

B. HADEVILLE

**L'estimation des modèles de courte période sur séries chronologiques.
Quelques remarques méthodologiques**

Journal de la société statistique de Paris, tome 120, n° 3 (1979), p. 188-197

http://www.numdam.org/item?id=JSFS_1979__120_3_188_0

© Société de statistique de Paris, 1979, 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/>

L'ESTIMATION DES MODÈLES DE COURTE PÉRIODE SUR SÉRIES CHRONOLOGIQUES

Quelques remarques méthodologiques

B. HAUDEVILLE

*Maître-assistant à l'Université d'Orléans
(Institut orléanais de Finance)*

Les modèles de court terme analysant la détermination du revenu d'équilibre sont généralement estimés à partir de séries longues traduisant essentiellement la croissance économique. De plus, la définition même des variables statistiques ne permet guère d'appréhender des écarts ex ante et la façon dont ils se résolvent. Si les problèmes techniques posés par ce décalage sont solubles dans la plupart des cas, il n'en va pas de même des problèmes de fond, ce qui conduit à s'interroger sur la validité de ces modèles.

Short term models analyzing the determination of the balance income are generally estimated from long series expressing economic growth mainly. Moreover, the very definition of statistical variates does not permit to apprehend ex-ante deviations and the way they are solved. If the technical problems raised by this deviation can be solved in most cases, it is not the case for the basic problems, which leads us to question the validity of these models.

Die Modelle für kurze Zeiträume, die das Gleichgewichtseinkommen bestimmen, gehen im Allgemeinen von langen Zeitserien aus. Sie heben hauptsächlich das wirtschaftliche Wachstum hervor. Im übrigen die Definition der statistischen Variablen gestattet nicht mehr die Abweichungen ex ante zu erfassen und die Art, wie sie sich „auflösen“. Wenn die technischen Probleme, die sich aus diesen Abweichungen ergeben, in den meisten Fällen lösbar sind, so trifft das nicht mehr auf die Grundprobleme zu, was dahin führt sich über den Wert dieser Modelle Fragen zu stellen.

L'estimation et l'emploi des modèles à court terme, posent certains problèmes de méthodes qui passent généralement inaperçus, tant la partie proprement technique requiert d'attention. C'est pourquoi on s'inspirera d'exemples résolument simplistes dans la suite de cette étude.

En effet, on a le plus souvent recours à des données chronologiques généralement longues pour procéder aux estimations des différentes régressions ce qui ne semble guère compatible avec la structure logique des modèles qu'il s'agit de construire. Il en résulte dans certains cas, rares il est vrai, une « dénaturation » du modèle théorique initial, afin de l'adapter aux données lui faisant ainsi intégrer les phénomènes de longue période notamment l'accroissement régulier de toutes les variables. Plus généralement la logique de ces modèles s'accorde mal avec une économie régulièrement croissante.

Ces difficultés ne sont en fait que le reflet de l'incompatibilité des données et de la forme des données avec le cadre théorique retenu. C'est ce que cet article se propose de

montrer. Dans un premier temps on présentera le problème dans le cas général, avant d'en faire application à un modèle IS-LM dans la deuxième partie. Enfin dans la 3^e partie on montrera brièvement que si le problème technique posé par l'estimation des modèles de CT peut être en partie résolu, la signification logique de ces modèles reste très ambiguë.

I — LE PROBLÈME DANS LE CAS GÉNÉRAL

Par modèles de courte période il faut entendre des modèles construits autour de la notion d'équilibre comprise comme une notion ponctuelle. Les modèles dont il sera question ici sont donc des modèles se proposant d'analyser le produit ou le revenu d'équilibre en termes de statique ou de statique comparative. Les écarts sont les écarts à l'équilibre. Le but de ces modèles est, pour les plus simples, l'illustration de la théorie d'inspiration keynésienne, en fait largement remaniée, pour les plus sophistiqués l'étude des variantes « fines » de la politique conjoncturelle. Au nombre de ces derniers figurent notamment les budgets économiques et une grande partie des modèles « conjoncturels ».

Le problème se pose lorsqu'après avoir retenu les hypothèses et le cadre d'analyse théorique, les relations étant spécifiées, il s'agit de les estimer.

On sait que du point de vue économétrique il est souhaitable de disposer du plus grand nombre d'observations possibles, en raison des propriétés asymptotiques des estimateurs, notamment. D'autant plus que les équations contiennent un plus grand nombre de variables explicatives. La complexité ou le détail est un facteur supplémentaire qui incite à l'accroissement du nombre des observations. Lorsque ces observations se présentent sous la forme de séries chronologiques, chaque observation représente un mois, un trimestre ou un an ou selon la périodicité. En fait, dans la Comptabilité Nationale Française, aucun des grands agrégats n'est disponible à intervalle plus rapproché que 3 mois.

Si l'on exclut la période de l'immédiate après-guerre caractérisée par les problèmes de reconstruction et par là trop différentes du reste de la période, il reste tout au plus 20 à 25 années. En données trimestrielles, il faut plus de 10 années compte tenu des éventuelles variables décalées pour avoir 40 observations. On voit donc que l'estimation d'un modèle de courte période nécessite la prise en compte de la moitié de la période qui nous sépare de la fin de la reconstruction. Le « patrimoine génétique » d'un tel modèle risque donc d'être fort différent de la situation au jour de sa naissance qui est celle qu'il devra expliquer. En particulier la quasi totalité des agrégats en volume et plus encore en valeur laissent apparaître une croissance assez régulière jusqu'à ces toutes dernières années. Les relations qui apparaîtront entre ces différentes variables reflèteront beaucoup plus leur commune croissance que les réactions des écarts de l'une par rapport aux écarts de l'autre ou des autres. Ceci étant d'autant plus vrai que la périodicité des séries est plus longue. Ce qui en définitive va se faire jour dans les résultats c'est une tendance, un trend, favorisé d'ailleurs par les techniques d'estimation. Or ce qu'on se propose d'étudier ce sont des variations quasi instantanées autour d'un point de référence.

Devant cette difficulté il y a deux attitudes : ou bien on modifie un peu le modèle pour permettre une estimation « convenable » des relations, ou l'on s'en tient à la forme justifiée par la théorie et l'on risque d'avoir le plus souvent des résultats non conformes à ce qui est escompté.

Afin d'explicitier ce qui a été exposé jusqu'ici, on va maintenant prendre un exemple concret. Celui qui a été retenu est une des plus simples que l'on puisse trouver.

C'est à dessein que cette simplicité a été choisie afin de rendre aussi claire que possible la démonstration.

II — APPLICATION AU CAS D'UN MODÈLE *IS LM*

Il ne s'agit pas ici de faire la théorie des modèles de courte période, mais seulement de montrer comment leur estimation à partir de séries chronologiques fausse leur signification et les enseignements que l'on peut en tirer. Pour cela le modèle *IS LM* est amplement suffisant.

Soient les équations suivantes ⁽¹⁾ :

$$Y = C + I + G + X + IM \quad (1)$$

$$C = a(Y - T) + C_0 \quad (2)$$

$$I = I_0 - br \quad (3)$$

$$T = T_0 + cY \quad (4)$$

$$M'_0 = dY - er \quad (M'_0 \text{ désignant l'offre de Monnaie}) \quad (5)$$

$$IM = mY + IM_0 \quad (6)$$

Le modèle ci-dessus résume le fonctionnement d'une économie d'après la théorie traditionnelle dans la formulation donnée par Hicks et Hansen. En particulier la fonction d'investissement a pour variable explicative le taux d'intérêt. C'est la théorie de l'efficacité marginale du capital directement issue de la « théorie générale » qui sert de support théorique. Que les fonctions soient insuffisamment spécifiées et le modèle beaucoup trop simple, est évident. En particulier les équations (2), (3) et (5) et à un moindre degré (4) et (6) ne sont guère satisfaisants. Toutefois, c'est sous cette forme que le modèle théorique retenu trouve sa justification. Estimer *IS LM*, c'est estimer l'ensemble de ces 6 équations. sous cette forme, aussi insuffisante soit elle.

2.1. L'exemple de la fonction d'investissement

Supposons que l'on veuille estimer l'équation (3), soit directement ⁽²⁾, soit à l'aide de la méthode des doubles moindres carrés. Le cas de la fonction d'investissement est particulièrement parlant, mais le problème serait très voisin avec l'équation (5).

Dans l'équation (3), il s'agit d'expliquer la croissance régulière de la série d'investissement par une série dont la tendance est peu marquée et les écarts proportionnellement importants.

Trois cas de figure peuvent se présenter :

a) La série de taux d'intérêt ne manifeste aucune tendance marquée. Les phases de taux élevés et de taux faibles alternent assez régulièrement à intervalle rapproché. Dans ce cas, le pouvoir explicatif de la relation est très faible, ce qui se traduira par un R^2 proche de zéro. Le coefficient de régression du taux d'intérêt sera peu élevé et le plus souvent non significatif, tandis que le terme constant se rapprochera de la moyenne de la série d'investissement. En résumé : $I_t = \bar{I}$, $R^2 \rightarrow 0$.

1. Rappelons la signification des principales variables :

Y = Revenu National

C = Demande de Consommation

I = Demande d'Investissement

G = Achat de Biens et Services de l'État

T = montant des Impôts

X = Demande d'exportation

IM = Importations

a = propension marginale à consommer

m = propension marginale à importer

2. Bien que cette méthode soit en théorie peu recommandable, on a pu constater dans la pratique que les biais auxquels elle conduit demeurent généralement faibles, de plus, le caractère d'« estimateur de proximité » de l'estimateur de moindres carrés lui confère des propriétés intéressantes pour la prévision.

b) Sur la période choisie, on constate historiquement la succession d'une période caractérisée par des taux relativement bas et d'une période caractérisée par des valeurs plus élevées du taux d'intérêt. C'est le cas par exemple de la période 1960-1973 où à une période de taux modérés 60-68, succède une période de taux plus élevés correspondant à une recrudescence de l'inflation et à un contrôle plus strict de la croissance de la masse monétaire. Dans ce cas, il y a coïncidence des valeurs les plus faibles de l'investissement et du taux d'intérêt ainsi que des fortes valeurs de I et de r . Le pouvoir explicatif de la relation sera le plus souvent bon comme l'attesteront les valeurs satisfaisantes du R^2 et du test de Fisher Snedecor. Par contre le coefficient de régression du taux d'intérêt sera évidemment positif tandis que le terme constant sera proche de zéro ou négatif. Est-ce à dire que le taux d'intérêt exerce une influence positive sur le volume des investissements? Personne évidemment ne hasarderait une telle conclusion. Or dans le cas de figure inverse c'est pourtant ce qui est fait, comme on va le voir maintenant.

c) La période de référence est la succession historique d'une phase de taux relativement élevés et d'une phase de taux plus faibles. C'est en particulier le cas de la France de 1950 à 1968 où une période de taux assez élevés de 1950 à 1959 est suivie par une période de taux relativement faibles de 1960 à 1968.

Il y a alors coïncidence des faibles valeurs de l'investissement et des fortes valeurs du taux d'intérêt et réciproquement. Le taux d'intérêt semble bien dans ce cas exercer une influence négative sur l'investissement. Le coefficient de régression de r est négatif et le R^2 montre un pouvoir explicatif sans doute pas très élevé, mais en tout cas non négligeable. La relation est cette fois établie, mais il reste selon toute vraisemblance à améliorer son pouvoir explicatif afin d'avoir des R^2 plus « présentables ».

Avec des séries trimestrielles de FBCF en volume et de taux de rendement des valeurs à revenu fixe, on peut ainsi faire apparaître les résultats suivants :

Période 1958-1964 : caractérisée par une relative stabilité des taux autour d'une valeur moyenne de 6,30 % avec un écart-type de 0,51. On se trouve dans le premier cas décrit précédemment :

$$\text{FBCF} = 19\,075\,r - 101 \quad (R^2 = 1,18\,10^{-4})$$

Période 1964-1971 : à des années de taux assez faibles succèdent en fin de période des années de taux élevés notamment à partir de l'automne 69. On se trouve dans le cas b indiqué ci-dessus :

$$\text{FBCF} = 14\,377\,r - 72\,033 \quad (R^2 = 0,87)$$

On se trouve dans un cas particulièrement évident de spécification défectueuse. Il ne fait aucun doute que le modèle théorique retenu ne peut être estimé à partir de séries chronologiques longues.

Si toutefois, on veut parvenir à un résultat, avec ce modèle et ces données, il faut introduire une nouvelle variable explicative dans le modèle qui représentera la tendance. La variable qui est presque toujours choisie est le Revenu ou le Produit. On passe ainsi à une spécification.

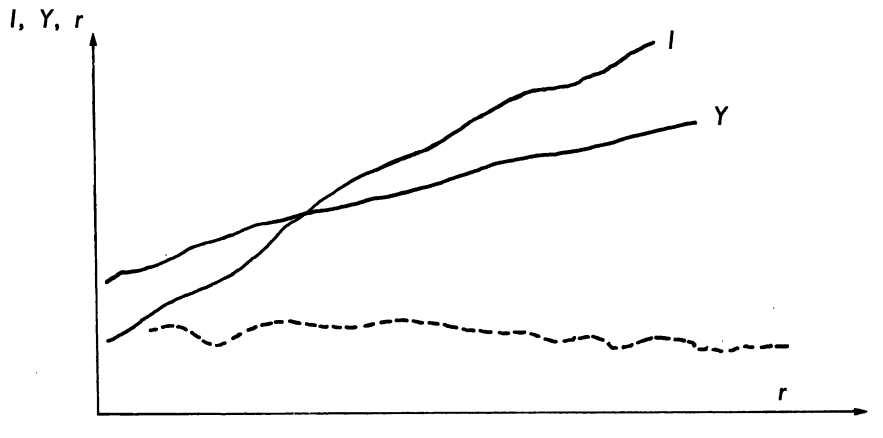
$$I = I_0 - br + fY$$

L'investissement est alors fonction du taux d'intérêt, r , et du niveau du Revenu, Y .

Étant donné le profil des séries il ne fait aucun doute que le pouvoir explicatif de la relation augmente considérablement.

Le signe du coefficient de régression de r dépend encore de la période retenue : comme l'investissement s'est accru depuis 25 ans plus rapidement que le produit si la période analysée comprend au début des taux élevés et en fin de période des taux faibles, le signe de b a le signe attendu. En effet, la série d'investissement se trouve en dessous de celle du produit quand les taux sont forts et au-dessus quand ceux-ci sont faibles. L'écart à expliquer implique bien une influence négative au taux d'intérêt.

Graphiquement :



Si au contraire, comme dans le cas précédent, la période étudiée connaît une succession de périodes à taux faibles puis croissants, le coefficient de b sera le plus souvent positif.

En supposant que l'on se trouve dans le cas le plus favorable, il devient donc possible d'estimer le modèle dans de bonnes conditions du point de vue économétrique. On va voir que du point de vue économique on aboutit à une complète dénaturation du modèle.

2.2. Conséquence sur le modèle et sa portée

L'introduction du revenu dans la fonction d'investissement comme variable de tendance a de graves conséquences du point de vue théorique. On la justifie le plus souvent par référence au mécanisme de l'accélérateur ou de l'investissement induit sans pour autant préciser davantage.

En réalité on a introduit une tendance, mais cette tendance, parce qu'elle a pris la forme du revenu ou du produit, va s'interpréter en termes de revenu et fausser l'interprétation du modèle et de ses résultats. Un exemple particulièrement évident et simple est celui du calcul des multiplicateurs. Avec la spécification traditionnelle du modèle on détient :

$$X_A = \frac{1}{1 - a + \frac{b \cdot d}{e} + m}$$

$$X_M = \frac{b}{e - ae + bd + em}$$

X_A étant le multiplicateur des dépenses autonomes et X_M le multiplicateur monétaire.

Avec la spécification modifiée on obtient

$$X'_A = \frac{1}{1 - a + \frac{b \cdot d}{e} + m - f}, \text{ nouveau multiplicateur des dépenses autonomes,}$$

$$X'_M = \frac{b}{e - ae + bd + em - ef}, \text{ nouveau multiplicateur monétaire.}$$

Et puisque $f > 0$ on obtient $X'_A > X_A$ et $X'_M > X_M$.

La différence étant provoquée par le terme f au dénominateur de X'_A et X'_M .

Cela revient à surestimer les valeurs des multiplicateurs donc par voie de conséquence à surestimer les effets des différentes actions de politique conjoncturelle. Parce que la tendance s'est matérialisée dans la variable Y , les multiplicateurs vont en quelque sorte incorporer l'effet de trend, c'est-à-dire l'effet de la croissance. Il n'est plus possible de séparer ce qui est dû à des variations discrétionnaires de politique économique et ce qui est dû à l'accroissement régulier du revenu. Aussi le modèle n'est-il plus apte à analyser l'équilibre, les écarts à l'équilibre et les variantes de politique conjoncturelles, ce pourquoi il avait été construit.

Remarquons que si au lieu d'introduire la tendance par Y dans l'équation (3) on l'avait introduite sous la forme $I = f(r, t)$ le résultat aurait été très différent :

L'équation (3) modifiée aurait été :

$$I = I_0 - br + ft \quad (3')$$

et les multiplicateurs auraient été inchangés puisque le terme ft serait apparu au numérateur de l'équation donnant Y en forme réduite, et non au dénominateur comme dans X'_A et X'_M .

Il aurait donc été possible de calculer un « multiplicateur » pour le temps :

$$X_t = \frac{f}{1 - a + \frac{b \cdot d}{e} + m} \text{ à côté de } X_M \text{ et } X_A$$

$$X_t = fX_A$$

L'effet total d'une variation de politique conjoncturelle étendant ses effets sur n périodes est le même que celui calculé avec X'_A et X'_M mais il se décompose en :

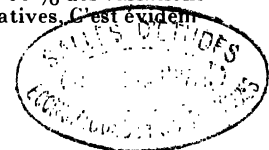
— effet discrétionnaire = $X_A \times \Delta G$ ou $X_M \times \Delta M'_0$

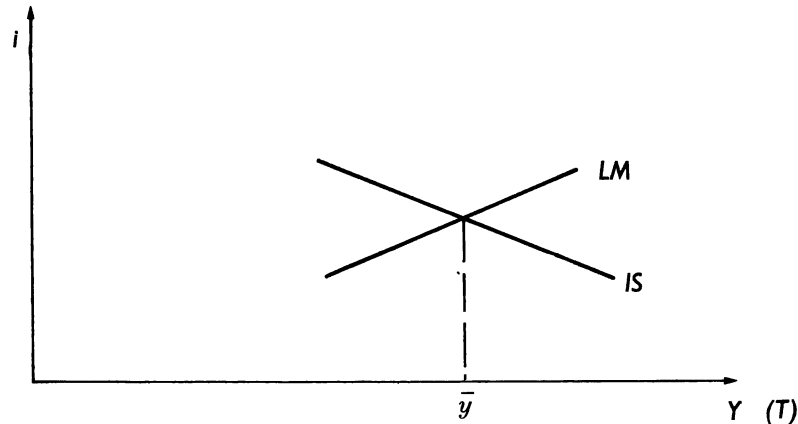
+ effet de trend nX_t

Dans ces conditions l'équilibre et les variantes de politique conjoncturelle restent parfaitement analysables. On introduit simplement une information supplémentaire sous la forme d'un trend provenant de la forme des séries utilisées pour l'estimation (1).

Graphiquement enfin, la représentation fait apparaître la confusion évidente entre l'idée de revenu d'équilibre et l'idée de revenu moyen de la période, qui est bien celui qui correspond effectivement à l'intersection des courbes IS et LM .

1. En réalité, la corrélation entre I et t est tellement bonne qu'elle suffit à « expliquer » 90 % des variations de l'investissement. Ceci rend d'autant plus délicat l'introduction des autres variables explicatives. C'est évidemment un obstacle majeur à l'emploi de cette méthode.





III — QUELQUES ÉLÉMENTS DE RÉPONSE

Le problème évoqué est double en réalité, et peut se décomposer en un problème technique et un problème de logique économique. On verra que si des solutions existent pour l'aspect technique, bien qu'elles ne soient pas entièrement satisfaisantes, il n'en va pas de même pour le problème logique qui demeure entier.

A — Le problème technique est celui posé par l'estimation de variables en niveau affectées d'une croissance généralisée. On sait que le résultat du test de Durbin et Watson fait apparaître généralement une auto-corrélation positive des résidus. Dans les régressions multiples on notera également une forte corrélation entre les variables explicatives. Celle-ci pourra être décelée par exemple à l'aide de la matrice des corrélations.

Plusieurs méthodes permettent alors d'améliorer la qualité des résultats. Bornons-nous à rappeler les principales en soulignant leurs limites.

1) Utilisation d'une procédure d'estimation avec autocorrélation du premier ordre des résidus : procédure de Durbin, de Cochran-Orcutt ou de Hildreth et Lu. Ces techniques sont souvent employées.

Dans le cas de modèles autorégressifs, la correction pour autocorrélation est particulièrement importante puisque les économètres et statisticiens ont montré que non seulement la variance des estimateurs est biaisée, mais encore les estimateurs eux-mêmes sont asymptotiquement biaisés. Une difficulté supplémentaire est que dans ces modèles le test de Durbin Watson est peu performant et sous-estime l'autocorrélation des erreurs ⁽¹⁾.

Néanmoins l'utilisation d'une procédure pour autocorrélation des résidus repose sur l'hypothèse que la liaison entre les erreurs est linéaire. C'est-à-dire que de la non indépendance entre $\hat{\varepsilon}_t$ et $\hat{\varepsilon}_{t-1}$, on déduit que $\varepsilon_t = \rho\varepsilon_{t-1} + u_t$ avec $u_t \rightarrow N(0, \sigma^2 I)$.

Rien ne permet a priori de justifier cette hypothèse. Il y a donc un premier ajustement effectué sur les erreurs. De la non indépendance des résidus, $\hat{\varepsilon}_t$ et $\hat{\varepsilon}_{t-1}$:

1° On déduit la non indépendance des erreurs, ε_t et ε_{t-1} .

2° On estime leur loi de comportement par $\varepsilon_t = \rho\varepsilon_{t-1} + u_t$.

On voit que si l'utilisation d'une procédure ad hoc permet sans doute d'améliorer la qualité de certains résultats, elle n'est pas sans faiblesse.

1. $\text{Cor}(\hat{\varepsilon}_t, \hat{\varepsilon}_{t-1}) < \text{Cor}(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-1})$. Les résidus sont moins corrélés que les erreurs.

Comme l'écrit A. Bonnafous : « Il est clair que le phénomène d'autocorrélation lorsqu'il est décelé entraîne l'économètre vers une abstraction croissante parsemée d'hypothèses non vérifiables, mais qui peuvent donner l'impression satisfaisante que l'on se rapproche de cette autre abstraction insaisissable qu'est la valeur vraie d'un paramètre » (1). C'est peut-être ce qui explique la tendance, perceptible dans certains travaux, à une utilisation aussi limitée que possible de ce type de procédure (2).

Un cas particulier intéressant est celui où $\hat{\rho}$ est proche de 1. Dans ce cas l'estimation sur les différences premières donne de bons résultats (3). C'est-à-dire qu'une spécification en différence première souvent assez facile à déduire et ne présentant pas les inconvénients des différences relatives, permet d'éliminer une partie de problèmes d'autocorrélation. Ce sera le cas lorsque le DW est particulièrement faible.

2) Une seconde solution consiste à passer des équations en niveau à des équations en taux de croissance. Cette transformation est plus ou moins simple selon le type de relation postulée. Elle est immédiate dans le cas des fonctions à élasticités constantes : Exportations, Importations, par exemple. Pour d'autres parties du modèle elle est plus acrobatique : fonction de consommation ou d'investissement. Le passage n'est plus forcément compatible avec la théorie retenue.

De plus, l'importance des variations accidentelles ou purement aléatoires se trouve accrue, ce qui rend plus délicate l'estimation, particulièrement en données trimestrielles. On est alors parfois conduit à lisser les séries ce qui amortit les fluctuations.

Mais la difficulté principale réside dans le bouclage du modèle au niveau de l'équation d'équilibre général. Celle-ci exprime l'égalité de l'offre globale et de la demande globale. Elle est également vérifiée pour les accroissements des différents agrégats, mais évidemment pas pour leurs taux de croissance.

Soit :

$$Y_t = C_t + I_t + G_t + X_t - IM_t \quad (1)$$

$$\Delta Y_t = \Delta C_t + \Delta I_t + \Delta G_t + \Delta X_t - \Delta IM_t$$

et :

$$\Delta Y_t/Y_{t-1} \neq \Delta C_t/C_{t-1} + \Delta I_t/I_{t-1} + \Delta G_t/G_{t-1} + \Delta X_t/X_{t-1} - \Delta IM_t/M_{t-1}$$

Pratiquement, cela interdit l'estimation simultanée des équations du modèle par les méthodes simples telles que la méthode des doubles moindres carrés. On peut d'ailleurs constater que les modèles qui ont utilisé cette méthode : Evans, Pompon ou David par exemple ont été estimés par les moindres carrés simples. L'utilisation des modèles en simulation reste possible, il suffit d'ajouter un certain nombre d'identités, 6 dans le cas de l'équation (1) qui n'ont donc pas à être estimées dans une procédure de moindres carrés ordinaires, du type (4) :

$$Y_t = Y_{t-1} (1 + \Delta Y_t/Y_{t-1})$$

Chacune de ces équations définit une nouvelle variable endogène et par conséquent l'économie du modèle n'est pas modifiée. S'il était déterminé dans la formulation initiale,

1. A. BONNAFOUS, *La logique de l'investigation économétrique*, Ed. Dunod, 1973, p. 108.

2. Sensible par exemple dans les travaux de D. M. S. cf. FOUQUET, CHARPIN, GUILLAUME, MUET, VALLET « D. M. S. — French medium term forecasting model ». Communication au congrès européen de la société d'économétrie. Août 1976.

3. Cf. la comparaison des équations (7) et (8) p. 100 des *Annales de l'I. N. S. E. E.* n° 6 1971. « L'estimation d'une fonction de production pour l'industrie française » par J. MAIRESSE et A. SAGLIO.

4. Sauf pour les modèles monétaristes (ex : David) en raison de leur structure particulière.

après passage en taux de croissance et addition des identités correspondantes, il reste déterminé. Là encore on constate que la méthode n'est pas exempte de faiblesse.

3) Une troisième possibilité est de se ramener à l'estimation de rapports entre variables et non aux variables elles-mêmes. Cela revient à estimer des fonctions du type :

$$\frac{C}{Y}, \frac{I}{Y} \text{ ou } \frac{I}{K} \dots$$

Comme dans le cas précédent, cette transformation peut être source de difficultés au niveau de la spécification des équations et au niveau de l'estimation du modèle. Au niveau de la spécification des équations, lorsque les relations contiennent à la fois des agrégats et des taux ou des agrégats et des prix, on est amené à introduire des variables du type i/y ou r/y dont la signification n'est pas évidente du point de vue économique ⁽¹⁾.

Ex. : modèle Klein-Goldberger, Investissement en logement; I_H ⁽²⁾ :

$$I_H = aY + bI_{H-1} + d \cdot r_{-1}$$

ce qui conduirait par exemple à :

$$\frac{I_H}{Y} = a + b \frac{I_{H-1}}{Y} + d \frac{r-1}{Y}$$

Une solution est alors de reformuler la relation en prenant directement comme variable expliquées $\frac{I_H}{Y}$ et non I_H . On serait alors amené à une spécification du type :

$$\frac{I_H}{Y} = a + b \frac{I_{H-1}}{Y_{-1}} + d \cdot r_{-1}$$

Il est clair que là encore le passage théorie-spécification est rendu plus délicat que dans un modèle spécifié en niveau, qui colle plus étroitement à la théorie.

L'estimation simultanée des équations du modèle par une méthode simple sera également rendue plus difficile puisque l'équation permettant de boucler le modèle est définie sur les agrégats et non sur les rapports entre eux.

L'une ou l'autre de ces 3 possibilités permettra cependant le plus souvent d'obtenir au moins une estimation correcte des principales relations du modèle, à défaut d'une estimation du modèle lui-même.

Le second problème n'est cependant pas résolu par ces différentes méthodes.

B — Il nous semble en effet d'une toute autre nature. La construction d'un modèle se fait par référence aux mécanismes que l'on veut lui faire incorporer. Pour que l'estimation soit possible, ces mécanismes doivent être à l'œuvre au cours de la période d'estimation qui va servir à fixer la structure du modèle et à en chiffrer les paramètres. Il y a donc une relation indirecte mais étroite entre les mécanismes du modèle et les données utilisées pour l'estimer. La relation directe étant celle qui existe entre les mécanismes du modèle et les mécanismes de l'économie à la période d'utilisation du modèle.

S'agissant des modèles de moyen terme dont le mécanisme central est la croissance de l'offre et l'accumulation du capital, il n'y a aucun problème. Mais pour les modèles de CT qui se proposent de décrire l'équilibre, il faudrait disposer de données statistiques qui tra-

1. C'est peut-être une des raisons qui incitent à représenter l'influence des facteurs financiers dans la demande d'investissement par la liquidité, le cash flow ou l'autofinancement (approche par la capacité de financement) plutôt que par le taux d'intérêt (approche par le coût du capital).

2. Cf. par exemple : EVANS *Macroeconomic Activity* p. 498 équation 18-3.

duisent effectivement les ajustements quasi instantanés auxquels procèdent les agents : par exemple quantité de production offerte et non quantité vendue, demande anticipée et non demande enregistrée ⁽¹⁾, prix d'offre et non prix effectivement pratiqué. Or non seulement les données statistiques de la comptabilité nationale sont disponibles à des intervalles de temps beaucoup trop éloignés pour que les phénomènes de déséquilibres de court terme puissent y être saisis, mais la définition des variables mesurées privilégie d'une façon systématique (et inévitable) l'ex post sur l'ex ante, le réalisé sur le prévu.

C'est pourquoi dans l'état actuel des statistiques, le statut épistémologique des modèles de court terme nous semble particulièrement ambigu. Il n'y a pas de véritables modèles de court terme, mais plutôt des modèles de moyen terme simplifiés ⁽²⁾. L'exemple de STAR est particulièrement éclairant à ce propos.

BIBLIOGRAPHIE

- Annales de l'I. N. S. E. E. n° 20, 1975, « Le Modèle STAR ».
- Banca d'Italia — « Un modello econometrico dell economia italiana (MJB) » *Centro stampa della Banca d'Italia* 1970.
- BERNARD J. — *Comptabilité nationale et modèles de politique économique* P. U. F. Collection Thémis, 1972.
- BILLAUDOT B. — « Le Modèle DECA ». *Statistiques et Études Financières*, n° 1 1971.
- BONNAFOUS A. — *La logique de l'investigation économétrique*, Ed. Dunod, 1973.
- BOULLE J., BOYER R., MAZIER J. et OLIVE G. — « Le modèle STAR ». *Statistiques et Études Financières*, n° 15, 1974.
- BOYER R. — « La croissance française de l'après-guerre et les modèles macroéconomiques » *Revue Économique* n° 5 1976.
- BOYER R., MAZIER J. et OLIVE G. — « Le modèle STAR » *Économie et Statistiques*, novembre 1974.
- BROWN T. M. — *Specification and use of econometric models*, Mac Millan 1970.
- CHRIST K. — *Econometric models and methods*, Wiley, 1966.
- DAVID J. H. — « Un modèle de l'économie française inspiré des thèses monétaristes » *Bulletin trimestriel de la Banque de France*, 1972.
- EVANS M. K. — *Un modèle économétrique de l'économie française*, O. C. D. E., 1969.
- EVANS M. K. — *Macroeconomic activity*, Harper and Row 1969.
- FOUQUET D., CHARPIN J. M., GUILLAUME H., MUET P. A. et VALLET D. — « D. M. S. French medium term forecasting model » *Communication au congrès de la société d'économetrie*. Helsinki, août 1976.
- GUILLAUME M. — *Modèles économiques*, P. U. F. Coll. Themis, 1971.
- HENIN P. Y. — « L'évolution des explications économétriques de l'investissement : une appréciation méthodologique ». *Économie et société*, 1969.
- JOHNSTON — *Econometric methods*, Mac Graw Hill, 2 ed. 1972.
- KUH E. et SCHMALENSEE R. L. — *An introduction to applied macroeconomics*, North Holland 1973.
- MAIRESSE J. et SAGLIO A. — « Estimation d'une fonction de production pour l'industrie française » *Annales de l'I. N. S. E. E.* n° 6, 1971.
- MALINVAUD E. et THOLLON-POMMEROL V. — « L'effet d'accélération dans les investissements industriels français » *Annales de l'I. N. S. E. E.*, n° 7, 1971.
- MUET P. A. et ZAGAMÉ P. — « Fonctions d'investissement et retards échelonnés » *Annales de l'I. N. S. E. E.*, n° 21, 1976.
- MUSSA M. — *A study in macroeconomics*, North Holland, 1976.
- VANGREVELINGHE G. — *Econométrie*, ed. Hermann, 1973.
- WAELEBROECK J. L. edit — *The models of project link*, North Holland, 1976.
- WALTERS A. A. — *An introduction to econometrics*, Mac Millan, 2 ed., 1973.

1. Cf en effet la définition de la « demande effective » dans la théorie générale.

2. L'importance des variables endogènes décalées et des processus d'adaptations de КОУСК dans les modèles de court terme donne un autre argument concernant la nature effective de ces modèles.