu restric-

(1) L'enquête mensuelle [voir Malhomme (1969)] a lieu en début de mois et les résultats sont publiés au plus tard dans les cinq semaines qui suivent. Elle donne ainsi une indication sur la tendance récente de l'activité environ deux mois avant la publication de l'indice mensuel de la production industrielle.

(2) Pour une revue de la littérature concernant l'analyse quantitative des résultats des enquêtes de conjoncture, on pourra se reporter à Devulder (1981). L'aspect quantification des réponses qualitatives a été abordé en particulier par Abou (1983). Ainsi, Carlson et Parkin (1975), de Ménil et Bhalla (1975) et Knobl (1975) ont, semble-t-il redécouvert de façon indépendante une méthode esquissée à l'origine par Anderson (1952) et Theil (1952) pour quantifier les anticipations de prix fournies par les enquêtes de conjoncture. L'approche probabiliste retenue par ces différents auteurs a donné lieu à de nombreux prolongements au rang desquels figurent notamment les travaux de Fansten (1976), Denis (1979), Waelbroeck-Rocha (1981) et plus récemment ceux de Batchelor (1982), Pesaran et Gulamani (1982), Fayolle, Ottenwaelter et Turpin (1982) et Keating (1983) qui étudient notamment les prévisions de production.

tives quant au mode de formation des prévisions. Les anticipations sont considérées soit comme rationnelles — l'écart entre prévision et réalisation est alors de l'ordre de l'aléa — soit comme adaptatives : le processus d'anticipation consiste alors à corriger progressivement les erreurs passées.

Nous proposerons dans cet article un modèle de quantification des prévisions dont l'intérêt est qu'il ne suppose rien quant au mode de formation des anticipations. Ce modèle sera ensuite estimé sur les données de l'enquête mensuelle de conjoncture dans l'industrie française pour la période allant de novembre 1969 à mai 1983. Il sera ainsi possible d'apprécier la fiabilité de l'opinion des industriels sur la tendance récente de l'activité. Nous serons alors en mesure d'évaluer la précision des prévisions de production en les confrontant aux données objectives de l'histoire conjoncturelle.

La formation de l'opinion : variables d'appréciation et seuils de réponse

Un modèle de quantification des prévisions de production qualitative

Suivant les hypothèses formulées à l'origine par Theil (1952), le modèle de quantification des prévisions de production présenté ici admet l'existence d'un processus de réponse au cours duquel l'agent, avant de déterminer son opinion, compare l'évolution observée ou anticipée d'une variable d'appréciation à certaines valeurs seuil. En l'occurrence la variable d'appréciation correspond au taux de croissance d'un indice d'activité propre à l'entreprise et tel qu'en deçà d'une valeur donnée, l'industriel déclare une tendance de l'activité à la baisse, et qu'au-delà d'une certaine valeur, il rend compte d'une évolution à la hausse. Contrairement à la plupart des modèles de quantification qui reposent sur l'hypothèse de normalité des anticipations, la spécification retenue ici tient compte à la fois des données empiriques sur la distribution des caractéristiques économiques de structure et d'activité des firmes industrielles, et de la connaissance que l'on a sur la distribution des prévisions [Theil (1952), Carlson (1975), Thollon-Pommerol (1974 a, b)]. Avec Fansten (1976) nous retiendrons l'hypothèse d'une distribution log-normale (asymétrique, étalée vers la droite) des variables d'appréciation et des seuils. Partant de l'idée que le responsable interrogé apprécie correctement la tendance récente de l'activité de son entreprise, nous admettrons avec Keating (1983) qu'il se réfère aux mêmes seuils d'opinion pour répondre à la question sur les perspectives de production à court terme. Cette dernière hypothèse permet d'éviter l'écueil de nombreux modèles [e.g. Denis (1979), Waelbroeck-Rocha (1981), Batchelor (1982)] qui supposent plus ou moins explicitement une adéquation des prévisions aux réalisations.

Le modèle de quantification des prévisions de production fondé sur ces hypothèses (voir encadré) conduit à rapprocher un indicateur d'opinion U_t construit à partir des fréquences de réponse à la question sur la tendance récente, au taux de croissance de la production industrielle :

$$U_t = a \cdot \text{Log} (\pi_t / \pi_{t-\theta}) + b$$

Les coefficients a et b sont constants et dépendent des seuils d'opinion. Ils peuvent être estimés par régression, ce qui permet de calculer pour cha-

que période un taux de croissance anticipé à partir d'un indicateur d'opinion V_t , analogue à U_t pour la question sur la tendance future de la production :

$$\text{Log} (\pi^*_{t+\theta}/\pi_t) = (V_t - b)/a$$

Détermination de la période de référence sous-jacente aux réponses

L'INSEE interroge les industriels sur la tendance de leur production au cours des trois ou quatre derniers mois. La période à laquelle devraient se référer normalement les agents semble donc bien circonscrite ; il faut cependant prendre quelques précautions. L'examen de la saisonnalité des réponses à l'enquête telle qu'elle apparaît ci-après montre que les chefs d'entreprise ne font pas entièrement abstraction des fluctuations saisonnières. A fortiori on doit s'attendre à ce que des opinions qui se rapportent à une tendance et non à une évolution réelle soient entachées d'imprécisions et de décalages. Estimer une tendance nécessite en effet un traitement des faits bruts qui permette de l'extraire du cheminement courant. Que l'on procède par un lissage ou par des méthodes plus sophistiquées, on est conduit à prendre en considération une période plus longue que celle à laquelle se réfère la question. De plus l'appréciation de la tendance concerne souvent un ensemble de produits fabriqués par l'entreprise, dont la production n'évolue pas toujours dans le même sens. L'industriel peut alors être amené à prendre un peu de recul et à répondre aussi en fonction de ce qui s'est passé quelques mois plus tôt. Diverses études concluent ainsi à l'existence de retards supérieurs à un trimestre⁽³⁾. L'estimation du modèle doit donc tenir compte des incertitudes relatives aux dates de référence, lesquelles devront être identifiées sans privilégier celles indiquées dans le questionnaire.

Une application aux données pour la France sur la période novembre 1969 - mai 1983

Le modèle de formation de l'opinion sur la tendance récente de l'activité et de quantification des prévisions de production a été testé sur les résultats pour la France de l'enquête mensuelle de conjoncture dans l'industrie⁽⁴⁾. La période étudiée couvre quatorze années (de novembre 1969 à mai 1983) particulièrement riches, tant par la variété des situations conjoncturelles rencontrées que par la diversité des politiques économiques expérimentées.

(3) Citons entre autres, Malhomme (1969), p. 44, Tabuteau (1976), p. 82, Chazelas et Vila (1982), Fayolle, Ottenwaelter et Turpin (1983), p. 13 ; Wilhem (1983), pp. 31-32, aboutit cependant à une conclusion contraire qui, au demeurant, ne nous paraît pas suffisamment fondée.

(4) L'enquête mensuelle de conjoncture réalisée par l'INSEE concerne l'ensemble des activités industrielles à l'exception du secteur du bâtiment et des travaux publics, des industries extractives et agro-alimentaires et du secteur nationalisé non concurrentiel (EDF, GDF, les Charbonnages de France et la SEITA). La comparaison du champ de l'enquête mensuelle, qui couvre les trois quarts de la valeur ajoutée de l'industrie hors BTP, avec celui de l'indice mensuel de la production industrielle (53 % de la valeur ajoutée hors BTP [Jacod (1974), Lemaire (1977)]) montre que l'indice hors BTP et hors énergie représente en définitive un champ d'activités proche de celui de l'enquête mensuelle. C'est donc cet indice que nous retiendrons pour comparer les opinions aux réalisations.

Les réponses ont été affectées au mois auquel elles se rapportent (date de l'enquête moins 1) et non à celui au cours duquel elles ont été recueillies.

Théoriquement, les résultats d'enquête ne devraient pas présenter de saisonnalité dans la mesure où il est demandé au chef d'entreprise d'indiquer si la tendance rapportée est d'origine saisonnière (la réponse est alors assimilée à « tendance stable » au moment du dépouillement). En fait, l'application du programme CENSUS-X11 met en évidence un mouvement saisonnier de faible ampleur (les coefficients saisonniers ne dépassent pas 2 % en valeur absolue), stable sur la période et dont le profil est très voisin de celui de l'indice mensuel hors BTP et hors énergie.

Un modèle de quantification des prévisions de production

On admet qu'un chef d'entreprise i déclare que sa production récente est restée stable si le taux de croissance d'un indice d'activité π_t^i auquel il se réfère implicitement est compris entre deux valeurs seuils δ^{i-}_t et δ^{i+}_t :

$$\delta^{i-}_t < \pi_t^i / \pi_{t-\theta}^i < \delta^{i+}_t$$

Dans le cas contraire, il déclare une tendance à la hausse ou une tendance à la baisse. Sachant que la répartition des indices d'activité dans la population des entreprises industrielles suit sensiblement une loi log-normale, on suppose qu'il en est de même pour les seuils de réponse auxquels ces variables sont comparées. Par ailleurs la taille de l'échantillon d'entreprises interrogées ($n \approx 3\,000$) permet d'assimiler les fréquences de réponse indiquant une tendance à la hausse (r^+_t), stable ($r^=_t$) et à la baisse (r^-_t) aux probabilités correspondantes, par exemple :

$$\Pr(\pi_t^i / \pi_{t-\theta}^i > \delta^{i+}_t) \approx r^+_t$$

Après centrage, réduction et inversion de la fonction de répartition de la loi normale $N(0, 1)$ notée ϕ , il vient :

$$\begin{aligned} [1] \quad & [\text{Log } \delta^+_{mt} - \text{Log } (\pi^m_t / \pi^m_{t-\theta})] / \sigma_{1t} = \phi^{-1}(1 - r^+_t) \\ & [\text{Log } \delta^-_{mt} - \text{Log } (\pi^m_t / \pi^m_{t-\theta})] / \sigma_{2t} = \phi^{-1}(r^-_t) \end{aligned}$$

où δ^+_{mt} et π^m_t désignent respectivement les seuils de réponses médians et les productions médianes. On suppose que le chef d'entreprise se réfère au même seuil pour formuler une prévision de production qualitative, d'où, par symétrie :

$$\begin{aligned} [2] \quad & [\text{Log } \delta^+_{mt} - \text{Log } (\pi^{m*}_{t+\theta} / \pi^m_t)] / \sigma^*_{1t} \approx \phi^{-1}(1 - r^{*+}_t) \\ & [\text{Log } \delta^-_{mt} - \text{Log } (\pi^{m*}_{t+\theta} / \pi^m_t)] / \sigma^*_{2t} \approx \phi^{-1}(r^{*-}_t) \end{aligned}$$

Dans l'hypothèse où, à chaque période, les variances respectives des systèmes [1] et [2] sont égales et si l'on admet que les seuils médians sont constants dans le temps, il vient :

$$[3] \quad U_t = a \cdot \text{Log } (\pi_t / \pi_{t-\theta}) + b$$

avec $U_t = (u^+_t + u^-_t) / (u^+_t - u^-_t)$ où $u^+_t = \phi^{-1}(1 - r^+_t)$
et $u^-_t = \phi^{-1}(r^-_t)$

$$a = -2 / \text{Log } (\delta^+_m / \delta^-_m)$$

$$b = \text{Log } (\delta^+_m \cdot \delta^-_m) / \text{Log } (\delta^+_m / \delta^-_m)$$

Les seuils estimés à partir de cette équation, reportés dans le système [2], permettent de calculer pour chaque période un taux de croissance anticipé.

Pour un exposé détaillé du modèle et une discussion des hypothèses retenues, se reporter à Abou et Szpiro (1984).

La mise en œuvre de la procédure d'identification des retards nous a conduit à régresser l'indicateur d'opinion U_t sur un ensemble d'indices de la production industrielle retardés ou avancés ⁽⁵⁾. Les résultats mis en évidence ne sont pas significativement différents de l'équation :

$$U_t = - 3.57 \cdot \text{Log} (P_t/P_{t-10}) \\ (- 8.0)$$

$$\text{avec } P_t = (\pi_{t+1} \cdot \pi_t \cdot \pi_{t-1})^{1/3}$$

$$\rho = .95 ; \text{SSR} = 1.05195 ; \text{DW} = 1.9 ; \text{N} = 163$$

(35)

Il apparaît donc qu'au niveau agrégé tout se passe comme si les industriels appréciaient la tendance récente de l'activité de leur entreprise en faisant une moyenne mobile géométrique sur un trimestre du taux de croissance de leur production sur dix mois.

Ce retard est très proche de l'année, non seulement par nature, mais aussi à cause de la corrélation étroite existant entre les productions π_{t-10} et π_{t-12} ($\rho = 0,97$). Il est donc possible [Malhomme (1969) et Menendian (1980)] que les responsables interrogés se réfèrent à l'horizon annuel, l'estimation obtenue pouvant résulter du lissage introduit par les procédures de désaisonnalisation. Dans le doute on retiendra les résultats de l'estimation.

La moyenne mobile fait intervenir la date d'enquête. Il semble donc que les agents intègrent dans leur réponse les informations les plus récentes dont ils disposent, symétriquement par rapport à la date (t) à laquelle elles se rapportent.

Soulignons ici la convergence des estimations avec la pratique des conjoncturistes qui représentent habituellement l'indice mensuel de la production industrielle par une moyenne arithmétique équipondérée sur trois mois.

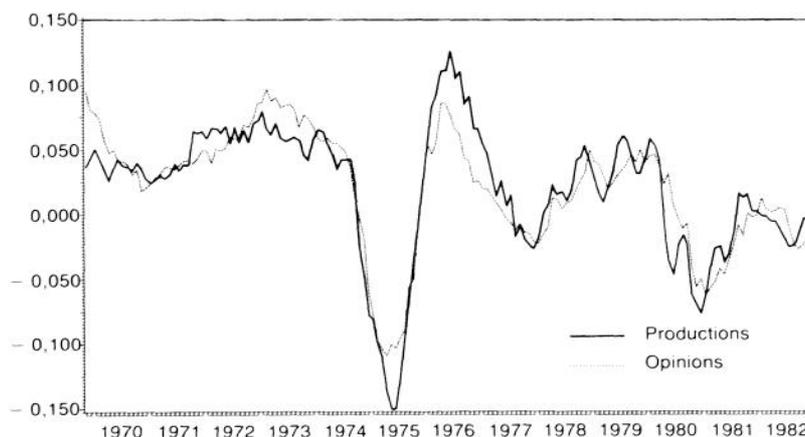
L'estimation du modèle fournit aussi une valeur pour les seuils d'opinion médians : il faut que la production industrielle croisse en moyenne de 2,8 % ⁽⁶⁾ par mois pendant environ dix mois pour que plus de la moitié des chefs d'entreprise déclarent que leur production récente a augmenté (ou respectivement a diminué) ; il n'est dès lors pas étonnant qu'une telle configuration de réponses n'ait jamais été observée sur la période étudiée.

(5) Pratiquement, on a pris un ensemble de dates allant de quatorze mois avant l'enquête à deux mois après. Les variables les moins significatives ont été éliminées une à une. Cette procédure couramment utilisée, n'est pas parfaite mais elle présente l'avantage de partir d'un modèle où toutes les variables pertinentes sont présentes, ce qui fournit des estimateurs non biaisés (cf. Mazodier). On arrête cette procédure d'élimination lorsque toutes les variables sont significatives à un seuil nominal inférieur à 0,1 %, sachant que le seuil de significativité réel est bien supérieur [Lovell (1983)].

(6) Plus exactement, ce taux de croissance est compris entre 1,8 % et 3,5 %, les bornes représentant la réunion des intervalles de confiance à 95 % des estimateurs ayant les mêmes propriétés, mais fournissant des coefficients d'autocorrélation différents (de 0.79 à 0.95) selon que l'on itère ou pas.

L'appréciation de l'activité industrielle récente

Le graphique 1 compare l'évolution de la production à l'opinion que les industriels forment sur cette évolution. Cette opinion peut subir l'influence de nombre de facteurs : politique économique, mouvements monétaires, environnement international. Il est intéressant d'étudier l'effet de ces facteurs sur les erreurs d'appréciation de la tendance passée.



1. Evolution de la production sur 10 mois et tendance récente (Indicateur U mis à l'échelle)

La période étudiée est précédée par une phase où subsiste un écart important entre l'indice d'opinion et la production industrielle. Il semblerait qu'en raison des hausses de salaires du printemps 68 et de la progression exceptionnelle de la consommation qui en a été la conséquence, les industriels aient surestimé leurs possibilités de production. Les capacités de production commençaient à connaître des goulets tant en équipements qu'en personnel qualifié et en approvisionnements. Tout se passe comme si les industriels avaient fondé leur appréciation sur l'évolution de la demande sans réaliser les difficultés de l'adaptation de l'offre.

Le plan de redressement qui accompagne la dévaluation d'août 1969 a contribué à tempérer cet optimisme, si bien que vers le milieu de l'année 1970 une convergence assez remarquable apparaît entre opinions et tendance effective. Ce parallélisme est rompu en juin 1971. Il serait difficile d'affirmer que les remous monétaires de l'été — flottement du Deutsch Mark et inconvertibilité du dollar — aient affecté l'opinion des industriels sur la croissance de leur production. La divergence s'explique plus simplement par l'inertie des opinions face à l'accélération brusque de la production en octobre 1971. Cette croissance soutenue se maintient jusqu'à la fin 1973, mais elle n'est totalement prise en compte dans les réponses qu'à partir du mois de juin 1973.

Au moment de la récession de l'été 1974 tendances effectives et opinions concordent, celles-ci s'étant adaptées à la baisse. L'inertie des appréciations des industriels ne constitue donc plus une source de divergence. La récession d'octobre 1974 est correctement perçue.

Une nouvelle et forte divergence entre les indicateurs apparaît de mars à juillet 1975, divergence probablement due à la mauvaise qualité de l'indice mensuel de la production industrielle pendant cette période. En effet les

variations de l'indice mensuel ne sont pas reflétées dans celles de l'indice trimestriel de la production industrielle, qui reste stable au cours de ces six mois. L'indicateur d'opinion reflète alors la réalité mieux que l'indice mensuel.

La reprise de la fin de l'année 1975 a été correctement perçue de même que le retournement conjoncturel de juin 1976, qui a été intégré dans les opinions dès le mois de juillet.

La période suivante s'achève en avril 1980. Elle commence par une récession d'ampleur modérée à laquelle succède une croissance fluctuante. L'opinion des industriels est très proche de l'indice de la production. Par contre la récession de 1979-1980 n'est perçue qu'avec retard, ce qui est une nouvelle manifestation de l'inertie des réponses déjà mentionnées. Contrairement à ce que l'on constate lors du premier choc pétrolier la baisse de l'activité survient après une période où les opinions ne connaissent pas de tendance à la baisse et où la production évoluait de façon irrégulière. Ces deux caractéristiques expliquent pourquoi la crise faisant suite au deuxième choc pétrolier a été moins bien perçue que celle des années 1974-1975.

A partir de juin 1980 la production croît de nouveau pendant cinq mois ; mais ce n'est qu'un bref répit avant une nouvelle chute, qui durera presque un an. Face à cette évolution heurtée, on constate de nouveau la formation de « poches » d'erreur dues à la rémanence de la perception de la production.

Si l'on considère l'ensemble de la période il apparaît que l'opinion des industriels retrace assez bien l'évolution de la production, sauf au creux de la récession, mais l'indice est alors peu précis, et lors de la reprise de 1976. Hormis ces deux épisodes les différences entre les opinions et les réalisations sont liées à la persistance de l'erreur d'appréciation d'un mois à l'autre.

Les anticipations de production

Les résultats précédents permettent de construire un indicateur de prévision de la production industrielle ⁽⁷⁾. Cet indicateur se révèle être très proche du solde des réponses sur la tendance future (le coefficient de corrélation entre les deux indicateurs est de 0,99), confirmant le résultat obtenu par Fansten (1976) qui montre que le solde est l'indicateur d'opinion le meilleur et le plus simple qui puisse être calculé en pratique. L'utilisation de l'ensemble de l'information apportée par l'enquête n'améliore donc pas significativement les résultats ⁽⁸⁾. L'hypothèse d'identité des seuils attachés à la question sur la tendance récente et à celle sur la tendance future nous conduit à comparer la série de prévisions à la donnée de réalisation de référence que constitue le taux de croissance de la production industrielle sur dix mois.

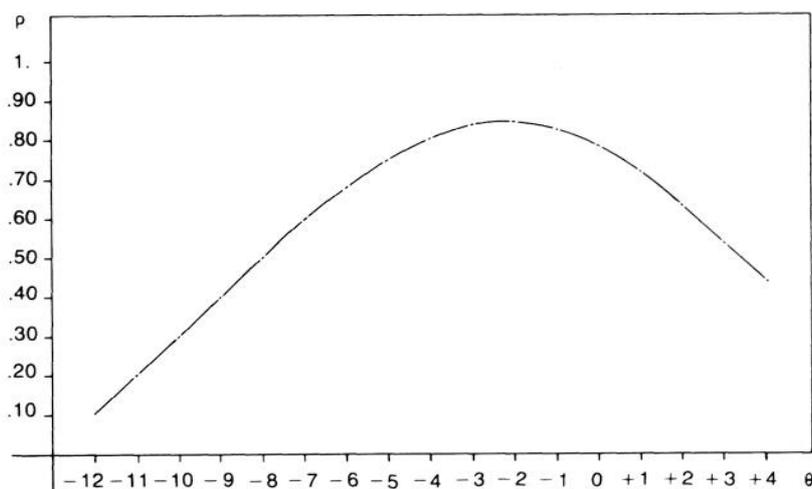
(7) Notons que cette série est très corrélée avec l'indicateur d'opinion sur la tendance passée (U_t) : le coefficient de corrélation est de l'ordre de 0,85, et que les prévisions qualitatives présentent une indétermination plus grande que les appréciations sur l'activité récente. Cf. Abou et Szpiro (op. cit.).

(8) Le gain en précision de la quantification, bien que faible, résulte de la prise en compte de la loi de distribution des productions observées empiriquement (la loi log-normale), alors que l'utilisation du solde en tant que mesure quantitative suppose implicitement une distribution rectangulaire [Theil (1952), p. 108] ou tout au moins symétrique par rapport à la moyenne et affine par morceaux [Fayolle, Ottenwaelter et Turpin (1983), p. 10].

Cette comparaison peut être opérée d'un point de vue purement statistique ; elle trouve cependant son fondement dans la mise en perspective des prévisions de production avec l'histoire conjoncturelle de la période, qui seule fournit une idée précise, bien que rétrospective, de la valeur anticipative des enquêtes de conjoncture.

La précision des prévisions de production

Pour que la série de prévisions de production dérivée des réponses à l'enquête mensuelle puisse être comparée au taux de croissance de la production, il est nécessaire de rechercher préalablement le décalage existant entre ces deux séries. En postulant un minimum de réalisme des anticipations, ce décalage sera celui qui réalise la meilleure coïncidence entre les prévisions et les réalisations. Si l'on retient le coefficient de corrélation linéaire comme mesure de la qualité de l'ajustement, il apparaît (graphique 2) que la série quantifiée anticipe le taux de croissance⁽⁹⁾ d'environ trois mois, conformément au libellé même de la question sur la tendance future de la production.



2. Corrélation entre l'évolution de la production sur 10 mois et la série d'anticipations décalée de θ mois

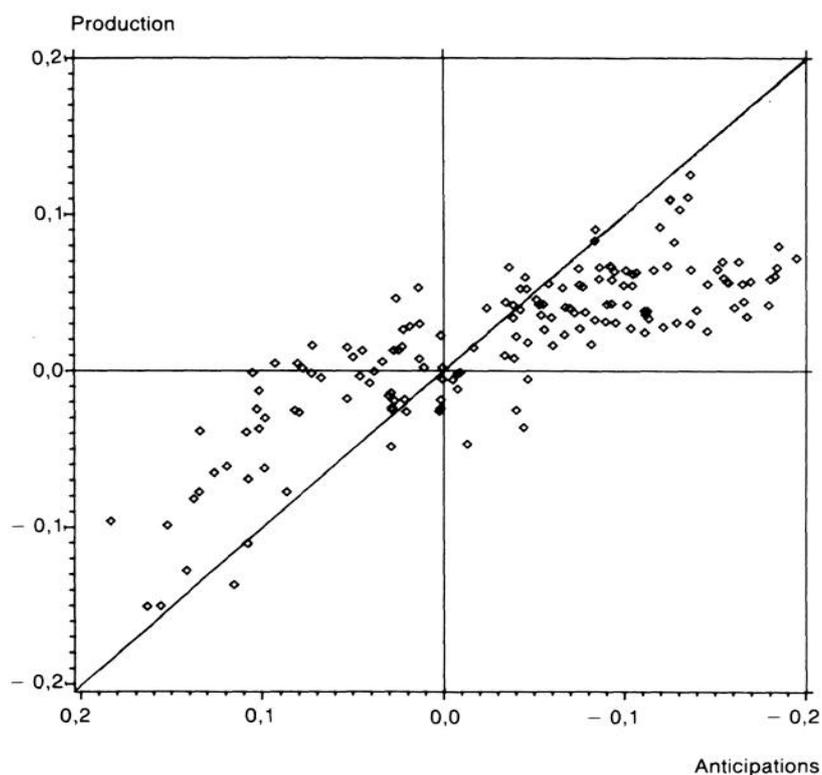
L'examen du diagramme de Theil (graphique 3) permet de porter un jugement d'ensemble sur l'adéquation des prévisions (décalées de trois mois) aux réalisations.

L'absence de regroupements significatifs autour de la première bissectrice, qui figure l'axe des prévisions parfaites, révèle la permanence des erreurs de prévision. D'une façon générale il apparaît que les chefs d'entreprise ont une nette tendance à surestimer les mouvements réels de l'activité, à la hausse comme à la baisse. Ils ont aussi une inclination à mal anticiper les retournements à la hausse (quadrant NO) alors qu'ils perçoivent correctement l'amorce des phases descendantes du cycle (quadrant SE)⁽¹⁰⁾.

(9) Rappelons qu'il ne s'agit pas tout à fait d'un taux de croissance annuel, mais d'une croissance sur une dizaine de mois.

(10) Les conclusions tirées de la lecture du diagramme de Theil trouvent un prolongement dans l'examen de la décomposition de l'erreur quadratique moyenne donnée par Theil. L'essentiel de l'erreur (70 %) relève de la plus grande dispersion des prévisions ($\sigma^* \approx 0,09$) par rapport aux réalisations ($\sigma \approx 0,05$) ; un quart de l'erreur (24 %) est imputable à la plus ou moins bonne corrélation existant entre les deux séries ($\rho = 0,83$) ; la fraction résiduelle (6 %) est expliquée par le biais prévisionnel moyen $\bar{\pi}$ (0,18) - $\bar{\pi}^*$ (0,33).

3. Diagramme de Theil



Perspectives d'activité et histoire conjoncturelle

La comparaison des prévisions de production avec les données objectives de l'histoire conjoncturelle permet de préciser les conclusions de l'analyse statistique, afin de voir dans quelle mesure et avec quel délai les chefs d'entreprise anticipent l'évolution de l'activité à court terme (graphique 4). Cet examen donne une idée de l'impact sur les anticipations d'éléments non quantifiables, tels que le climat économique et les événements socio-politiques.

La période étudiée débute alors que les effets du plan de rigueur mis en place à la suite de la dévaluation d'août 1969 (11 %) pèsent encore sur le rythme de l'activité. Dans ce contexte les mesures de soutien à l'économie prises au printemps 1970 et plus encore l'annonce faite au mois d'octobre de la levée totale des mesures d'encadrement du crédit se traduisent sans délai par une nette reprise des perspectives de production.

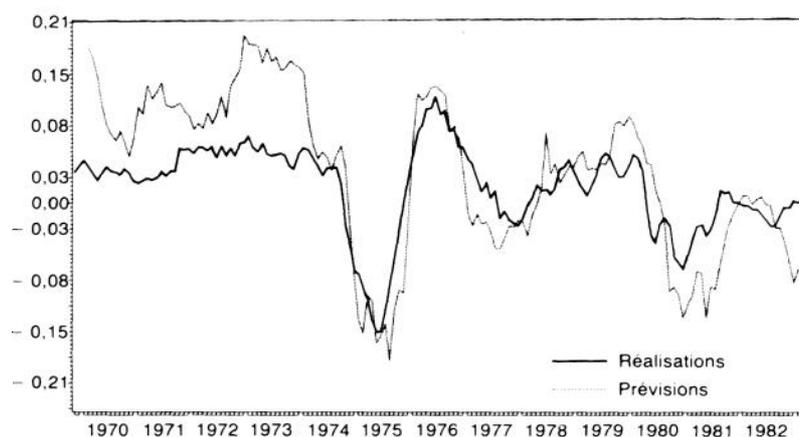
De fait le taux de croissance de la production industrielle reste stable jusqu'en octobre 1971, date à partir de laquelle il s'établit à un palier plus élevé à la hausse pendant trois ans. Ce n'est qu'en octobre 1974 que les premières conséquences du choc pétrolier de l'automne 1973 affectent le taux de croissance. Jusqu'à cette date les prévisions se situent à un niveau supérieur à celui des réalisations, tout en connaissant un certain nombre de fluctuations.

Un premier fléchissement des prévisions est perceptible au cours de l'été 1971. Les remous monétaires du mois de mai et l'annonce en août de l'inconvertibilité du dollar participent à la création d'un climat de relative

incertitude. Ce mouvement de repli des prévisions ne sera que de faible durée, et au printemps 1972 elles s'inscrivent à la hausse pour atteindre en septembre 1972 leur niveau le plus élevé. Le pic des prévisions anticipe de quatre mois celui des réalisations qui, au demeurant, est moins marqué. Diverses mesures de politique économique prises tout au long de l'année 1972, telle en mars la libération des prix pour les secteurs soumis à la concurrence étrangère, entretiennent un climat de confiance.

La guerre du Kippour (octobre 1973) a pour effet d'accélérer le processus, engagé un an plus tôt, d'adaptation en baisse des prévisions aux réalisations. Dès le mois de novembre la baisse rapide du taux de croissance anticipé traduit l'inquiétude des industriels quant aux conséquences économiques des hausses du prix du pétrole, aussi brutales qu'inattendues. Les pays de l'OPEP triplent le prix du baril brut. Après un premier repli des prévisions, l'opinion des industriels se stabilise pendant cinq mois et connaît ensuite une chute brutale. Celle du taux de croissance effectif de la production industrielle est de même ampleur mais elle survient un mois plus tôt.

Au cours de la période de crise qui s'engage ainsi les anticipations adopteront un profil temporel assez proche de celui des réalisations.



4. Anticipations et production

Alors que le taux de croissance continue de baisser, les anticipations évolueront de façon hésitante pendant un semestre, de décembre 1974 à mai 1975. L'annonce de mesures de soutien à l'activité (dont un programme de stimulation de l'investissement industriel en mars) et en faveur du développement de l'équipement productif (un plan de 15 milliards de francs est mis en place en avril) peuvent expliquer cette divergence entre les prévisions et les réalisations. Phénomène remarquable, le taux de croissance anticipé lors de l'enquête de mars 1975 atteint un niveau plancher en même temps que le taux observé, qui connaît à cette époque sa valeur la plus faible. Tout se passe comme si, au plus fort de la crise, et après avoir par deux fois rectifié à la baisse des prévisions de reprise, les industriels se refusaient à formuler des perspectives pour le court terme et se contentaient de rendre compte de leur activité du moment, formulant ainsi des anticipations purement statiques.

La nécessaire reconstitution de stocks largement entamés au cours de l'année précédente, une demande des ménages soutenue et diverses mesu-

res de politique économique (dont un plan de relance de 30 milliards de francs en septembre) contribuent à alimenter un mouvement de reprise qui s'amorce en juin 1975. Cette croissance retrouvée se prolongera pendant un an avant de s'inverser en juillet 1976, retournement que les industriels anticipent avec une avance d'un trimestre.

La mise en place du Plan Barre en septembre 1976 et l'annonce d'un budget équilibré pour 1977 coïncident avec un ralentissement de la baisse du taux de croissance anticipé. Pendant sept mois, de mars à septembre 1977, les prévisions, décalées de trois mois, et les réalisations évolueront au même rythme. La reprise de janvier 1978 est correctement prévue avec deux mois d'avance. Différentes mesures de politique économique prises en 1978 et 1979 (libération des prix des produits industriels en juin 1978, mesures de soutien à l'activité en août 1979) et le vote de dispositions législatives favorisant l'orientation de l'épargne vers le financement des entreprises (loi Monory en juin 1978) concourent à entretenir un climat de confiance, que stimule une reprise effective de l'activité industrielle, en dépit de quelques inflexions (notamment en juillet 1978, mars et décembre 1979) que les chefs d'entreprise anticiperont avec une avance d'un trimestre.

Le second choc pétrolier (le prix du baril de brut augmente de 130 % entre janvier 1979 et décembre 1980) marque la fin de ce mouvement de reprise. Dès le mois d'octobre 1979, et avec quatre mois d'avance sur les réalisations, les chefs d'entreprise prévoient une baisse de l'activité d'une ampleur comparable à celle observée en 1974. En fait, ils se trompent sur l'impact de cette nouvelle crise. A l'inverse la reprise amorcée en janvier 1981 sera correctement anticipée par l'enquête avec une avance d'un trimestre. Cette croissance timide est soutenue par diverses mesures de politique économique, dont un allègement fiscal favorable à l'investissement dans les industries exportatrices et un plan de soutien à l'activité en septembre 1980. Pendant neuf mois, d'octobre 1980 à juin 1981, les réalisations évolueront à un rythme conforme à celui des prévisions à trois mois. En dehors d'un léger ralentissement en avril et mai, la reprise se poursuit jusqu'à l'automne 1981, comme le laissaient prévoir les réponses des industriels. Ils surestimeront cependant l'impact de la politique de relance par la consommation entreprise dès juin 1981. Et à partir d'octobre 1981, les « prévisions » ne font qu'enregistrer les réalisations avec un retard allant de deux à quatre mois ⁽¹¹⁾, car les incertitudes politiques et l'attente d'une reprise internationale depuis longtemps annoncée pèsent lourdement sur les comportements d'anticipation qui perdent ici toute signification.

Au terme de cette confrontation historique des prévisions et des réalisations il apparaît que, jusqu'à l'automne 1981, les chefs d'entreprise ont anticipé correctement l'évolution de l'activité industrielle avec une avance de trois-quatre mois conforme à l'horizon prévisionnel inscrit dans le libellé de la question. Les réponses des industriels permettaient de prévoir les principaux points de retournement observés sur la période étudiée. Cet examen a permis de montrer, par ailleurs, que certaines inflexions des anticipations étaient liées à l'annonce de décisions de politique économique, sans pour

(11) Deux mois pour le « pic » du taux de croissance observé en août 1981 et le « creux » de juillet 1982 ; quatre mois pour le retournement de novembre 1981. Par ailleurs, on notera en fin de période l'effet dépressif de l'annonce en mars 1983 du plan de rigueur qui accompagne la troisième dévaluation du franc (2,5 % par rapport à l'Ecu).

autant qu'il soit possible de déceler une asymétrie dans l'importance des effets d'annonce de mesures de relance ou d'austérité. Mais ces effets n'ont qu'une ampleur et une durée limitées.

A partir de l'automne 1981, la série des prévisions diverge fortement de celle des réalisations et ne permet plus d'anticiper correctement les évolutions effectives. Il semblerait que devant une incertitude croissante liée à la politique économique et à l'environnement international, les entrepreneurs aient plus de mal à déchiffrer l'information récente, et fondent leurs prévisions sur les tendances passées — en se référant à un passé de plus en plus éloigné — qu'ils extrapolent avec davantage de pessimisme.

Références bibliographiques

- ABOU A. (1983) : *Econométrie des données qualitatives : Modèles univariés dichotomiques et généralisations*. Thèse de troisième cycle. Université de Paris I, 250 pages.
- ABOU A. et SZPIRO D. (1984) : « Une analyse des processus de formation des anticipations de production dans l'industrie française », Document de travail n° 84.05, OFCE.
- ANDERSON O. (1952) : « The Business Test of the IFO-Institute for Economic Research, Munich, and its Theoretical Model », *Review of the International Institute of Statistics*, vol. 20, n° 1, pp. 1-17.
- ARNAUD-AMELLER P. : Chronologie annuelle de la *Revue d'Economie Politique*.
- BATCHELOR R.A. (1982) : « Expectations, Output and Inflation : The European Experience ». *European Economic Review*, vol. 17, n° 1, pp. 1-25.
- CARLSON J.A. (1975) : « Are Price Expectations Normally Distributed ? ». *JASA*, vol. 70, n° 352, pp. 749-754.
- CARLSON J.A. et PARKIN M. (1975) : « Inflation Expectations ». *Economica*, vol. 42, n° 166, pp. 123-138.
- HAZELAS M. et VILA J. (1982) : « Du décalage entre les séries tirées des enquêtes de conjoncture et l'indice de la production industrielle ». *Bulletin Trimestriel de la Banque de France*, n° 45, décembre, pp. 47-55.
- DENIS G. (1979) : *Anticipations de prix et inflation*. Thèse d'Etat, Université de Bordeaux I, 533 pages.
- DEVULDER Y. (1981) : « Analyse quantitative des résultats des enquêtes de conjoncture : un aperçu des différentes méthodes utilisées ». Contributed Paper, 15th CIRET Conference, Athènes, 27 pages.
- FANSTEN M. (1976) : « Introduction à une théorie mathématique de l'opinion ». *Annales de l'INSEE*, n° 21, pp. 3-54.
- FAYOLLE J., OTTENWALTER B. et TURPIN E. (1982) : « Analyses économétriques des enquêtes de conjoncture : un modèle de court terme ». Note interne n° 718/345, Service de la conjoncture de l'INSEE, octobre, 38 pages.

- JACOD M. (1974) : « Le nouvel indice de la production industrielle, base 100 en 1970 ». *Economie et Statistique*, n° 54, mars, pp. 57-59.
- KEATING G. (1983) : « The Effect of Answering Practices on the Relationship Between CBI Survey Data and Official Data ». *Applied Economics*, vol. 15, pp. 213-224.
- KNOBL A. (1974) : « Price Expectations and Actual Price Behaviour in Germany ». *International Monetary Fund Staffs Papers*, vol. 21, pp. 83-100.
- LEMAIRE M. (1977) : « Du bon usage de l'indice de la production industrielle ». *Economie et Statistique*, n° 91, juillet-août, pp. 85-89.
- LOVELL M.C. (1983) : « Data Mining ». *Review of Economics and Statistics*, February, vol. LXV, n° 1, pp. 1-11.
- MALHOMME G. (1969) : « L'Enquête mensuelle de conjoncture auprès des industriels ». *Economie et Statistique*, n° 7, décembre, pp. 37-51.
- MALINVAUD E. (1982) : « Conférence introductive au colloque sur les développements récents de la modélisation macroéconomique », Paris, septembre, 8 pages.
- MAZODIER P. : « Méthode statistique de l'économétrie » : Erreurs de spécification sur la liste des variables explicatives », Cours ENSAE, 27 pages.
- MENENDIAN C. (1980) : « The Business Survey as an Instrument for Forecasting the Index of the Industrial Production », in *Business Cycle Analysis*, W.H. Strigel, Editor, Gower, 446 pages, pp. 413-415.
- De MENIL G. et BHALLA S. (1975) : « Direct Measurement of Popular Price Expectations ». *American Economic Review*, vol. 65, n° 1, pp. 169-180.
- OCDE : Chronologies parues dans *Etudes Economiques*.
- OFCE : Chronologies 1972-1983. *Observations et Diagnostics Economiques*, n° 1 (pp. 119-146), n° 3 (pp. 149-179) et n° 6 (pp. 151-175).
- PESARAN M.H. et GULAMANI R. (1982) : « Expectations Formation and Macroeconometric Modelling ». Colloque international sur les développements récents de la modélisation macroéconomique, Paris, septembre, 37 pages.
- SIGOGNE P. (1978) : « Le traitement des enquêtes de conjoncture ». *Courrier des Statistiques*, n° 6, avril, pp. 21-24.
- TABUTEAU B. (1976) : *Enquêtes de Conjoncture et Analyse Economique*. Cahiers du CETEM, Série Analyse, n° 5, Paris : Cujas, 211 pages.
- THEIL H. (1952) : « On the Time-Shape of Economic Microvariables and the Munich Business Test ». *Review of the International Institute of Statistics*, vol. 20, n° 2-3, pp. 105-120.
- THOLLON-POMMEROL V. (1974 a) : « Les rectifications des prévisions d'investissement des entreprises ». *Annales de l'INSEE*, n° 15, janvier-avril, pp. 143-185.
- THOLLON-POMMEROL V. (1974 b) : « Les entreprises prévoient difficilement leurs investissements ». *Economie et Statistique*, n° 54, mars, pp. 19-32.
- WAELEBROECK-ROCHA E. (1981) : « Enquêtes de conjoncture et anticipations rationnelles ». VIII^e Colloque d'Econométrie Appliquée, Lille, janvier, 29 pages.
- WILHEM H. (1983) : « Indicateurs d'activité et évolution de la production ». Colloque de l'AFSE, Paris, juin, 45 pages.