

J.-P. MARTIN

Dépendances à court terme entre variables économiques

Journal de la société statistique de Paris, tome 116 (1975), p. 134-147

http://www.numdam.org/item?id=JSFS_1975__116__134_0

© Société de statistique de Paris, 1975, tous droits réservés.

L'accès aux archives de la revue « Journal de la société statistique de Paris » (<http://publications-sfds.math.cnrs.fr/index.php/J-SFdS>) 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/>

II

ARTICLES

DÉPENDANCES A COURT TERME ENTRE VARIABLES ÉCONOMIQUES

« *Le temps est le nombre du mouvement.* »

ARISTOTE

The author demonstrates the factor estimate method in the distributed lag models. He then gives a case of application.

Der Verfasser beschreibt die Methode der Abschätzung der Koeffizienten eines Modells, das in der Zeit und im Raum verteilt ist. Er gibt dann ein Beispiel seiner Anwendung.

La science économique, en situant son objet dans l'espace vécu du réel, doit aussi comprendre le phénomène du temps.

Il est remarquable que des applications dérivées de la théorie économique aient été les précurseurs de cette intégration. La distance qui séparait l'enseignement de l'économie pure ou des modèles d'équilibre statique [14] des réflexions concernant l'activité économique quotidienne (i. e. la gestion nationale, d'entreprise ou individuelle), se réduit à mesure que progressent les théories dynamiques.

Lorsque les procédures d'observation des réalisations à caractère économique n'étaient qu'embryonnaires, il était naturel de recourir à la pure construction intellectuelle pour fonder les explications générales. L'intuition, ou le génie, permettait alors l'élaboration de systèmes explicatifs basés sur des concepts fondamentaux. Sans reprendre ici la très ancienne querelle des « idéaux », on peut admettre que les progrès, même douteux [17], de la collecte statistique, ont permis un transfert des activités de recherche en économie. La mathématique a pris le relai conceptuel, suivant l'impulsion des Cournot, Walras, Pareto... La science économique, ayant précisé son objet et donc la réalité temporelle de celui-ci, est en passe de devenir la science de l'économie.

Mais cette ambition grandie appelle une humilité nouvelle : le temps [2] ne se laisse pas enfermer dans quelques catégories simples. Les relations entre les réalités de la production, de la répartition, de la consommation n'obéissent pas à des lois déterminées de façon

identique pour toutes les périodes d'observation possibles. La périodicité annuelle des résultats nationaux induit ainsi la nécessité de modèles économétriques interdépendants, alors qu'avec des données mensuelles apparaîtraient sans doute des relations causales [15, p. 58] entre les phénomènes considérés. Ces « chaînes causales » [22] sont le plus souvent effacées par leurs interactions au niveau d'agrégation des statistiques disponibles. Elles le sont aussi par le choix nécessairement arbitraire qu'on effectue en divisant le temps en intervalles discrets. La référence à la conceptualisation mathématique des variations infinitésimales, par ailleurs déjà largement utilisée en théorie économique au cours des démonstrations, a aussi conduit à des développements de méthodologie statistique [20]. Les dépendances sont enfin noyées dans les lois de comportement propre du système global, telles que le « principe de Lechâtelier-Samuelson » [5], lois qui apparaissent presque comme transcendentes par rapport à celles des éléments ou sous-systèmes. Là encore, c'est à l'épreuve des faits que le concept s'est valorisé : l'analyse des systèmes et la notion active de régulation est particulièrement fructueuse en économie d'entreprise.

La question reste cependant posée de remonter des comportements des phénomènes simples vers les lois de l'évolution de ce système simultanément économique et humain (i. e. économique-social), et qui, l'actualité nous le démontre, est bien davantage de dimension planétaire que nationale. Elle reste posée puisque les descriptions statistiques fondent leur cohérence sur des égalités comptables qui se réfèrent à un temps abstrait et non vécu, qui ignorent la notion de « temps propre » [9].

L'intérêt croissant porté aux comportements liés à l'évolution temporelle est une manifestation légitime du doute scientifique : l'évolution des dernières décennies ne s'est pas effectuée à vitesse constante, mais selon une accélération soutenue. Les projections dans de telles conditions, entraînent vers des visions parfois inquiétantes (rapport du M. I. T. pour le club de Rome) et toujours bouleversantes. A plus court terme, il n'est indifférent à personne d'être détenteur ou non d'un ensemble de prévisions cohérentes sur lequel les choix seront fondés (*cf.* théorie du portefeuille).

Les modèles à retards échelonnés, dont l'histoire remonte aux années 1930 [11] (I. Fischer, I. Tinbergen) offrent un moyen d'investigation des relations de dépendance entre variables en fonction du temps. La méthode d'estimation des coefficients retenue sera le premier point développé; un cas d'application sera ensuite exposé.

1. DÉPENDANCE ET MODÈLES A RETARDS ÉCHELONNÉS

On trouve dans [15, p. 600] un parallèle naturel entre les méthodes d'analyse spectrale et l'objet des modèles à retards échelonnés.

Il existe sur ce sujet une littérature abondante, dont [4] apporte un exposé complet. De nombreuses procédures d'estimation des coefficients du modèle y sont examinées, comme la transformation de Koyck, les méthodes de Dhrymes-Gupta, de Wallis, ou les variables instrumentales de Liviatan...

Dans un article paru en 1965, E. J. Hannan [10] a proposé d'utiliser les résultats de l'analyse spectrale pour l'estimation dans les modèles à retards échelonnés, en montrant que cette procédure est plus efficace que celle des variables instrumentales. G. S. Fishman [6] en donne aussi un exposé détaillé.

1.1. Procédures d'estimation

La forme générale du modèle à retards échelonnés est :

$$Y(t) = \sum_{\tau=-m_1}^{m_2} \beta(\tau) X(t-\tau) + \varepsilon(t) \quad (4)$$

où $\varepsilon(t)$ est une variable stochastique,

τ est le décalage (ou retard),

et $\beta(\tau)$ le coefficient estimé.

Dans la plupart des applications, on utilise une connaissance *a priori* de la relation étudiée entre les $\{X\}$ et $\{Y\}$, pour formuler des spécifications sur la suite des $\beta(\tau)$. De telles hypothèses, qui facilitent l'estimation par les procédures non spectrales, sont par exemple :

- décroissance géométrique (Koyck, Klein) ou arithmétique (I. Fischer);
- distribution polynomiale (S. Almon), log normale, exponentielle, ou encore distribution de Pascal (Solow).

Elles constituent une contrainte sur les coefficients, qui trouve sa justification la plus courante dans la reconnaissance du phénomène « d'oubli », qui attribue une pondération naturellement plus faible aux valeurs les plus éloignées lors de l'explication du présent. Elles paraissent pourtant moins évidentes en ce qui concerne les relations à court terme (périodicité mensuelle) que pour les sujets traditionnels des analyses précitées, comme l'investissement [13] ou la demande [18].

L'intérêt de l'estimation par l'analyse spectrale est de permettre d'éviter à la fois la formulation *a priori* de contraintes sur les coefficients $\beta(\tau)$, et le choix du nombre de retards retenus dans le modèle. On peut aussi introduire des retards négatifs.

On exprime [12] [8] le spectre d'un processus aléatoire stationnaire (au second ordre) comme la transformée de Fourier de sa fonction de covariance théorique : $\Gamma_x(\tau)$.

Pour un processus réel suffisamment proche des conditions de stationnarité, une estimation est fournie par :

$$\hat{f}_{xx}(\omega) = (2\pi)^{-1} \sum_{\tau=0}^M \delta_j \lambda(\tau) \hat{C}_{xx}(\tau) \cos \omega, \tau \quad (2)$$

où $\lambda(\tau)$ est une pondération (« fenêtre »)

$\hat{C}_{xx}(\tau)$ est l'estimation de la covariance entre les valeurs $x(t)$ et $x(t-\tau)$, telle que

$$\hat{C}_{xx}(\tau) = \hat{C}_{xx}(-\tau);$$

$\delta_j = 1$ pour $j = 0$, $\delta_j = 2$ pour $j = 1, \dots, M$ et est nul ailleurs;

M est le nombre limite des covariances décalées;

et $\omega = \pi/M$, est la fréquence, à valeurs sur $(0, \pi)$.

A partir des covariances croisées, entre deux processus $\{X\}$ et $\{Y\}$, telles que :

$$C_{xy}(\tau) = (N)^{-1} \sum_{t=1+\tau}^N x(t) y(t-\tau) \quad (3)$$

avec

$$C_{xy}(\tau) = C_{yx}(-\tau)$$

on définit de façon identique un spectre croisé (complexe) entre les deux processus :

$$\hat{f}_{xy}(\omega_j) = (2\pi)^{-1} \sum_{\tau=0}^M \delta_j \lambda(\tau) \hat{C}_{xy}(\tau) e^{i\omega_j \tau} \quad (4)$$

La relation ainsi déterminée entre les processus dans l'espace des fréquences est généralement exprimée sous la forme des estimations de la cohérence :

$$\hat{\gamma}^2(\omega_j) = |\hat{f}_{xy}(\omega_j)|^2 / \hat{f}_{xx}(\omega_j) \cdot \hat{f}_{yy}(\omega_j)$$

et de la phase

$$\hat{\varphi}(\omega_j) = \text{Arc tg} \{ \text{Im}(\hat{f}_{xy}(\omega_j)) / \text{Re}(\hat{f}_{xy}(\omega_j)) \}$$

mais peuvent être aussi caractérisées par les points du diagramme d'Argand, soient :

$$\hat{H}_x(\omega_j) = \hat{f}_{xy}(\omega_j) / \hat{f}_{xx}(\omega_j) \quad (5)$$

et

$$\hat{H}_y(\omega_j) = \hat{f}_{xy}(\omega_j) / \hat{f}_{yy}(\omega_j)$$

Par référence au modèle à retards échelonnés [équation (1)], E. J. Hannan a montré qu'on pouvait obtenir les estimations des coefficients comme :

$$\hat{\beta}(\tau) = (2M)^{-1} \sum \delta_j \hat{H}_x(\omega_j) e^{i\tau\omega_j} \quad (6)$$

pour $\tau = -m_1, \dots, m_2$

La variance asymptotique de chaque coefficient est une fonction du rapport « signal/bruit », ou rapport du spectre du résidu de l'estimation au spectre du processus entrant :

$$\hat{f}_{\varepsilon\varepsilon}(\omega_j) / \hat{f}_{xx}(\omega_j)$$

Ce spectre résiduel est estimé par :

$$\hat{f}_{\varepsilon\varepsilon}(\omega_j) = \hat{f}_{yy}(\omega_j) - |\hat{f}_{xy}(\omega_j)|^2 / \hat{f}_{xx}(\omega_j) \quad (7)$$

La variance des coefficients estimés est ainsi :

$$\text{VAR} [\hat{\beta}(\tau)] = (2MN)^{-1} \sum_{j=0}^M \delta_j \{ \hat{f}_{\varepsilon\varepsilon}(\omega_j) / \hat{f}_{xx}(\omega_j) \}$$

avec N = taille de l'échantillon.

Dans le cas où le rapport signal/bruit n'est pas constant, Hannan a proposé une procédure plus efficace. Le modèle peut être écrit sous la forme :

$$(\hat{d}) = (\hat{\beta})(\hat{H}) \quad (8)$$

où la matrice (\hat{H}) a pour terme général

$$h_{rs} = (2M)^{-1} \sum_{j=-M+1}^M \hat{f}_{\varepsilon\varepsilon}^{-1}(\omega_j) \cdot \hat{f}_{xx}(\omega_j) \cdot e^{i\omega_j(r-s)}$$

et (\hat{d}) tel que :

$$d_r = (2M)^{-1} \sum_{j=-M+1}^M \hat{f}_{\varepsilon\varepsilon}^{-1}(\omega_j) \cdot \hat{f}_{xy}(\omega_j) \cdot e^{i\omega_j r}$$

Les coefficients sont alors estimés par :

$$(\hat{\beta}) = (\hat{d}) \cdot (\hat{H}^{-1}) \quad (9)$$

et la matrice des covariances asymptotiques par :

$$(N)^{-1} \cdot (\hat{H}^{-1}) \quad (\text{cf. [6], p. 163})$$

Ces derniers calculs sont évidemment plus compliqués, mais l'examen des valeurs du rapport signal/bruit peut contraindre à leur mise en œuvre. La première procédure offre cependant l'avantage de laisser les coefficients estimés invariants lorsque l'on modifie le nombre des décalages introduits dans le modèle, comme le montre la formule (6).

1.2. Causalité

Une définition assez générale de la causalité est donnée par R. H. Strotz et H. O. Wold (1).

E. Malinvaud ([15, p. 56]) montre que la considération des délais d'adaptation dans les ajustements des modèles classiques conduit à exprimer ceux-ci sous la forme de chaînes causales. En introduisant ainsi le déroulement temporel au cœur des explications, on déplace l'objet de l'étude de l'équilibre à l'équilibrage.

C. W. Granger ([8], p. 114) propose une méthode de recherche des causalités entre chroniques. Étant donné un ensemble Q de (q) processus aléatoires

$$x_i(t), i = 1, \dots, q,$$

on considère une prévision linéaire optimale d'un processus

$$x_j(t), j \in Q,$$

effectuée à partir d'un sous-ensemble $K \subset Q$.

En notant $P_j[K]$ cette prévision; il vient

$$P_j[K] = \sum_k \sum_{\tau=1}^{\infty} a_k(\tau) x_k(t-\tau) \quad k \in K$$

Une approximation de $P_j[K]$ est alors obtenue par :

$$P_j[K] = \sum_k \sum_{\tau=1}^m \hat{a}_k(\tau) x_k(t-\tau) \quad k \in K \quad (10)$$

et

$$\tau = 1, \dots, m \text{ (} m \text{ fini).}$$

Les coefficients $\hat{a}_k(\tau)$ étant choisis tels que la variance de l'erreur de prévision soit minimale, c'est-à-dire :

$$\text{VAR}(j, K) = E [(x_j(t) - P_j(K))^2] \quad (11)$$

soit minimale et égale au plus à la variance de $x_j(t)$.

1. ([22], p. 418)... « (z) is a cause of (y) if, by hypothesis, it is or it would be possible by controlling (z) indirectly to control (y), at least stochastically. But it may or may not be possible by controlling (y) indirectly to control (z) ».

Si l'on note $K(p)$ le sous-ensemble K excepté le processus $x_p(t)$, on peut exprimer une prévision linéaire approchée de $x_j(t)$ effectuée à partir de $K(p)$, de la même façon que précédemment. On dispose donc alors de deux prévisions approchées de $x_j(t)$, l'une réalisée avec le processus $x_p(t)$, l'autre sans.

Selon C. W. Granger, il y a causalité entre les processus de rang (j) et (p) si la prévision de $x_j(t)$ est meilleure avec $x_p(t)$ que sans, i. e. si :

$$\text{VAR}(j, K(p)) - \text{VAR}(j, K) < 0 \quad (12)$$

Si on trouve simultanément (12) et

$$\text{VAR}(p, K(j)) - \text{VAR}(p, K) < 0,$$

on est en présence d'une relation de dépendance mutuelle, souvent appelée « feed-back ».

C. A. Sims [21], constatant la parenté des méthodes décrites ci-dessus, en a réalisé une application à des données trimestrielles américaines concernant le revenu et la masse monétaire. En effectuant la régression d'une variable donnée par les valeurs passées, présentes et futures d'autres variables, il recherche le sens des relations de dépendance en examinant si la répartition des coefficients est significativement située dans le passé ou dans le futur. Son étude qui retient la méthode spectrale pour l'estimation du modèle à retards échelonnés, évite d'imposer *a priori* des contraintes sur la forme des coefficients et sur le nombre de retards. Les chroniques retenues sont de 92 termes (trimestres de 1947 à 1969).

La périodicité des séries traitées est étroitement liée à l'objet de l'étude, et doit orienter le choix des procédures d'estimation. Les restrictions concernant la forme de la suite des coefficients en sont aussi dépendantes. L'histoire des applications des modèles à retards échelonnés explique en partie le développement des méthodes : l'analyse de l'investissement [13] et du capital [1] implique par exemple des délais de réaction nettement plus longs que l'étude des effets des anticipations de prix... L'influence de la théorie sous jacente aux travaux empiriques effectués est suggérée dans [19].

La recherche des relations de dépendance à court terme semble ainsi pouvoir être entreprise à l'aide de méthodes décrites plus haut.

2. COMPORTEMENTS D'ACHATS ET DÉPENDANCES A COURT TERME

Les travaux de M. Friedmann [7] développent l'idée que le revenu réel et la consommation peuvent être décomposés en une partie « permanente » (normale) et une partie transitoire (accidentelle), telles qu'il n'y a de liaison qu'entre revenu permanent et consommation permanente.

Ces composantes permanentes ne sont pas directement observables; elles dépendent étroitement des habitudes acquises, c'est-à-dire du passé. On peut les exprimer (Klein) sous la forme de fonctions à retards échelonnés des valeurs passées, et on admet généralement une décroissance exponentielle des coefficients. Une telle analyse de la fonction de consommation se situe donc dans un cadre à moyen, voire à long terme, selon la persistance reconnue aux habitudes. Au niveau du court terme, c'est-à-dire des achats, elle « théorise » la réalité sans vraiment l'expliquer. Les comportements actuels sont pourtant à chaque instant soumis à des influences diverses par une information croissante [16] : effets d'imitation.

localisés ou généralisés par la publicité, et même parfois par l'imagination de l'information (cas des anticipations)... L'analyse à court terme est ainsi concernée par les valeurs réelles observées, non par des composantes théoriques.

2.1. Chroniques utilisées et application de la méthode

Pour une étude située au niveau du court terme, des séries mensuelles sont nécessaires. Les évolutions ne sont décrites avec cette périodicité que pour les chroniques parmi lesquelles on choisit les indicateurs de l'évolution générale, mais qui ne sont pas directement utilisables pour vérifier des égalités comptables. Elles sont par contre adaptées à l'étude du mouvement.

On a retenu comme indicateur de consommation une série des chiffres d'affaires des grands magasins parisiens, continue en données mensuelles de 1950 à 1969. Des rubriques détaillées sont disponibles depuis 1962, tant par fonction de consommation (alimentation, habillement, équipement du logement, biens de culture et de loisirs), que par rayons de vente (tissus et mercerie, bonneterie, confection, articles chaussants, etc.).

Les mouvements explicatifs sont représentés par les chroniques de la production industrielle (indice global, bâtiment exclus) pour le niveau général d'activité; les crédits à l'économie, les disponibilités monétaires, le taux de l'argent au jour le jour et les soldes des avoirs en caisses d'épargne sont aussi utilisés; l'évolution des prix de détail en région parisienne peut également avoir une influence sur les comportements d'achats. L'ensemble des phénomènes qui déterminent ces comportements ne saurait évidemment être réduit à ces quelques séries. A ce stade de l'étude, leur emploi est de nature à fournir des indications de recherche.

2.1.1. La pertinence des estimations

Afin d'apprécier les résultats de la méthode employée, on a choisi arbitrairement une des chroniques, et on a construit, à partir de ses valeurs décalées une autre série telle que :

$$x_2(t) = 0,375 x_1(t-1) + 0,30 x_1(t-2)$$

(avec x_1 = série des crédits à l'économie.)

Le tableau (I) montre les résultats de l'estimation du modèle :

$$\Delta x_2(t) = \sum_{\tau=-6}^0 \beta(\tau) \Delta x_1(t-\tau) + \varepsilon(t)$$

qui est équivalent à la forme générale ([3], p. 229)

$$x_2(t) = \alpha + \sum_{\tau} \beta(\tau) x(t-\tau) + \varepsilon(t)$$

Les écarts types des estimations permettent de construire un intervalle de confiance théorique, tel que $\hat{\beta}_t$ est « significatif » au seuil $\alpha = 0,05$ si $\{ \hat{\beta}_t / \sigma_{\beta_t} \} \geq 1,96$, en admettant une distribution normale des estimations.

L'échantillon est de taille $N = 240$, les spectres sont estimés avec 48 retards.

TABLEAU I

(τ) retard	Coefficient ($\hat{\beta}(\tau)$)	$\hat{\beta}(\tau)/\sigma_{\beta\tau}$
-6	0.0048	0.2681
-5	0.0007	0.0388
-4	0.0015	0.0862
-3	-0.0019	-0.1068
-2	-0.0101	-0.5864
-1	-0.0011	-0.0642
0	-0.0015	-0.0859
1	0.3690	20.9793
2	0.2979	16.9888
3	0.0047	0.2692
4	0.0021	0.1224
5	-0.0004	-0.0321
6	0.0004	0.0195
7	-0.0043	-0.2429
8	-0.0043	-0.2411
9	-0.0089	-0.2174

2.1.2. L'étude générale des causalités selon C. W. Granger

Les calculs mis en œuvre pour l'application de cette méthode sont particulièrement lourds, puisqu'ils exigent la constitution et l'inversion d'une matrice de rang ($q \cdot m$), où m est le nombre de décalages servant à la prévision linéaire approchée, et q est le nombre des processus du sous-ensemble servant à la prévision, formée de sous-matrices qui sont les matrices de covariances retardées des séries deux à deux.

Sur l'ensemble des chroniques suivantes :

- chiffre d'affaires des grands magasins, noté (CA)
- production industrielle, notée (PI)
- crédits à l'économie, noté (CR)
- soldes des caisses d'épargne, noté (SC)
- disponibilités monétaires, noté (DM)

on a testé les relations de causalité en ne retenant que six retards pour le calcul des prévisions, et en n'effectuant la recherche que sur les couples où se trouve (CA).

Les résultats obtenus sont consignés dans le tableau (II).

La mesure de l'intensité de la relation de causalité est donnée par le calcul de :

1. (V_a/V_s), où V_a signifie « variance avec » et V_s « variance sans ».

Une relation d'interdépendance est donc mise en évidence entre les chiffres d'affaires des grands magasins et la production industrielle, avec une intensité forte.

Entre le chiffre d'affaires et les autres variables, on trouve une dépendance directe, la chronique des ventes au détail étant toujours soumise à l'influence des autres.

Certaines remarques concernant ces causalités doivent être effectuées :

— il reste des problèmes en suspens au point de vue de l'élaboration de tests de fiabilité;

— le caractère combinatoire d'une recherche absolument empirique sur un ensemble un peu plus étoffé conduit à des temps de calcul et des disponibilités de mémoire importants;

— l'application présentée ne développe pas la totalité des itérations qui auraient été nécessaires, puisque rien n'est fait pour chercher des causalités de type indirect, telles que $A \rightarrow B \rightarrow C$, et même $C \rightarrow A$;

— il conviendrait enfin de pratiquer des itérations de cette procédure, en faisant varier le point à partir duquel est tronquée la prévision linéaire approchée pour mettre en évidence les décalages importants dans la liaison.

TABLEAU II

Série prévue	Ensemble de prévision	Test	Intensité	Résultat
CA	/ PI CR SC DM	$\frac{V_a}{V_s} < 0$	0.906	PI → CA
CA	/ / CR SC DM			
PI	CA / CR SC DM	$\frac{V_a}{V_s} < 0$	0.993	CA → PI
PI	/ / CR SC DM			
CA	/ PI CR SC DM	$\frac{V_a}{V_s} < 0$	0.906	CR → CA
CA	/ PI / SC DM			
CR	CA PI / SC DM	$\frac{V_a}{V_s} > 0$		
CR	/ PI / SC DM			
CA	/ PI CR SC DM	$\frac{V_a}{V_s} < 0$	0.081	SC → CA
CA	/ PI CR / DM			
SC	CA PI CR / DM	$\frac{V_a}{V_s} > 0$		
SC	/ PI CR / DM			
CA	/ PI CR SC DM	$\frac{V_a}{V_s} < 0$	0.665	DM → CA
CA	/ PI CR SC /			
DM	CA PI CR SC /	$\frac{V_a}{V_s} > 0$		
DM	/ PI CR SC /			

2.2. Résultats de l'estimation par les modèles à retards échelonnés

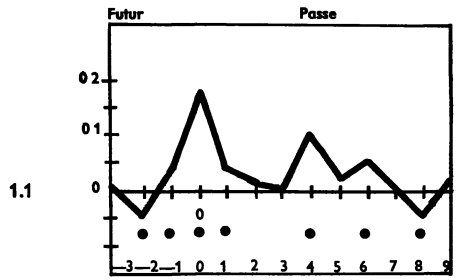
Cette étape doit permettre de préciser les observations du paragraphe précédent. Elle peut cependant aussi prendre un aspect exploratoire, et on a inclus ici, à cet effet, la série des prix de détail.

Les calculs intermédiaires ont été réalisés en estimant les spectres et cospectres avec 24 retards pour les échantillons de 96 points, 36 et 48 retards pour les échantillons de 240 points. Les résultats sont stables; des traitements préalables ont été effectués, lorsque les séries paraissaient trop éloignées des conditions de stationnarité, comme l'élimination du trend par régression (plutôt que par des moyennes mobiles, pour éviter l'effet Slutsky), ou le passage aux différences premières.

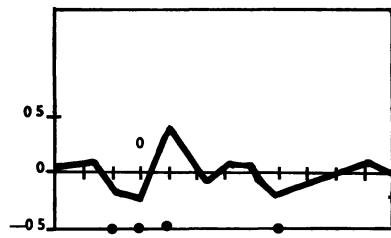
Les rapports signal-bruit sont souvent très fluctuants, et bien que les estimations selon les formules (6) et (9) soient très voisines, on ne présentera que ceux dus à (9).

2.2.1. Relations avec le niveau d'activité

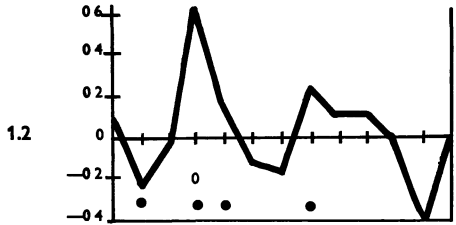
L'examen des diagrammes (1.1) à (1.6) montre une dispersion des coefficients « significatifs » autour du présent (retard nul). L'interdépendance des deux variables montrée par l'autre méthode, est ainsi confirmée au sens de C. A. Sims (art. cit.) aussi bien sur l'échantillon total que sur la partie la plus récente.



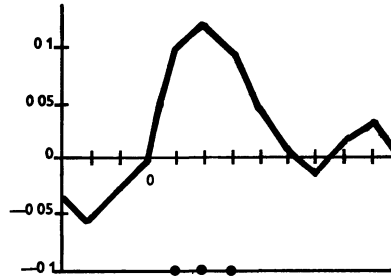
1.1



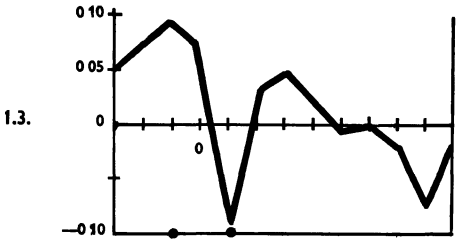
1.7.



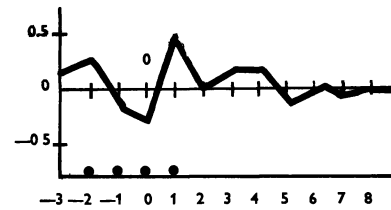
1.2



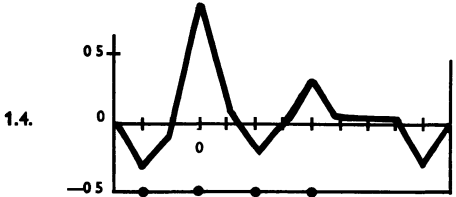
1.8.



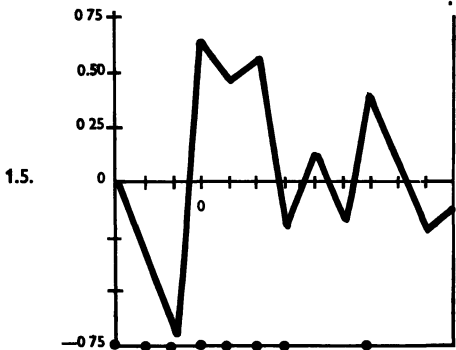
1.3.



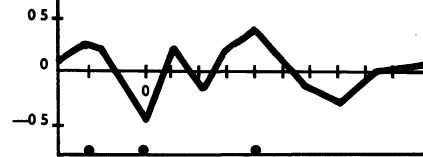
1.9.



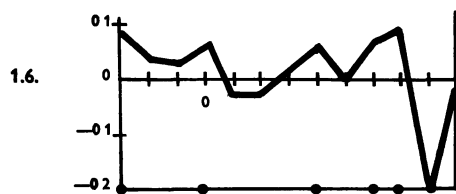
1.4.



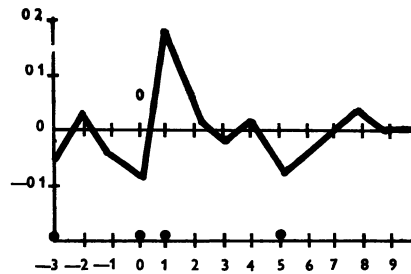
1.5.



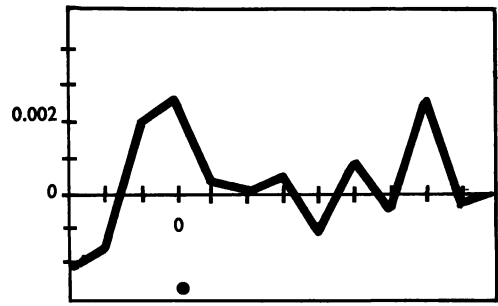
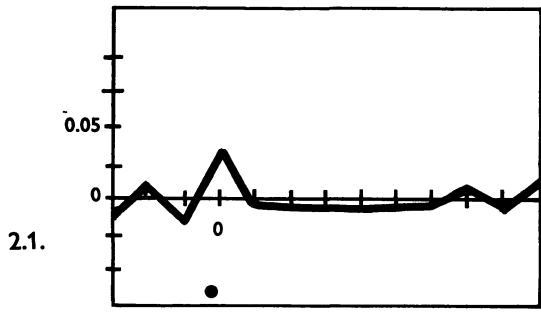
1.10.



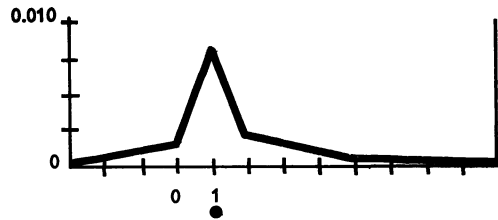
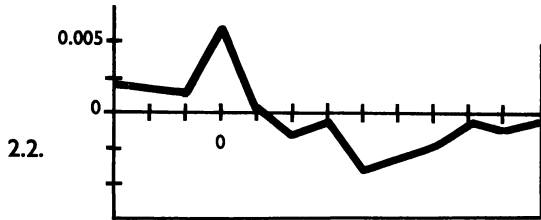
1.6.



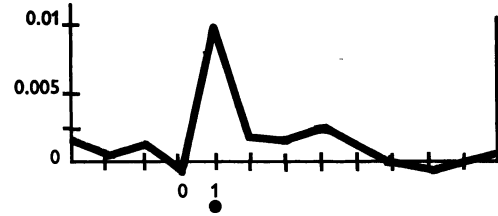
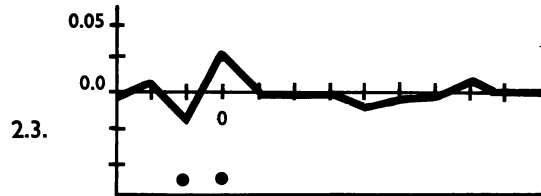
1.11.



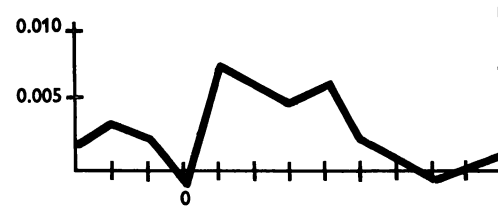
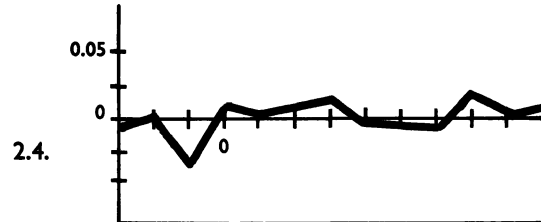
2.6.



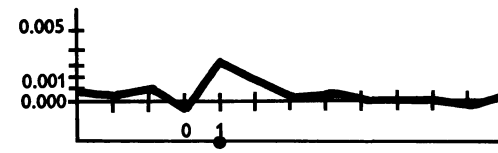
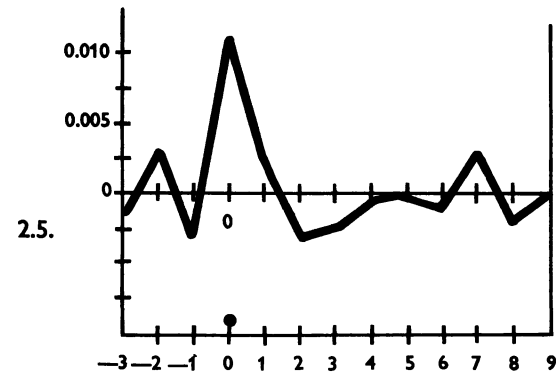
2.7.



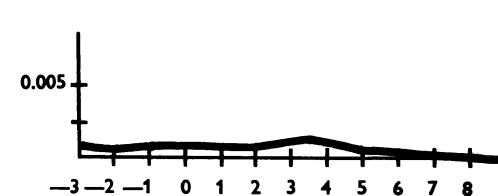
2.8.



2.9.



2.10.



2.11.

La décomposition par type de consommation conserve la dépendance mutuelle, pour chaque catégorie. Les résultats pour la série des ventes des produits alimentaires montrent une liaison courte dans sa répartition temporelle, ce qui est évidemment normal. Au contraire, les coefficients significatifs sont reportés vers les décalages éloignés pour les achats de biens de culture et loisirs (librairie, photo, disques, etc.). Les comportements ainsi retracés sont bien tels que l'intuition les faisait concevoir :

- l'alimentation dépend surtout du niveau actuel de l'activité;
- l'habillement dépend aussi beaucoup du présent, mais le passé participe déjà à son explication;
- l'équipement du logement, qui représente des achats moins répétitifs, paraît lié à une suite de valeurs passées récentes de l'activité générale;
- les biens de culture et loisirs sont reliés à la fois aux valeurs passées de l'activité (ou en réalité, à la perception qu'en ont les agents), et aux anticipations qui en sont formées (valeurs futures).

2.2.2. Liens avec l'épargne et le crédit

On avait trouvé (*infra*) une dépendance unilatérale forte du chiffre d'affaires à la série des crédits à l'économie, et une autre plus faible avec les soldes en caisses d'épargne.

Les résultats obtenus au niveau des coefficients des valeurs retardées n'apportent guère de précisions.

Quant à la liaison avec les soldes des caisses d'épargne :

Seules les dépenses d'alimentation confirment la dépendance unilatérale; au contraire, les dépenses d'habillement semblent surtout reliées aux soldes futurs, bien que le coefficient le plus élevé apparaisse pour un retard (d'un mois). Les coefficients relatifs à la série d'équipement du logement, dispersés autour du retard nul, sont surtout élevés pour le retard de quatre mois. Les dépenses de culture et loisirs montrent un comportement proche des dépenses d'habillement.

Avec les crédits à l'économie, les coefficients, représentés aux diagrammes (2.1) à (2.5), sont moins dispersés, mais aussi moins significatifs. Le résultat le plus net est qu'il n'apparaît pas là de décalage remarquable.

Le diagramme (2.6) montre les coefficients estimés avec la série du taux de l'argent au jour le jour. Ces résultats n'apportent rien de nouveau à l'étude entreprise.

Les variables financières et monétaires retenues ne semblent donc pas avoir d'influence directe à court terme sur les dépenses de consommation.

2.2.3. Liaison prix-consommation

Une remarquable stabilité peut être constatée sur les diagrammes (2.7) à (2.10) : l'indice global de chiffre d'affaires dépend presque exclusivement de la valeur du mois précédent de l'indice des prix de détail. La décomposition en rubriques de ventes montre que cette relation tient encore pour l'alimentation et l'équipement du logement, mais s'évanouit pour les dépenses d'habillement et de loisirs.

En résumé, il est apparu que la relation d'interdépendance observée au niveau général est assez fidèlement reproduite par l'estimation des coefficients des retards échelonnés.

Les liens avec les chroniques financières et monétaires sont beaucoup moins précis, et sont certainement de nature indirecte.

La liaison avec les prix doit être considérée dans le cadre particulier des résultats des grands magasins, et mériterait d'être approfondie dans deux directions : au niveau général, en utilisant un indicateur de consommation mensuel global, et au niveau spécifique de chaque forme de distribution.

L'utilisation de ces méthodes d'investigation sur les mouvements des variables économiques doit dès maintenant permettre de préciser les implications temporelles des modèles existants, et donc rendre possible une liaison entre les théories de l'équilibre et une théorie de l'évolution économique.

J.-P. MARTIN

Docteur ès sciences économiques

Table de correspondance

pour la lecture des diagrammes (1.1) à (1.11) et (2.1) à (2.11).

En ordonnées : valeurs estimées des coefficients du modèle

$$\Delta Y(t) = \sum_{\tau} \hat{\beta}(\tau) \Delta X(t - \tau) + \varepsilon(t)$$

en abscisses : retards (τ) correspondants.

Les estimations marquées du symbole (.) sont celles dont le rapport à l'écart-type de l'estimation est supérieur à 1,96.

N°	Variable expliquée	Variable explicative	
1 1	CA G	PI	<i>N</i> = 240
1 2	CA G	PI	<i>N</i> = 96
1 3	CA A	PI	<i>N</i> = 96
1 4	CA H	PI	<i>N</i> = 96
1 5	CA L	PI	<i>N</i> = 96
1 6	CA C	PI	<i>N</i> = 96
1 7	CA G	SC	<i>N</i> = 96
1 8	CA A	SC	<i>N</i> = 96
1 9	CA H	SC	<i>N</i> = 96
1 10	CA L	SC	<i>N</i> = 96
1 11	CA C	SC	<i>N</i> = 96
2 1	CA G	CE	<i>N</i> = 96
2 2	CA A	CE	<i>N</i> = 96
2 3	CA H	CE	<i>N</i> = 96
2 4	CA L	CE	<i>N</i> = 96
2 5	CA C	CE	<i>N</i> = 96
2 6	CA G	TJJ	<i>N</i> = 240
2 7	CA G	PD	<i>N</i> = 96
2 8	CA A	PD	<i>N</i> = 96
2 9	CA H	PD	<i>N</i> = 96
2.10	CA L	PD	<i>N</i> = 96
2 11	CA C	PD	<i>N</i> = 96

où :

CA G est le chiffre d'affaires global (grands magasins)

CA A est le chiffre d'affaires Alimentation

CA H est le chiffre d'affaires Habillement

- CA L est le chiffre d'affaires Logement (équipement)
 CA C est le chiffre d'affaires Culture et Loisirs;
 PI est la production industrielle (bât. exc.);
 SC sont les soldes des caisses d'épargne;
 CE sont les crédits à l'économie;
 PD sont les prix de détail;
 TJJ est le taux de l'argent au jour le jour.

BIBLIOGRAPHIE

- [1] ALMON S. — *The distributed lags between capital appropriation and expenditures*, in *Ea*, 33, 1965 (*Ea pour Econometrica*).
- [2] BACHELARD G. — *L'intuition de l'instant*, Gonthier, 1973.
- [3] CARGYLL T. F. and MEYER R. A. — *A spectral approach to estimating the distributed lag relationship between long and short term interest rates*, I. E. R., 13 n° 2, 1972.
- [4] DHRYMES Ph. — *Distributed lags*, Holden Day, 1971.
- [5] EICHHORN W. and ETTLI W. — *A general formulation of the Lechatelier-Samuelson principle*, in *Ea*, 40 n° 4, 1972.
- [6] FISHMAN G. S. — *Spectral methods in econometrics*, Harvard University Press, 1969.
- [7] FRIEDMAN M. — *A theory of the consumption function*, Princeton University Press, 1957.
- [8] GRANGER C. W. — *Analyse spectrale des séries temporelles en économie*, Dunod, 1969.
- [9] GUITTON H. — *A la recherche du temps économique*, Fayard, 1972.
- [10] HANNAN E. J. — *The estimation of relationships involving distributed lags*, in *Ea*, 33 n° 1, 1965.
- [11] NGUYEN HUNG. — *Modèles à retards échelonnés : expérience de Monte-Carlo*, in *L'Actualité économique*, janvier-mars 1973.
- [12] JENKINS G. M. and WATTS D. G. — *Spectral analysis and its applications*, Holden Day, 1968.
- [13] KOYCK L. M. — *Distributed lags and investment analysis*, Amsterdam, 1954.
- [14] LUTFALLA M. — *L'état stationnaire*, Gauthiers-Villars, 1964.
- [15] MALINVAUD E. — *Méthodes statistiques de l'économétrie*, Dunod, 1969.
- [16] MASSÉ P. — *Le Plan ou l'anti-hasard*, NRF, 1965.
- [17] MORGENSTERN O. — *Précision et incertitude des données économiques*, Dunod, 1972.
- [18] NERLOVE M. — *Distributed lags and demand analysis*, Washington, 1958.
- [19] NERLOVE M. — *Lags in economic behavior*, in *Ea*, 40 n° 2, 1972.
- [20] SIMS C. A. — *Discrete approximations to continuous time distributed lags in econometrics*, in *Ea*, 39 n° 3, 1971.
- [21] SIMS C. A. — *Money, income and causality*, A. E. R., septembre 1972.
- [22] STROTZ R. H. and WOLD H. O. — *A triptych on causal chain systems*, in *Ea*, 28, n° 2, 1960.