

# REVUE DE STATISTIQUE APPLIQUÉE

B. BURTSCHY

C. MENENDIAN

## **À propos de la prévision à court terme de la production industrielle**

*Revue de statistique appliquée*, tome 28, n° 2 (1980), p. 5-24

[http://www.numdam.org/item?id=RSA\\_1980\\_\\_28\\_2\\_5\\_0](http://www.numdam.org/item?id=RSA_1980__28_2_5_0)

© Société française de statistique, 1980, tous droits réservés.

L'accès aux archives de la revue « *Revue de statistique appliquée* » (<http://www.sfds.asso.fr/publicat/rsa.htm>) implique l'accord avec les conditions générales d'utilisation (<http://www.numdam.org/conditions>). Toute utilisation commerciale ou impression systématique est constitutive d'une infraction pénale. Toute copie ou impression de ce fichier doit contenir la présente mention de copyright.

NUMDAM

Article numérisé dans le cadre du programme  
Numérisation de documents anciens mathématiques  
<http://www.numdam.org/>

# A PROPOS DE LA PRÉVISION A COURT TERME DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE

B. BURTSCHY \* et C. MENENDIAN \*\*

## 1. — INTRODUCTION

L'analyse et la prévision à court terme de séries chronologiques macroéconomiques ont fait l'objet, depuis longtemps, de recherches nombreuses.

Dans une optique conjoncturelle, la prévision d'indicateurs devient essentielle dans la mesure où elle conditionne les décisions et actions des agents économiques et devrait permettre la conduite d'une politique économique plus efficace.

Pour ce qui est de la France, mentionnons le modèle économétrique trimestriel de la conjoncture METRIC, dernier né de la collaboration entre la direction de la Prévision et l'INSEE, et qui concerne l'économie dans son ensemble (voir [5]).

Parallèlement aux modèles globaux, on peut s'intéresser à la prévision à court terme d'une série chronologique prise isolément, et c'est ce type de recherche qui constitue l'objet de la présente étude.

Plus précisément, on considère l'évolution de l'indicateur d'offre constitué par *l'indice général mensuel de la production industrielle française*. (Bâtiment et Travaux Publics exclus), base 100 en 1970, la période d'observation allant de janvier 1963 à septembre 1977 (voir [6] et [7]).

On envisage de modéliser la série macroéconomique précédente suivant deux types de méthodes :

- 1) *la méthode de BOX et JENKINS univariée* (voir références B) ;
- 2) *la méthode économétrique* (voir références C) dans laquelle les variables explicatives proviennent de résultats d'enquêtes qualitatives.

Dans un premier temps, les problèmes inhérents à chacune de ces deux méthodes sont étudiés, et pour ce qui concerne la modélisation économétrique, le choix du modèle et des variables explicatives est entièrement explicité.

---

(\*) Ecole Nationale Supérieure des Télécommunications

(\*\*) Institut d'Etudes Politiques — Paris

En second lieu, les deux modèles sont comparés au niveau de leur efficacité à représenter et prévoir l'indice général de la production industrielle.

## 2. – MODELISATION PAR LA METHODE DE BOX ET JENKINS

La méthode de BOX et JENKINS (voir [9] et [13]), d'apparition relativement récente, est une méthode d'analyse et de prévision de séries chronologiques.

Sa caractéristique essentielle est d'effectuer une modélisation stochastique où l'évolution de la série est une réalisation d'un processus aléatoire déterminé.

Contrairement à la plupart des autres méthodes, ce modèle n'est pas donné a priori mais sélectionné dans une classe très étendue de modèles, les modèles *ARIMA* (Auto Regressive Integrated Moving Average).

Cette méthode existe sous diverses formes :

- la *méthode univariée* qui explique l'évolution intrinsèque d'une série indépendamment de toute variable explicative ;
- la *méthode univariée avec fonctions de transfert* où l'évolution de la série est, de plus, expliquée à l'aide d'autres séries explicatives décalées dans le temps ;
- la *méthode multivariée* qui permet d'analyser plusieurs séries simultanément, et non plus une seule, en fonction de plusieurs séries explicatives.

Au niveau de la pratique, sont maîtrisés très couramment les deux premiers niveaux, le cas multivarié posant des problèmes théoriques spécifiques pour lesquels il n'existe, à l'heure actuelle, que des solutions partielles (sauf peut-être le cas bivarié).

Dans le cadre de cet article, nous nous limiterons à une présentation du premier niveau (le cas univarié simple) que nous comparerons à la régression avec ses diverses variantes, nous réservant de présenter ultérieurement la comparaison avec un modèle à fonctions de transfert.

### 2.1. – Rappels sur la méthodologie de BOX et JENKINS

Le principe de la méthode est de modéliser la série à l'aide de la classe des modèles *ARIMA*.

On considère tout d'abord le cas des *séries stationnaires*, réalisations d'un processus aléatoire stationnaire sous-jacent.

Une série est stationnaire si cette caractéristique est indépendante du temps ; en particulier, la moyenne et la variance ne dépendent pas du temps.

Une série économique étant très rarement stationnaire, nous verrons dans la partie 2.2. comment rendre stationnaire une telle série.

D'une façon générale, une série économique  $z_t$  peut être considérée comme un système linéaire dynamique  $\psi$  soumis à des chocs aléatoires  $a_t$ .

$$z_t = \mu + \psi(B) a_t \quad \text{avec} \quad \mu = E(z_t)$$

soit :

$$z_t = \mu + a_t + \psi_1 a_{t-1} + \psi_2 a_{t-2} + \dots$$

avec :

$$\psi(B) = 1 + \psi_1 B + \psi_2 B^2 + \dots$$

expression dans laquelle B est l'opérateur de retard défini par :

$$Bz_t = z_{t-1}, \dots, B^m z_t = z_{t-m}$$

D'après le théorème de WOLD (voir [16] et [20]) *tout processus stationnaire possédant un corrélogramme peut se décomposer en deux processus non corrélés entre eux et tels que le premier soit déterminable<sup>(1)</sup> et le second, linéaire au second ordre<sup>(2)</sup>.*

En pratique, la plupart des processus linéaires au second ordre peuvent s'écrire sous la forme d'un processus ARMA (Auto Regressive Moving Average).

Les diverses formes s'écrivent :

– *Processus autorégressif d'ordre p, AR(p) :*

$$z_t = \varphi_1 z_{t-1} + \varphi_2 z_{t-2} + \dots + \varphi_p z_{t-p} + a_t$$

d'où :

$$a_t = (1 - \varphi_1 B - \varphi_2 B^2 - \dots - \varphi_p B^p) z_t$$

$$a_t = \varphi(B) z_t$$

– *Processus de moyenne mobile d'ordre q, MA(q)*

$$z_t = a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} - \dots - \theta_q a_{t-q}$$

d'où :

$$z_t = (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q) a_t$$

$$z_t = \theta(B) a_t$$

---

(1) Un processus stationnaire  $\{x_t\}$  est dit "déterminable" s'il existe une suite de nombres  $b_1, b_2, \dots, b_\theta, \dots$  telle que :  $x_t + b_1 x_{t-1} + \dots + b_\theta x_{t-\theta} + \dots = 0$ , identiquement en t.

(2) Un processus stationnaire  $\{Y_t\}$  est dit "linéaire au second ordre" s'il existe un processus sans corrélation  $\{\epsilon_t\}$  et une suite de nombres  $a_1, a_2, \dots, a_\theta, \dots$ , tels que  $\sum_{\theta=1}^T a_\theta^2$  converge quand T croît indéfiniment et que l'on ait :

$$Y_t = m + \epsilon_t + a_1 \epsilon_{t-1} + \dots + a_\theta \epsilon_{t-\theta} + \dots$$

identiquement en t avec  $m = E(Y_t)$

– *Modèle mixte ARMA (p, q)*

$$z_t = \varphi_1 z_{t-1} + \dots + \varphi_p z_{t-p} + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \dots - \theta_q a_{t-q}$$

soit :

$$\varphi(B) z_t = \theta(B) a_t$$

ou encore :

$$z_t = \frac{\theta(B)}{\varphi(B)} a_t = \psi(B) a_t$$

En pratique, les paramètres  $p$  et  $q$  s'identifient à l'aide des coefficients d'auto-corrélation et d'autocorrélation partielle empiriques. Les coefficients  $\varphi_i$ ,  $\theta_j$  et  $\sigma_a^2$  (variance des  $a_t$ ) sont estimés par une procédure de maximum de vraisemblance sous l'hypothèse où le bruit blanc  $\{a_t\}$  est Gaussien.

## 2.2. – Les cas de la non stationnarité

La plupart des séries étant non stationnaires, il s'agit d'effectuer des transformations qui rendent les séries, stationnaires. Deux transformations sont couramment utilisées :

- la différenciation d'ordre  $d$ ,  $\nabla^d z_t$ , où  $\nabla$  est l'opérateur de différenciation ( $\nabla z_t = z_t - z_{t-1}$ ), ce qui détermine le paramètre  $d$  des modèles ARIMA ( $p, d, q$ ), généralisation des modèles ARMA ( $p, q$ ) ;
- la transformation du type *Log*  $z_t$  (la plus familière chez les économistes) mais plus généralement, une *transformation du type* :

$$w_t = \begin{cases} \frac{(z_t + \alpha)^\lambda - 1}{\lambda} & \text{si } \lambda \neq 0 \\ \text{Log}(z_t + \alpha) & \text{si } \lambda = 0 \end{cases}$$

Cette transformation est celle de BOX et COX (voir [12]) et la transformation *Log* n'en est qu'un cas particulier.

Notons que le paramètre  $\lambda$  se détermine par le maximum de vraisemblance.

## 2.3. – Les séries avec saisonnalité

Le cas des séries présentant une saisonnalité se traite par une décomposition, souvent multiplicative, en facteurs saisonnier et non saisonnier et recherche d'un modèle SARIMA ( $p, d, q; P, D, Q$ ) où  $p, d, q$  sont les paramètres du modèle non saisonnier et  $P, D$  et  $Q$ , ceux du modèle saisonnier.

Grâce à cette décomposition, il n'est nullement utile de désaisonnaliser la série, cette opération n'introduisant en fait qu'un biais supplémentaire dans la mesure où la correction des variations saisonnières n'est jamais parfaite.

## 2.4. – Application à une série macroéconomique

La méthode de BOX et JENKINS univariée a été appliquée à la *série brute de l'indice général de la production industrielle française*, base 100 en 1970, sur la période janvier 1963 – septembre 1977.

Comme l'indique la figure 1, cette série n'est pas stationnaire. Aussi, on effectue une première transformation logarithmique ( $\lambda = 0$ ) ainsi qu'une différenciation saisonnière ( $D = 1$ ,  $d = 0$ ) pour rendre stationnaire la série.

Un examen des graphiques d'autocorrélation nous permet de définir les paramètres non saisonniers ( $p = 4$ ,  $q = 0$ ) et saisonniers ( $P = 0$ ,  $Q = 1$ ) du modèle.

Dans une deuxième phase, on estime les coefficients et on vérifie que les résidus forment un bruit blanc (si ce n'est pas le cas, il faut recommencer la phase d'identification du modèle car elle a été déficiente). C'est à ce niveau qu'on peut calculer le vrai paramètre  $\lambda$  de la transformation de BOX et COX : dans notre exemple, on obtient  $\lambda = 0,17$ , c'est-à-dire, une transformation très proche de la transformation logarithmique.

Enfin, si le modèle est correct (les coefficients sont significativement différents de zéro, les résidus forment un bruit blanc), on peut l'appliquer dans une optique de prévision (voir partie 4 et annexe 1).

### 3. – MODELISATION ECONOMETRIQUE

Dans le cadre de la modélisation d'une série chronologique à l'aide de ses seules valeurs passées, il semble très difficile à l'heure actuelle, d'obtenir de meilleurs résultats que ceux fournis par la méthode BOX et JENKINS.

Mais s'agissant d'analyser et de prévoir une chronique macroéconomique mensuelle (indice général de la production industrielle), il ne faut pas perdre de vue qu'un modèle univarié fournit des prévisions qui ne peuvent s'adapter qu'avec un certain retard lors d'un retournement conjoncturel.

Aussi il semble souhaitable d'adjoindre au modèle univarié, un *modèle économétrique* dont le but est d'expliquer au mieux la variable macroéconomique à partir de variables explicatives et de s'adapter exactement aux dates des renversements de la conjoncture.

Le choix des variables explicatives et les problèmes spécifiques à l'évolution de la production industrielle sur la période 1963-1977 nous guident quant au type de modèle à adopter.

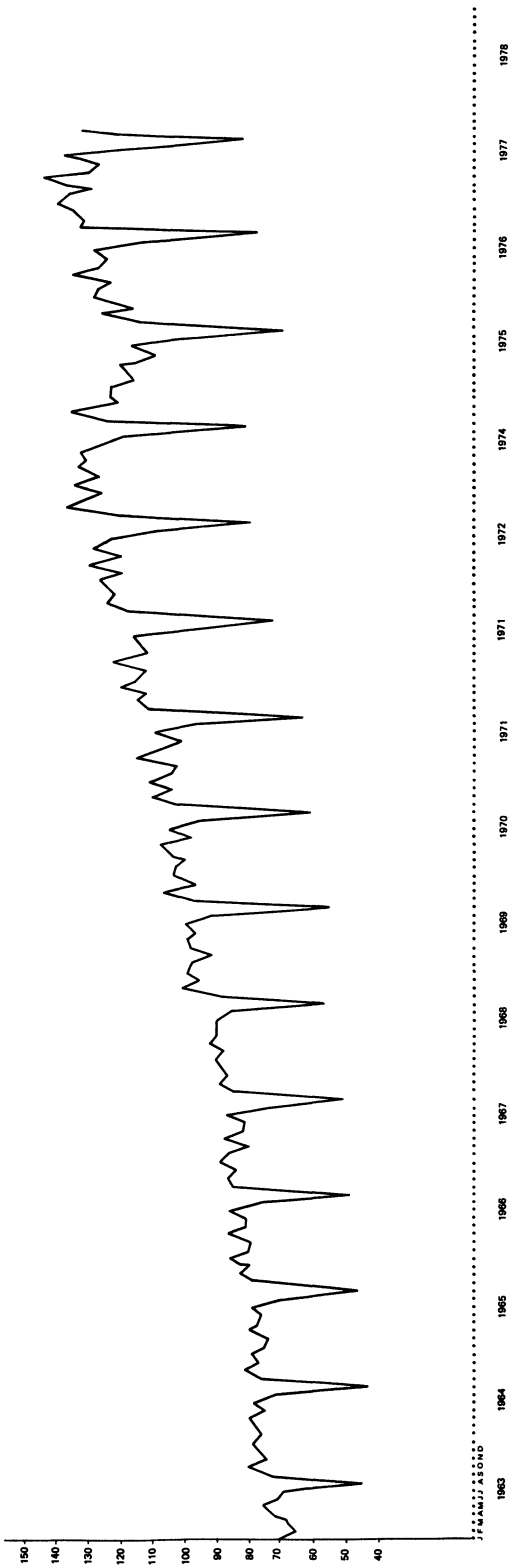
#### 3.1. – Choix des variables explicatives

Une des idées de base de la présente étude consiste à faire intervenir des variables explicatives issues d'enquêtes qualitatives.

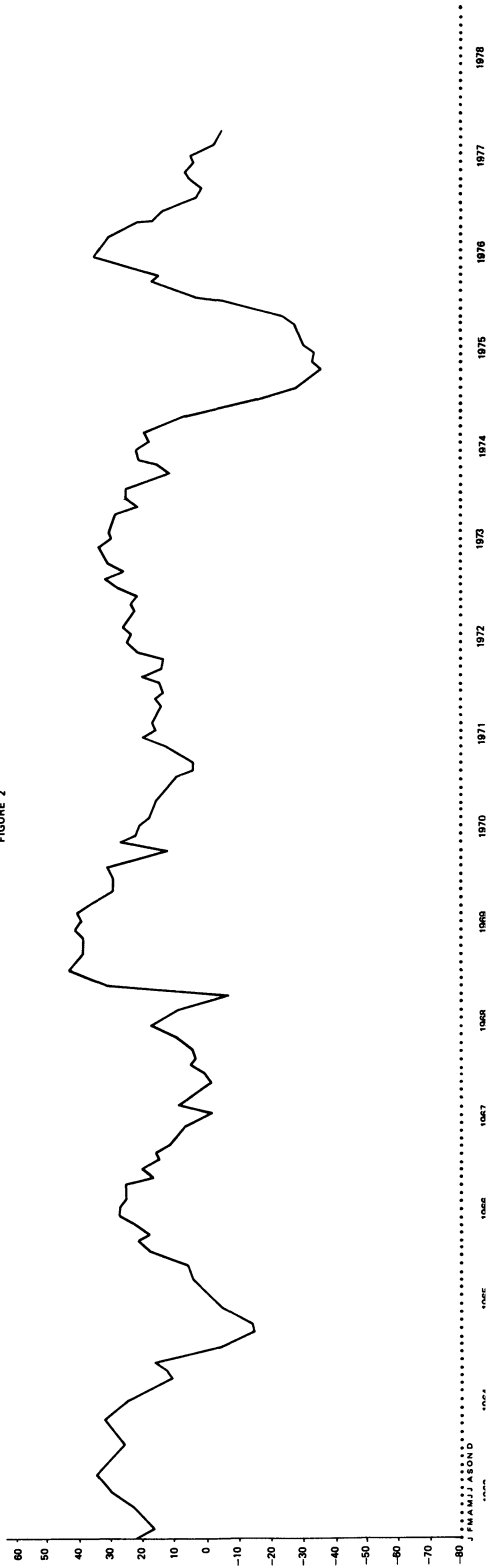
Or, parmi les enquêtes par sondage mises en place par l'INSEE, *l'enquête mensuelle sur la situation et les perspectives dans l'industrie* mérite une attention particulière (voir [3]).

En effet, outre l'aspect qualitatif des réponses données par les industriels enquêtés (toutes les questions n'appellent que trois types de réponse : augmentation, stabilité ou diminution par rapport au mois précédent), l'enquête permet d'obtenir des résultats rapidement publiables sur la production, mais également sur des grandeurs pour lesquelles les statistiques quantitatives ne fournissent aucun

INDICE GENERAL BRUT  
FIGURE 1



PRODUCTION RECENTE (INSEE)  
ENSEMBLE DES INDUSTRIES - SOLDE DES REPONSES (en %)  
FIGURE 2



renseignement : en particulier, niveau des carnets de commande et des stocks, perspectives de production à court terme.

Pour résumer la tendance de la production lors d'un mois donné, l'expérience montre qu'il faut considérer le solde algébrique des pourcentages de réponses "augmentation" et "diminution" fournies par les industriels concernant leur production récente.

L'évolution de ces soldes algébriques constitue les *indicateurs d'opinion* que l'INSEE publie tous les mois (voir [8]).

Plutôt que d'utiliser comme variables explicatives naturelles, les indicateurs relatifs aux stocks, aux carnets de commandes ou au niveau de la demande, le choix s'est délibérément porté sur *l'indicateur de la production récente* (figure 2).

Ce choix se fonde sur le fait que les chefs d'entreprise indiquent également leurs *perspectives de production* dans les trois ou quatre mois à venir. Ces perspectives constituent ainsi des prévisions de la variable explicative et peuvent conférer au modèle économétrique explicatif un prolongement prévisionnel.

### 3.2. – Confrontation entre séries "indice" et "enquête"

#### 3.2.1. – Niveau et tendance

La variable à expliquer étant l'indice de production industrielle corrigé des variations saisonnières, base 100 en 1970 (voir [7]), il est classique de considérer la série chronologique correspondante comme la résultante de trois mouvements fondamentaux : la tendance à long terme, la fluctuation conjoncturelle et les variations aléatoires et accidentelles.

Autrement dit, lors d'un mois donné, l'indice indique le *niveau* de production atteint.

D'autre part, dans l'enquête de conjoncture, il est demandé aux chefs d'entreprise d'indiquer leur *tendance* récente de production en spécifiant si cette tendance est purement saisonnière ou non.

En d'autres termes, l'indicateur d'opinion issu de l'enquête ne reflète théoriquement que la fluctuation conjoncturelle (et les variations aléatoires) sans tenir compte de la tendance à long terme et du mouvement saisonnier éventuel.

Si les industriels répondaient exactement à la question posée, la tendance de production lors du mois  $t$  pourrait être mesurée par la pente de la droite des moindres carrés ajustée sur les valeurs de l'indice de production désaisonnalisé lors des mois  $t - 3$ ,  $t - 2$ ,  $t - 1$  et  $t$  (voir [2]).

Il résulte des considérations précédentes que la série "indice" et la série "enquête" ne sont pas de même nature, la première se référant à un niveau de production et la seconde ayant trait à une tendance.

Aussi, devons-nous éliminer la tendance à long terme de l'indice de production industrielle désaisonnalisé pour pouvoir confronter *l'indicateur de production* issu de l'enquête avec la série des *écarts entre l'indice et sa tendance à long terme*.

#### 3.2.2. – Période d'observation

Les séries chronologiques mensuelles utilisées sont observées depuis janvier 1963 jusqu'à septembre 1977.



Pour ce qui concerne l'indice général de la production industrielle, la période choisie correspond à 177 observations. Cette série a été corrigée pour les mois de mai et juin 1968 par interpolation linéaire.

D'autre part, l'enquête mensuelle de conjoncture n'ayant pas lieu au mois d'août, des valeurs fictives du solde des réponses des industriels ont été attribuées pour les mois d'août par interpolation linéaire portant sur les mois de juillet et septembre de l'année considérée. De ce fait, les deux séries (indice et enquête) sont de longueur 177.

### 3.2.3. – *Tendance à long terme*

Pour représenter la croissance de la production industrielle depuis l'immédiat après-guerre (vers 1950), il est classique de considérer une tendance à long terme de forme exponentielle, ce choix se fondant sur le fait que cette croissance s'effectue avec un taux annuel moyen de l'ordre de 6 %.

Cette hypothèse se confirme bien sur l'indice de production industrielle entre 1963 et juillet 1974.

Mais août 1974 marque le début d'une dépression profonde jusqu'en mai 1975, date à partir de laquelle la production d'ensemble repart avec un taux de croissance beaucoup moins soutenu que celui que l'on avait connu entre 1963 et 1973.

En fait, il faut rappeler que la "crise pétrolière" datée en septembre 1973, n'a fait qu'amplifier le renversement de l'activité qui suit toute phase d'expansion de l'économie. L'indice de production industrielle, qui présente un temps de réponse assez long, ne reflète la crise qu'en août 1974.

La reprise de la production a lieu en septembre 1975 et elle s'accompagne des mesures de relance gouvernementales qui ne suffisent pas à absorber le choc de la "crise pétrolière". De ce fait, la croissance de la production industrielle s'atténue à partir de janvier 1976 et devient quasiment stationnaire à dater du mois d'août 1976 (taux de croissance annuel de l'ordre de 2,5 %).

Ce ralentissement de la croissance montre un changement profond quant à la forme de la tendance à long terme de la production ; aussi, sur la période 1963-1977, un trend exponentiel ne convient plus.

Or, entre les années 1963 et 1977, on peut noter que la période 1963-1967 est marquée par une tendance croissante relativement forte suivie par une croissance plus forte lors des années 1968-1974, la période actuelle se caractérisant par une croissance beaucoup plus modérée.

Ces remarques suggèrent une représentation de la tendance à long terme sous forme d'une *fonction logistique*.

Néanmoins, quelques précautions doivent être prises quant à l'utilisation de ce type de fonction à des fins prévisionnelles. En effet, la fonction logistique est croissante avec saturation (asymptote horizontale) et, par là-même, ne peut servir à prévoir la production industrielle que dans le cadre d'un horizon assez proche.

Aussi le choix de la fonction logistique pour représenter la tendance à long terme de l'indice de production industrielle, a été guidé plus par des considérations d'ordre statistique que par un jugement sur la théorie de la croissance.

### 3.3. – Choix du modèle

Par la rapidité de l'information et de sa publication, l'indicateur de production récente lors du mois  $t$  reflète la situation de la production de ce même mois tandis que l'indice de la production industrielle n'est connu que deux mois plus tard.

Dans ces conditions, il existe un temps de réponse entre l'information instantanée fournie par l'enquête et le niveau de la production donné par l'indice.

Aussi il semble judicieux de postuler un modèle à *retards échelonnés* entre la série "indice" et la série "enquête".

Le groupement ENS signifiant que l'on s'intéresse à l'ensemble des industries, nous poserons :

YENS = indice général de la production industrielle, corrigé des variations saisonnières, base 100 en 1970.

XENS = pourcentage du solde des réponses des industriels concernant leur production récente.

TENS = tendance à long terme de l'indice général de la production industrielle.

DENS = écart entre l'indice général de la production industrielle et sa tendance à long terme.

Compte tenu de ces notations, le modèle s'écrit pour le mois  $t$  :

$$DENS_t = \sum_{j=0}^h a_j XENS_{t-j} + \epsilon_t$$

avec :

$$DENS_t = YENS_t - TENS_t$$

$$TENS_t = \frac{M}{1 + e^{\beta - \alpha t}} \quad (M > 0, \alpha > 0, \beta > 0)$$

$\epsilon_t$  = perturbation aléatoire lors du mois  $t$

Enfin les grandeurs calculées par le modèle sont notées :

CDENS = écart calculé par le modèle entre l'indice général de la production industrielle et la tendance à long terme.

CYENS = indice général de la production industrielle calculé par le modèle :

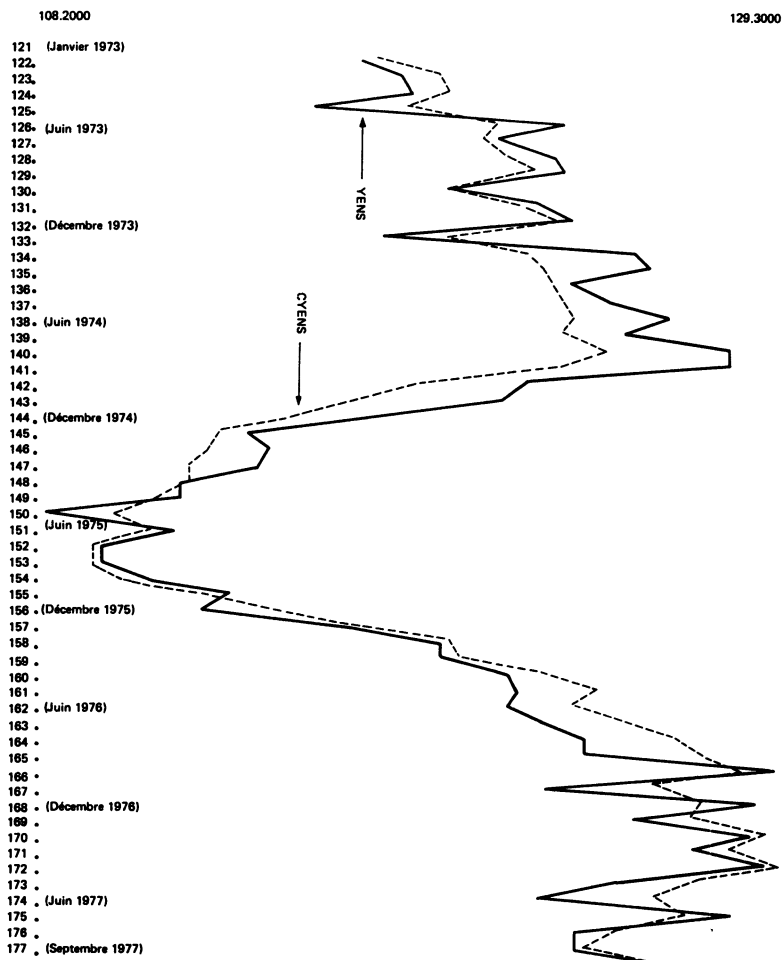
$$CYENS_t = CDENS_t + TENS_t$$

### 3.4. – Résultats

Sur la période janvier 1963 – septembre 1977 ( $t = 1, 2, \dots, 177$ ), l'estimation des paramètres  $M$ ,  $\alpha$  et  $\beta$  a conduit à retenir comme tendance à long terme de l'indice de production industrielle, la fonction :

$$TENS_t = \frac{151,8}{1 + e^{0,3532 - 0,0113 t}}$$

FIGURE 3



D'autre part, les paramètres du modèle à retards échelonnés que nous avons considéré ont été estimés par la méthode de S. ALMON (voir [17] et annexe 2). En fait, l'exploitation de la méthode précédente a montré que les résidus d'estimation étaient fortement autocorrélés ; aussi, parallèlement à la méthode de ALMON, nous avons utilisé la méthode de D. COCHRANE et G.H. ORCUTT (voir [18]), laquelle améliore très sensiblement la qualité explicative du modèle.

La figure 3 fournit la comparaison graphique entre l'indice de production industrielle YENS et l'indice CYENS ajusté par le modèle.

Sur ce graphique, ne sont reproduites que les données concernant la période récente janvier 1973 – septembre 1977, pour laquelle les renversements conjoncturels sont particulièrement importants.

On peut noter la très bonne qualité de l'ajustement réalisé tant au niveau de l'amplitude des fluctuations qu'à celui de l'adaptation fidèle du modèle aux points de retournement de la conjoncture.

#### 4. – COMPARAISON ENTRE LES DEUX TYPES DE METHODES

Traditionnellement, les méthodes d'analyse des séries temporelles en statistique et les modèles économétriques sont considérés comme étant deux approches distinctes d'un même problème : l'analyse des séries économiques. Il faut évidemment aller au-delà de la stérile polémique de prédominance de l'une ou l'autre des méthodes pour essayer d'examiner les avantages et inconvénients de chacune d'entre elles.

Considérons d'abord la *méthode de BOX et JENKINS* dont la principale caractéristique est de fournir, en règle générale, une bonne prévision à court terme, ce qui a contribué pour beaucoup à son succès.

Ainsi, le tableau 1 et la figure 4 fournissent les réalisations de l'indice général brut de la production industrielle ainsi que les prévisions obtenues par la méthode de BOX et JENKINS jusqu'à l'horizon de douze mois en prenant le mois de juillet 1977 comme origine de prévision.

On peut remarquer globalement que bien qu'elles soient un peu surestimées (sauf pour avril 1978), les prévisions ne sont pas très éloignées des réalisations correspondantes et présentent une évolution parallèle à celle des réalisations.

Parmi les autres avantages de la méthode BOX et JENKINS, notons celui qui permet de traiter des séries brutes sans aucune transformation : ainsi, l'analyse de l'indice général de la production industrielle, corrigé des variations saisonnières, met en lumière les défauts de la méthode de désaisonnalisation. Ceci n'est pas un fait nouveau quand on sait que les différentes méthodes de correction des variations saisonnières "surdésaisonnalisent" un peu trop les séries.

Parmi les inconvénients de la méthode BOX et JENKINS, il faut citer le comportement de "boîte noire" de la méthode.

Ne se cadrant que sur les données, la méthode les épouse le mieux possible même si ce sont des accidents passagers. De plus, les paramètres du modèle n'ont pas toujours de signification économique, sans compter qu'en l'absence de variables

FIGURE 4  
 Indice général de la production industrielle (brut)

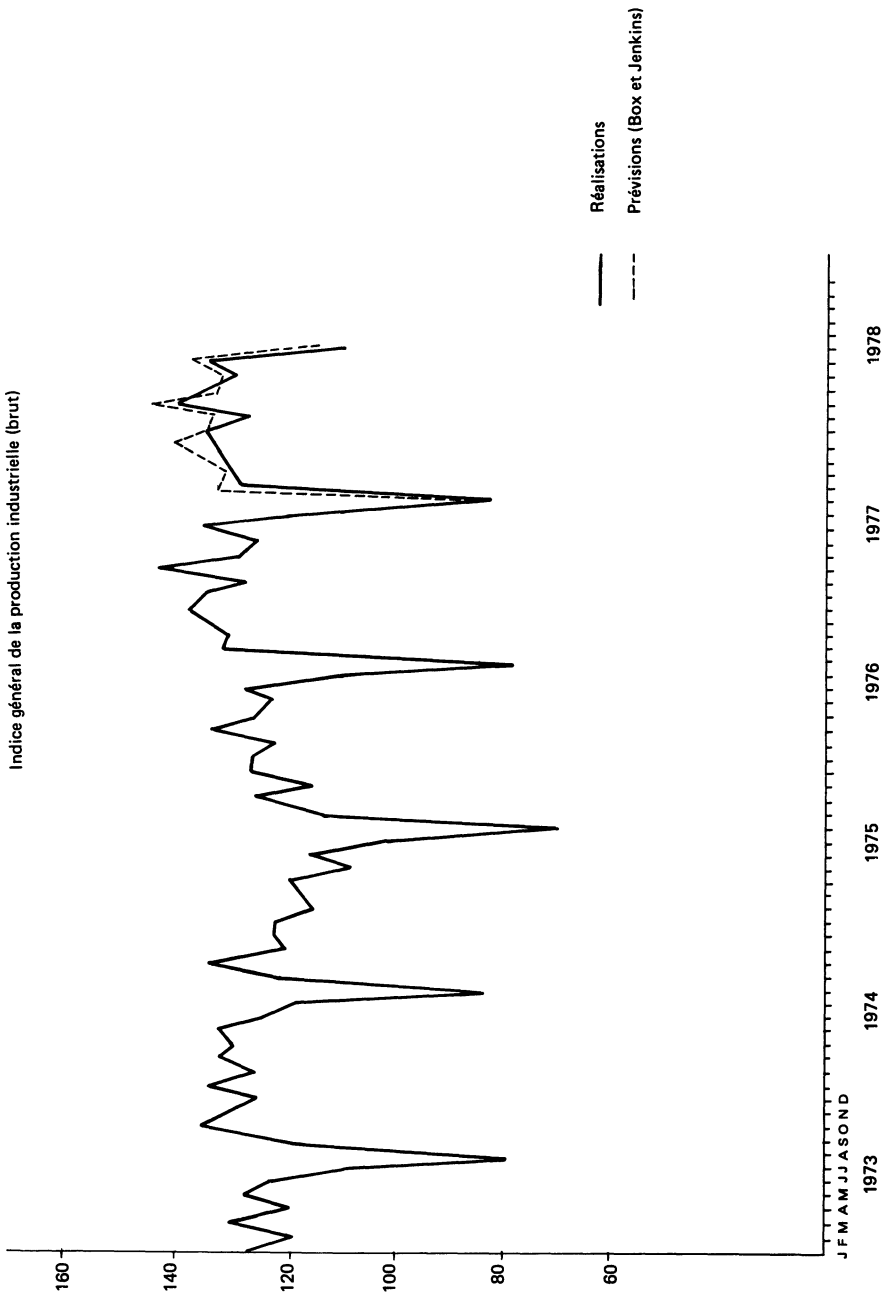


TABLEAU 1

*Réalisations et Prévisions (B.J.) de l'indice général brut de la production industrielle*

Période d'observation : Janvier 1963 – Septembre 1977)

	Réalisations brutes	Prévisions (B.J.)
Septembre 1977	129	133
Octobre 1977	130	132
Novembre 1977	132	135
Décembre 1977	133	140
Janvier 1978	135	136
Février 1978	127	134
Mars 1978	140	145
Avril 1978	134	133
Mai 1978	130	131
Juin 1978	134	137
Juillet 1978	111	115

explicatives, la méthode reste impuissante devant un renversement conjoncturel auquel elle ne s'adaptera qu'avec un certain retard. Cette critique n'a cependant pas de fondement dans le cas d'un modèle à fonctions de transfert.

Enfin, pour des raisons identiques aux précédentes, le comportement prévisionnel de la méthode se détériore avec l'horizon de la prévision.

En ce qui concerne le *modèle économétrique*, sa fonction principale est l'explication.

Dans cette optique, ses prévisions à moyen terme sont plutôt bonnes car c'est à ce niveau que l'explication du phénomène est importante. Il en est de même pour ce qui concerne les retournements conjoncturels. L'analyse par un modèle économétrique permet de bien comprendre une série et d'en trouver les divers facteurs explicatifs.

Il est cependant difficile à rendre prévisionnel dans la mesure où il faut aussi prévoir les variables explicatives (sauf lorsqu'elles sont décalées). Le modèle est sensible aux erreurs de spécification, c'est-à-dire, au choix des variables explicatives, lequel dépend essentiellement du concepteur du modèle, ce qui en fait et sa force et sa faiblesse.

Enfin l'application d'un modèle économétrique suppose généralement que les séries soient désaisonnalisées et, en toute rigueur, stationnaires. Ceci pose le problème de la désaisonnalisation, car les méthodes dérivées du modèle linéaire sont mal adaptées aux séries chronologiques et ne peuvent s'utiliser valablement qu'avec un certain nombre de protections.

En résumé, la méthode BOX et JENKINS ne se laisse guider que par les faits, donc les données : c'est l'optique du statisticien. Quant à la méthode économétrique, elle voit la réalité à travers un modèle, l'adéquation des observations au modèle ne différant que par des erreurs aléatoires : c'est l'optique de l'économiste.

Appliquées brutalement, les deux méthodes sont critiquables ; ainsi, la première essaierai d'expliquer des événements purement fortuits alors que la seconde sera sensible aux erreurs de jugement et de la connaissance de la réalité.

En fait, les deux méthodes ne sont pas à comparer telles quelles avec comme critère la qualité de leurs prévisions respectives à court terme. Plutôt que concurrentes, elles sont complémentaires, la prédominance de l'une par rapport à l'autre variant au hasard des découvertes scientifiques (voir références D).

D'ailleurs, lorsque l'on se dirige vers des modèles plus élaborés, ARMA multivariés et modèles à équations multiples, les deux méthodes sont, d'un point de vue théorique, formellement très proches.

Enfin, au niveau qui nous intéresse dans cet article, on peut enchaîner les deux méthodes de diverses façons :

- il est possible de prévoir la variable explicative par la méthode de BOX et JENKINS et d'appliquer ensuite le modèle économétrique ;
- les résidus d'estimation d'un modèle de BOX et JENKINS peuvent être expliqués par des variables explicatives.

Le tableau 2 illustre les performances prévisionnelles respectives pour un horizon de 12 mois, de la méthode BOX et JENKINS et de la méthode économétrique en prenant Septembre 1976 comme origine de prévision.

TABLEAU 2

*Prévisions sur 12 mois de l'indice général de la production industrielle  
corrigé des variations saisonnières (base 100 en 1970)  
Origine de prévision : Septembre 1976*

Mois	Réalisations	Prévisions par le modèle de Box et Jenkins	Ecart absolu Prévision/Réalisation	Valeurs calculées par le modèle économétrique	Ecart absolu Prévision/Réalisation
Octobre 1976	123	126	3	126	3
Novembre 1976	129	129	0	127	2
Décembre 1976	125	127	2	127	2
Janvier 1977	129	128	1	129	0
Février 1977	127	128	1	128	1
Mars 1977	129	128	1	129	0
Avril 1977	125	127	2	127	2
Mai 1977	123	126	3	126	3
Juin 1977	128	126	2	127	1
Juillet 1977	124	125	1	125	1
Août 1977	124	124	0	124	0
Septembre 1977	126	124	2	126	0

Cette comparaison des prévisions appelle plusieurs remarques.

Tout d'abord, pour ce qui concerne le modèle économétrique, on ne peut pas à proprement parler calculer des prévisions mais plutôt les valeurs ajustées par le modèle.

D'autre part, c'est la série de l'indice général de la production industrielle corrigé des variations saisonnières qui a été modélisé par la méthode BOX et JENKINS, afin de pouvoir comparer directement les niveaux des prévisions obtenues par les deux méthodes ; la période d'observation servant à cette modélisation est septembre 1971 – Septembre 1977.

L'identification et l'estimation des paramètres du modèle ont montré que l'indice YENS était bien représenté par un modèle AR(4) ; plus précisément, on trouve :

$$(1 - 0,66 B - 0,60 B^2 + 0,31 B^4) YENS_t^{-0,71} = a_t$$

(0,10)    (0,13)    (0,09)

où  $a_t$  est un bruit blanc d'écart-type estimé égal à  $0,46 \times 10^{-3}$ .

Pour ce qui est des résultats obtenus, le tableau 2 indique assez clairement que, sur la période envisagée, les méthodes sont comparables pour ce qui concerne le niveau des prévisions. De plus l'écart absolu moyen entre la prévision et la réalisation correspondante fournit respectivement 1,5 pour le modèle BOX et JENKINS et 1,4 pour le modèle économétrique, ce qui confirme bien, dans ce cas, l'équivalence des deux méthodes.

## 5. – CONCLUSION

Dans cette étude sur l'analyse et la prévision de l'indice général de la production industrielle, nous avons utilisé deux outils : un modèle économétrique simple et la méthode de BOX et JENKINS univariée.

Chacune de ces deux méthodes a apporté un éclairage particulier soit au niveau de la compréhension du phénomène, soit au niveau de sa prévision. Notons à ce propos que l'application des méthodes précédentes a été également effectuée sur les indices de production industrielle des agrégats Biens de consommation, Biens d'équipement et Biens intermédiaires et sur les indicateurs correspondants issus des enquêtes de conjoncture ; la qualité des résultats trouvés est tout à fait comparable à celle que l'on obtient avec l'ensemble de la production industrielle.

Malgré leur relative simplicité et le fait qu'elles permettent d'obtenir de bonnes prévisions, ces deux méthodes ont toutefois leurs limites.

Ainsi, en ce qui concerne la méthode économétrique, il aurait été possible d'améliorer la connaissance de la variable explicative, car le passé influe sur la réponse des industriels.

Sur la question concernant leur production récente, les chefs d'entreprise font intervenir non seulement la tendance récente de la production mais également la tendance de la production décalée de quelques mois en arrière et aussi la variation de production en un an.



Enfin, il peut y avoir un phénomène inverse, c'est-à-dire un impact de l'opinion des industriels sur la production effective.

Il est alors clair que les deux modèles envisagés ne permettent plus de prendre en compte ces hypothèses : il faut alors passer soit à un modèle à équations multiples, soit à une méthode de BOX et JENKINS à fonctions de transfert, voire même, multivariée.

## REMERCIEMENTS

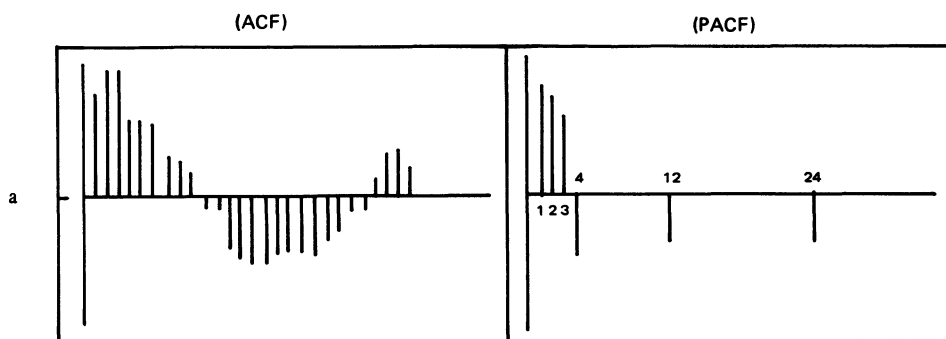
Les auteurs tiennent à remercier Monsieur le Professeur A. PIATIER pour tous les conseils qu'il a bien voulu leur donner en matière de conjoncture économique.

## ANNEXE 1

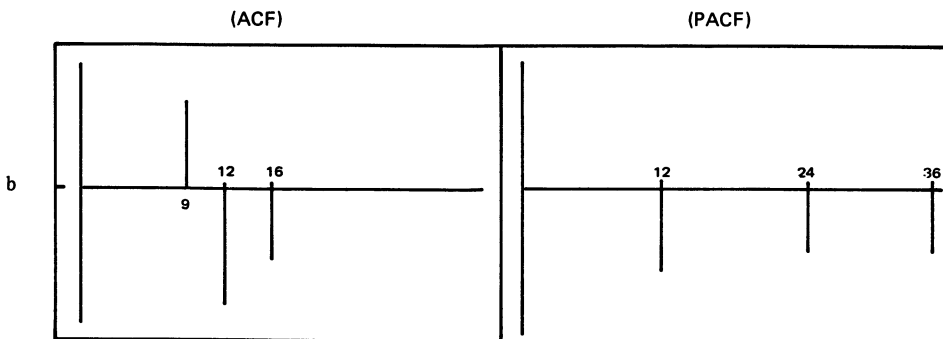
### Résultats de la modélisation de l'indice général brut de la production industrielle par la méthode de BOX et JENKINS univariée

#### 1. – Graphes d'autocorrélation (ACF) et d'autocorrélation partielle (PACF)

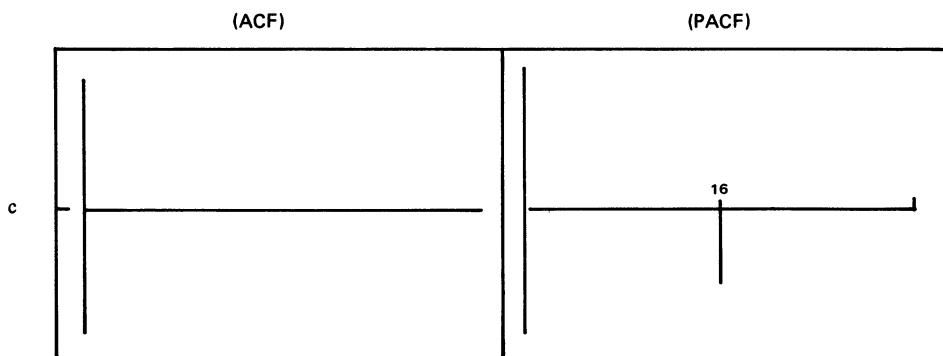
a) sur la série stationnaire ( $D = 1, \lambda = 0$ )



b) sur la série résiduelle avec un modèle  $p = 4$



c) sur la série résiduelle avec un modèle  $p = 4$  et  $Q = 1$



## 2. – Equation du modèle

En appelant :

$ZENS_t$  = indice général brut de la production industrielle, base 100 en 1970

et

$$W_t = \text{Log } ZENS_t - \text{Log } ZENS_{t-12}$$

le modèle a pour équation :

$$W_t = 0,21 W_{t-1} + 0,35 W_{t-2} + 0,56 W_{t-3} - 0,19 W_{t-4} + a_t - 0,83 a_{t-12} + 0,04$$

(0,07)
(0,06)
(0,06)
(0,07)
(0,04)
(0,006)

L'estimation de la variance résiduelle  $\sigma_a^2$  du bruit blanc Gaussien  $\{a_t\}$  est égale à  $0,98 \times 10^{-3}$ .

## ANNEXE 2

### Résultats de la modélisation économétrique par la méthode de ALMON

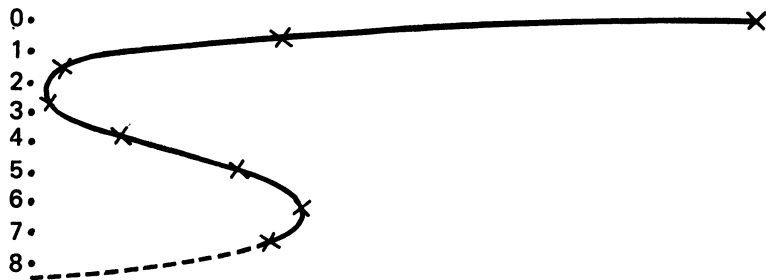
#### 1. – Technique itérative de COCHRANE-ORCUTT

$$\begin{aligned} \text{RHO} &= 0,83 \\ &(0,04) \end{aligned}$$

$$F(3,163) = 253$$

#### 2. – Méthode de ALMON

Polynôme de degré 3 avec 8 retards



Le polynôme s'annule pour le retard 8

Retard	Coefficient	Ecart-type
0	0,07	0,02
1	0,03	0,01
2	0,004	0,01
3	0,002	0,01
4	0,01	0,01
5	0,025	0,01
6	0,03	0,01
7	0,025	0,01

Un modèle plus simple (polynôme de degré 2 et 3 retards) ne tenant pas compte de l'effet à 6 mois peut être envisagé avec, toutefois, des performances prévisionnelles moindres.

## REFERENCES

### A – Conjoncture

- [1] Ph. L'HARDY (1976). – “*Les attitudes des ménages ; leur signification*”. Economie et Statistique – 1976.
- [2] C. MALHOMME (1969). – “*L'influence du passé dans les enquêtes de conjoncture – Un essai de correction*” – 9<sup>e</sup> conférence du CIRET, Septembre 1969.
- [3] B. TABUTEAU (1975). – *Enquêtes de conjoncture et analyse économique* – Cujas, TEM Analyse n<sup>o</sup> 5, 1975.
- [4] P. TEILLARD (1975). – “*L'indice de la production industrielle de 1963 à 1975*”. Thèse de 3<sup>e</sup> cycle, Paris VI, Décembre 1975.
- [5] INSEE (1977). – “*METRIC, modèle économétrique trimestriel de la conjoncture*”. Annales de l'INSEE, n<sup>o</sup> 26-27, Avril-Septembre 1977.
- [6] INSEE : *Bulletin mensuel de statistique*.
- [7] INSEE (1976). – “*Les indices de la production industrielle, base 100 en 1970*”. Collections de l'INSEE, E 35, Février 1976.
- [8] INSEE : “*Enquête mensuelle auprès des chefs d'entreprise*” – Tendances de la Conjoncture. Depuis 1962.

### B – La méthode de BOX et JENKINS

- [9] O.D. ANDERSON (1976). – *Time Series analysis and forecasting : the Box-Jenkins approach*. Butterworths, London and Boston.
- [10] O.D. ANDERSON (1977). – “*Prévisions officielles dans le Gouvernement Anglais*”, Revue de Statistique Appliquée, 1977, vol. XXV, n<sup>o</sup> 1.
- [11] T.W. ANDERSON (1971). – *The statistical analysis of time series*. Wiley.
- [12] G.E.P. BOX and D.R. COX (1964). – “*An analysis of transformations*”. Journal of Royal Statistical Society, B, 26, 1964.
- [13] G.E.P. BOX and G.M. JENKINS (1970). – *Time Series Analysis : Forecasting and Control*, Holden Day, San Francisco (2<sup>e</sup> édition en 1976).
- [14] W.A. FULLER (1976). – *Introduction to statistical time series* – Wiley.
- [15] C.W.J. GRANGER and P. NEWBOLD (1977). – *Forecasting economic time series*. Academic Press.
- [16] H. WOLD (1954). – *A study in the analysis of stationary time series*. Almqvist and Wiksell – Stockholm.

### C – Econométrie

- [17] S. ALMON (1965) – “*The distributed lag between capital appropriations and expenditures*”. *Econometrica*, Janvier 1965.

- [18] D. COCHRANE and G.H. ORCUTT (1949). – “*Application of least squares regression to relationships containing autocorrelated error termes*”. Journal of the American Statistical Association, vol. 44.
- [19] C. FOURGEAUD et B. LENCLUD (1978). – *Econométrie*, Presses Universitaires de France.
- [20] E. MALINVAUD (1969). – *Méthodes statistiques de l'économétrie* – Dunod.
- [21] H. THEIL (1971). – *Principles of Econometrics* – Wiley.
- [22] G. VANGREVELINGHE (1970). – *Econométrie* – Hermann.

**D – Comparaison entre approche économétrique et analyse des séries temporelles**

- [23] C. CHRIST (1975). – “*Judging the performance of econometric models of the U.S. Economy*”, International Economic Review, Vol. 16, n° 1, Feb. 1975.
- [24] C.R. NELSON (1975). – “*Rational Expectations and the Predictive Efficiency of Economic Models*”, The Journal of Business, vol. 4 B, n° 3, July 1975.
- [25] D. PROTHERO and K. WALLIS (1976). – “*Modelling Macroeconomic Time Series*”, Journal of Royal Statistical Society, A (1976), 139, part. 4, p. 468.