

— C R E D O C —

CREDOC
BIBLIOTHÈQUE

N° 4

LES MODÈLES DYNAMIQUES DE DEMANDE

Sou1987-2244

Mars 1987

Crédoc - Collection des rapports.
N° 4. Mars 1987

CREDOC•Bibliothèque



ETUDE ET L'OBSERVATION DES CONDITIONS DE VIE

102, RUE DE SÈVRES - 75013 PARIS - TEL.:(1) 45-84-14-20

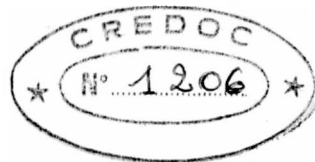
CENTRE DE RECHERCHE POUR L'ETUDE ET L'OBSERVATION DES CONDITIONS DE VIE

Laboratoire de Microéconomie Appliquée
unité associée au CNRS
142, rue du Chevaleret
75013 PARIS

LES MODÈLES DYNAMIQUES DE DEMANDE

Rapport établi à la demande du
Commissariat Général du Plan

Mars 1987



François GARDES, Louis LEVY-GARBOUA, Jean-Marc ROBIN/FD/4959

LES MODELES DYNAMIQUES DE DEMANDE.

SOMMAIRE

INTRODUCTION	0
CHAPITRE I : RELATION ENTRE ELASTICITES DE COURTE ET LONGUE PERIODE ET CHANGEMENT DES ANTICIPATIONS DANS UN MODELE DE REVENU PERMANENT	5
I - Inertie ou surajustement des consommations et de l'épargne	8
II - Les explications du surajustement conjoncturel de l'épargne	11
III - Un modèle de revenu tendanciel anticipé	15
3.1. Hypothèse du modèle	15
3.2. Commentaires	17
IV - Justification du processus d'anticipation du revenu tendanciel	21
4.1. Comparaison avec les anticipations observées	21
4.2. Justification théorique	23
V - Analyse empirique	25
5.1. Résultat des estimations sur données semi-désagrégées.	25
5.2. Estimations sur données désagrégées	27
VI - La révision des anticipations	32
6.1. Théorie	32
6.2. Analyse empirique ('Etats-Unis, 1933-1984)	39
6.3. Une analyse alternative	40
VII - Les relations entre les élasticités-revenu de courte et de longue période	42
7.1. Présentation	42
7.2. Relation avec l'élasticité keynésienne d'arc	43
7.3. Relations entre les élasticités d'ajustement	48
Conclusion	51
Références	52

CHAPITRE II - UN MODELE AUTOREGRESSIF DE LA DEPENSE TOTALE	55
I - Le modèle de demande	57
II - Un modèle autorégressif de la dépense totale	61
Références	66
Annexe	67
 CHAPITRE III - SYSTEMES DYNAMIQUES DE DEMANDE	 69
1. Le modèle du cycle de vie avec re planification permanente ..	69
2. Le modèle de Hall reconsidéré	74
3. Les hypothèses de formation d'habitudes	83
4. Test empirique de l'hypothèse de formation d'habitudes	88
Références	96
 CHAPITRE IV - LA REPRESENTATION IMPLICITE DES GOUTS DANS LE MODELES DYNAMIQUES DE DEMANDE	 97
I - L'hypothèse de séparabilité intertemporelle	101
1.1. Préférences instantanées, préférences intertemporelles	101
1.2. Critique de l'hypothèse de séparabilité intertemporelle - inertie des préférences	109
II - L'hypothèse de (forte) récursivité	114
2.1. Cohérence et rationalité	114
2.2. Application : le débat sur l'inertie des consommations : le modèle de Hall	122
Conclusion	125
Références	127

INTRODUCTION

I N T R O D U C T I O N

L'étude du changement des modes de consommation ne peut se faire convenablement qu'à partir d'un modèle approprié de la demande des ménages. L'avancement de l'une étant conditionné par celui de l'autre, notre équipe de recherche a dû consacrer une part de ses efforts à la mise au point de modèles dynamiques de demande satisfaisants.

Les équations de demande estimées dans les modèles macroéconomiques ou dans les prévisions détaillées de l'INSEE ne tiennent en général pas compte des développements théoriques les plus récents, et elles s'appuient encore sur des conceptions dont Annie Fouquet (1973) avait fait la synthèse voilà près de quinze ans. Une remise à jour des modèles dynamiques de demande était donc nécessaire.

Les théories cousines du cycle de vie (Modigliani et Brumberg, 1954) et du revenu permanent (Friedman, 1957) constituent les avancées les plus significatives dans la voie d'une dynamisation des modèles de demande. En effet, les possibilités d'épargne et d'emprunt induisent des possibilités de substitution intertemporelle de l'ensemble des biens dont il paraît difficile de ne pas tenir compte. Mais, avec des anticipations adaptatives, les modèles économétriques dérivés de ces théories sont indiscernables de ceux qui s'inspirent d'autres hypothèses, psychologiques ou sociologiques, comme celle d'imitation ou du revenu relatif de Duesenberry (1949) et celle de formation d'habitudes de Brown (1952), popularisée par Houthakker et Taylor (1966). La reformulation, par Hall (1978), de la théorie du cycle de vie-revenu permanent en supposant les

anticipations rationnelles conduit à des modèles autorégressifs de la consommation très simples, où les variables de revenu ont disparu. Un mécanisme éventuel d'imitation ou de formation d'habitudes devient alors discernable de la première hypothèse en ce qu'il peut se manifester, sous des hypothèses ayant trait à la fonction d'utilité intertemporelle, par une inertie supplémentaire de la consommation (Muellbauer, 1986). En outre, la soumission éventuelle d'une fraction des ménages à une contrainte de liquidité peut réintroduire une sensibilité de la consommation au revenu courant (Flavin, (1981), Hayashi, (1982)).

Les quatre textes composant ce rapport dressent un bilan des modèles dynamiques de demande inspirés par les développements théoriques récents. Dans l'ensemble, ils remettent à l'honneur la théorie du cycle de vie-revenu permanent en insistant plus clairement qu'auparavant sur la formation des anticipations, l'autorégressivité des dépenses de consommation, et la signification des erreurs de prévision. Mais ils sont plus sophistiqués que leurs ancêtres, puisqu'ils admettent que les consommateurs révisent leurs plans au début de chaque période à la lumière des dernières informations reçues, et ils sont plus soucieux qu'eux de séparer et de tester les diverses hypothèses dynamiques, ce qui n'est pas chose facile.

Les deux premiers textes proposent une méthodologie des estimations de la demande en deux étapes applicable aux séries temporelles. Dans un premier temps, on estime la dépense totale prévue ; et, dans un deuxième temps la dépense de chaque produit en fonction des composantes prévue et imprévue de la dépense totale, et des prix relatifs. François Gardes donne plusieurs applications de cette méthode, qu'il avait déjà

proposée dans ses travaux antérieurs (1983, 1984), et il explore un moyen de tenir compte des révisions d'anticipation. Louis Lévy-Garboua se sert d'une variante un peu plus sophistiquée de la même méthode pour estimer une fonction de consommation autorégressive, première étape dans l'estimation de fonctions de demande pour les produits désagrégés. Louis Lévy-Garboua et Jean-Marc Robin, ensuite, passent en revue et reformulent les principales hypothèses dynamiques proposées dans la littérature (cycle de vie avec révision des plans ; modèle de Hall ; formation d'habitudes, soit myopes, soit rationnelles). Ils fournissent aussi un test empirique (plutôt négatif) de l'hypothèse de formation d'habitudes. Enfin, Jean-Marc Robin et Louis Lévy-Garboua se livrent à une discussion approfondie de la spécification des fonctions d'utilité intertemporelles. Ils évaluent la généralité des hypothèses courantes de séparabilité et de récursivité de ces fonctions, et ils tentent de dégager les représentations implicites des goûts sous-jacentes.

Ce rapport ne propose pas au lecteur de nouvelles prévisions ou estimations de la demande des ménages (mais on peut en trouver dans Lévy-Garboua, 1986). Il se contente d'explorer des pistes nouvelles, relativement complexes, dans l'espoir que cet effort nécessaire de clarification rejaillira sur la qualité des travaux empiriques à venir consacrés à la consommation.

REFERENCES.

- BROWN, T.M. 1952, "Habit persistence and Lags in Consumer Behavior", *Econometrica*, Vol. 20, pp. 355-71?
- DUESENBERY, J.S. 1949, *Income, saving, and the theory of consumer behavior*, Cambridge : Cambridge University Press.
- FRIEDMAN, M. 1957, *A theory of the consumption dunction*, Princeton : Princeton University Press.
- FLAVIN, M. 1981, "The ajustement of consumption to changing expectations about future income", *Journal of Political Economy*, 89, pp. 974-1009.
- FOUQUET, A. 1973, "Modèles de projection de la demande des ménages", *Collections de l'INSEE*, M22, (mars).
- GARDES, F. 1983, "L'évolution de la consommation marchande en Europe et aux USA depuis 1969", *Consommation*, n° 3, pp. 3-32.
- 1984, Variation des ensembles de choix, évolution des différents types de revenu et comportements de consommation, thèse de Doctorat d'Etat, Université de Paris IX-Dauphine.
- HALL, R.E. 1978, "Stochastic implications of the life cycle-permanent income hypothesis : theory and evidence", *Journal of Political Economy*, 86, pp. 971-987.
- HAYASHI, F. 1982, "The permanent income hypothesis : estimation and testing by instrumental variables", *Journal of Political Economy* 90, pp. 895-916.
- HOUTHAKKER, H.S., et TAYLOR, L. 1966, *Consumer demand in the United States 1920-1970, Analys and Projections* (Cambridge, Mass., Harvard University Press), (2è ed., 1970).
- LEVY-GARBOUA, L. 1986, "Innovation et diffusion des produits de consommation", *Economie Appliquée*, n° 3.
- MODIGLIANI, F. et BRUMBERG, 1954, "Utility and aggregate consumption functions : on attempt at integration", mimeo, reprinted in A. Abel (ed.), *The Collected Papers of Franco Modigliani*, Vol. 2, Cambridge, Mass : MIT Press.
- MUELLBAUER, J. 1986, "Habits, rationality, and Myopia in the life-cycle consumption function", Working paper, Communication au Séminaire international sur le Théory du Cycle de vie, Paris 4-5 juin.

CHAPITRE I

Relation entre élasticités de courte et longue période
et changement des anticipations
dans un modèle de revenu permanent

François GARDES

*Professeur à l'Université de
Caen*

*Membre du Laboratoire de
Microéconomie Appliquée (CNRS-CREDOC)*

RELATION ENTRE ELASTICITES DE COURTE ET LONGUE PERIODE
ET CHANGEMENT DES ANTICIPATIONS
DANS UN MODELE DE REVENU PERMANENT¹

Après avoir rappelé l'existence du surajustement ou de sous-ajustement systématique de l'épargne ou des consommations par rapport aux prédictions des modèles classiques, on développe un modèle fondé sur la définition explicite d'un revenu tendanciel anticipé par le consommateur, dont les choix dépendent également des revenus transitoires résiduels par rapport à cette évolution tendancielle ; ce modèle est estimé sur séries temporelles de consommation nationales moyennes désagrégées et sur séries de consommation moyennes de différentes classes sociales ; on développe enfin dans les deux dernières sections les conséquences des changements d'anticipation par les consommateurs des évolutions tendancielle du niveau de vie et les relations entre les élasticités-revenu de courte et de longue période que ce modèle permet de déterminer.

¹ Une première présentation de ce modèle et de son estimation empirique peut être trouvée dans ma thèse d'Etat. Je remercie de leurs remarques et de leurs conseils A. Babeau, P. Balestra, L. Bloch, M. Desaf, Ph. L'Hardy, L. Lévy-Garboua, D.L. Phan, C. Ponsard, B. Roy.

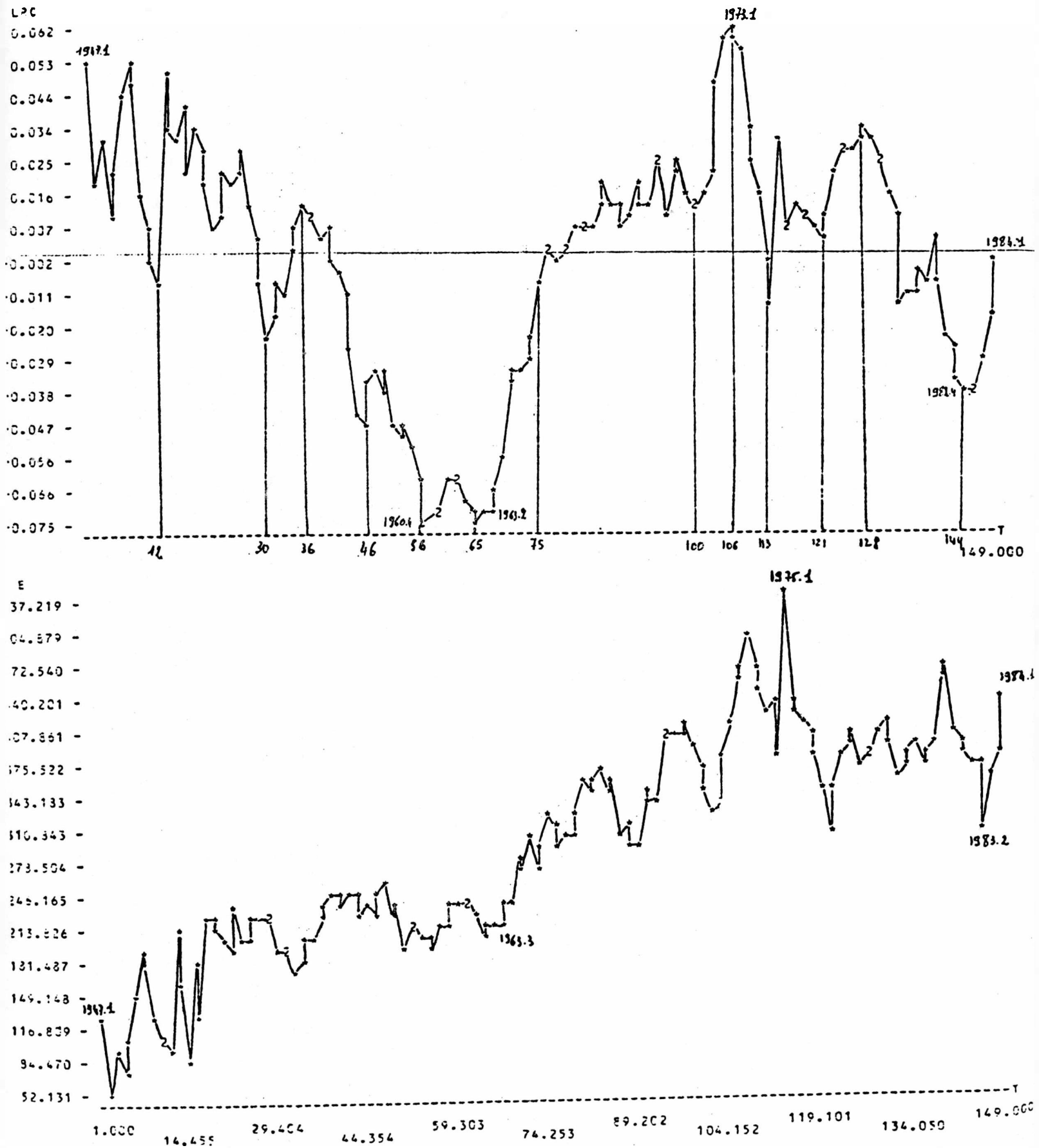
I - INERTIE OU SURAJUSTEMENT DES CONSOMMATIONS ET DE L'EPARGNE.

Les mouvements conjoncturels des consommations et de l'épargne sont souvent mal prévus par les modèles qui ne distinguent pas les effets des variations conjoncturelles des revenus et des prix de leurs évolutions tendanciellles, et dont l'estimation se fait sur données annuelles. On observe ainsi une inertie conjoncturelle systématique de certaines consommations lors des diminutions de court terme du revenu (effet-cliquet classique) ou même dans les périodes d'expansion conjoncturelle, mais également dans d'autres cas une suradaptation systématique par rapport aux prédictions du modèle (signalée par exemple par l'Hardy (1982) pour la consommation de biens durables et l'épargne des ménages français depuis 1970).

L'analyse des données trimestrielles d'épargne des Etats-Unis sur une assez longue période (1947.1-84.1) confirme l'existence de telles suradaptations systématiques, déjà notée par Duesenberry (1949) : l'épargne augmente plus vite que le revenu dans les périodes d'accélération de la croissance du revenu, le mouvement inverse prévalant lorsque la croissance du revenu ralentit.

Trois grandes évolutions du revenu réel par tête peuvent être observées depuis 1947.1 : jusqu'en 1960, le revenu croît à un rythme annuel de 1.5% ; de 3.1% par an entre 1961.1 et 1973.4, et de nouveau au taux de 1.5% après 1974.1 et jusqu'en 1982.4, début d'une période de forte croissance (+5.2% par an). Ces trois périodes apparaissent clairement sur un graphique en fonction du temps du revenu conjoncturel (obtenu en retirant du revenu sa tendance exponentielle), et l'on observe sur le second graphique que l'évolution de l'épargne est également caractérisée

Evolution de l'épargne et du revenu conjoncturel (USA, 1947.1 à 1984.1)



par deux périodes extrêmes de croissance ralentie entourant une période de plus grand dynamisme.

La comparaison des points de retournement de l'épargne et du revenu conjoncturel semble indiquer la conjonction de leurs évolutions ; une analyse plus systématique consiste à comparer, lors d'une modification des tendances de long terme du revenu, les variations réelles de l'épargne avec les variations prévues par l'équation de l'épargne en fonction du revenu dans la période immédiatement antérieure au changement de la tendance du revenu.

Les périodes 1947.1-1954.2 et 1960.4-1971.4 connaissant des variations régulières du revenu réel par tête (en croissance moyenne de 4.6% et 8.3 % par trimestre), l'épargne a été ajustée logarithmiquement par rapport au revenu sur chacune de ces périodes¹ ; l'épargne résiduelle lorsque l'on retire cet effet d'ensemble du revenu réel s'avère effectivement fortement corrélée aux variations du revenu conjoncturel, ainsi que l'indiquent les deux ajustements du tableau 1, même lorsque l'on considère des périodes éloignées de la période d'ajustement de l'épargne.

TABLEAU 1. Le sur-ajustement de l'épargne.

$$1954 \text{ II} - 1960 \text{ IV (26 trimestres)} : ER = \begin{matrix} 3.96 \\ (2.7) \end{matrix} RC - \begin{matrix} 0.45 \\ (11.8) \end{matrix} ; R^2 = \begin{matrix} 0.23 \\ (t) \end{matrix}$$

avec $ER = \text{épargne résiduelle (en logarithme)} = \text{Log } E - (7.62 \text{ Log } R + 13.97)$
par rapport à l'ajustement (1) de l'épargne en fonction du revenu sur la période 1974.I - 1954.II. (1)

$$RC = \text{revenu conjoncturelle (en log)} = \text{Log } R - (50.00046 t + 7.70)$$

$$1972. \text{ I} - 1984 - \text{ I (49 trimestres)} : ER = \begin{matrix} 2.15 \\ (8.2) \end{matrix} RC - \begin{matrix} 00.37 \\ (1.3) \end{matrix} ; R^2 = \begin{matrix} 0.59 \\ (t) \end{matrix}$$

avec $ER = \text{Log } E - (1.80 \text{ Log } R + 8.88)$ ajustements logarithmiques de l'épargne sur revenu et variables de tendance pour la période 1960.IV-1971.IV
 $RC = \text{Log } R - (0.0083t + 7.43)$

¹On peut penser que le choix d'autres modèles de l'épargne prenant en compte les diverses influences de l'inflation, du chômage ou du taux d'intérêt (tels les cinq modèles comparés par Kessler -Strauss-Kahn, (1978) ne supprimerait pas la relation positive entre épargne résiduelle et revenu conjoncturel, dans la mesure où ces trois variables déterminantes ne traduisent pas les effets d'une variation conjoncturelle du revenu.

On remarque également que la corrélation entre épargne résiduelle et revenu conjoncturel est moins précise après 1960.4 qu'après 1972.1, alors que le revenu fluctue plus fortement au cours de la seconde période, ce qui devrait engendrer une instabilité de la relation entre épargne et revenu résiduel. En fait, cette succession de brèves périodes d'accélération et de ralentissement de la croissance du revenu gêne les anticipations des ménages, ce qui, dans le cadre du modèle que nous présentons plus loin, renforce la relation entre épargne et revenu conjoncturel.

II - LES EXPLICATIONS DU SURAJUSTEMENT CONJONCTUREL DE L'EPARGNE.

Les explications classiques se fondent sur le caractère résiduel de l'épargne dans l'affectations du revenu, son surajustement n'étant que l'image d'un sous-ajustement de la consommation totale dû à l'inertie des choix de consommation.

Cette inertie peut être attribuée aux coûts d'information et de transaction, qui réfrènent toute modification brutale des structures de consommation à la suite de changements des conditions de choix du consommateur. On la prend généralement en compte par l'intermédiaire des valeurs passées du revenu, des prix ou de la consommation, dont le poids mesure les habitudes de consommation ou les délais d'information sur les évolutions du niveau de vie ou des prix, cette procédure étant justifiée par des ajustements partiels de la consommation ou du revenu à des cibles fixes ou en évolution tendancielle.

Le sous-ajustement de la consommation totale et le sur-ajustement de l'épargne entraînent une différenciation de leurs élasticités-revenu de courte et longue période qui, observée pour la première fois par Kuznets (1946), a été successivement expliquée par les théories des effets de structure (Smithies, 1945), des habitudes de consommation (Duesenberry), du revenu permanent et du cycle de vie (Friedman, Modigliani).

Ces théories ont été généralement estimées par l'intermédiaire de modèles récurrents à propos desquels se posent maints problèmes¹ :

- la présence dans les équations estimées de la valeur retardée de la consommation entraîne de la multicolinéarité et, pour certains modèles, une dépendance entre les résidus, mais tend à diminuer l'autocorrélation du premier ordre ;
- par ailleurs, elle suppose implicitement la réversibilité des choix du consommateur lors des expansions et des récessions, ce qui constitue une régression par rapport au modèle de Duesenberry ;
- l'interprétation d'une telle équation récurrente n'est pas unique, car elle constitue la forme réduite d'un grand nombre de modèles différents : Deaton et Muellbauer (1980, pp. 328-333) montrent qu'on peut la faire dériver de la théorie des habitudes de consommation (Brown), mais également de celle de Duesenberry (en période d'expansion continue), de la fonction de demande irréversible de Farrel (1952, où revenu et prix sont retardés), de la théorie sociologique des groupes de

¹Dont on trouvera une discussion plus détaillée dans Gardes (1984, pp. 110-118).

référence, d'une fonction de consommation $C_t = aW_t$ où la richesse W_t dépend des actifs antérieurs et des revenus futurs, de la théorie du cycle de vie et du modèle de Hall (1978). On peut y ajouter les modèles de bien durables (de Stone-Rowe par exemple), le modèle d'Houthakker-Taylor, la théorie des ajustements partiels (invoquée par nombre des modèles déjà cités, comme dans l'équation d'ajustement standard du modèle de Friedman) et une interprétation peu connue de cette équation récursive fournie par Ironmonger (1959) en terme de changement des comportements de consommation. L'interprétation des paramètres estimés de cette équation récursive ne peut donc être que très conjecturale.

- Cette équation implique par ailleurs une même vitesse d'ajustement de la consommation aux variations de revenu et de prix (le coefficient d'adaptation, rapport des élasticités de long et court termes, est en effet dans les deux cas l'inverse de $1-b$, b étant le coefficient de la consommation retardée, ce qui semble contraire à l'évidence empirique (Gardes, 1984, chapitre 5) qui montre une adaptation plus rapide aux variations des prix¹.

¹Ce coefficient d'adaptation n'est d'ailleurs pas défini sans ambiguïté puisque, de $\frac{1}{1-b}$ lorsque l'on considère un équilibre stationnaire de long terme, il passe à $\frac{1+\gamma}{1+\gamma-b} < \frac{1}{1-b}$ lorsque la consommation est supposée s'accroître tendanciellement à un taux γ .

Le modèle présenté dans la section suivante est fondé sur la définition d'un revenu normal dont l'évolution est bien anticipée par le consommateur ; le résidu du revenu total, après qu'on en ait déduit sa composante normale n'a donc pas été prévu par le consommateur et pourra être considéré comme un revenu conjoncturel.

Cette notion de revenu normal est implicite dans de nombreux modèles de consommation¹, et explicite dans quelques théories importantes, mais ces théories supposent que la composante résiduelle du revenu n'est d'aucune utilité pour prévoir les choix de consommation, soit que chaque ménage soit supposé capable d'en compenser les effets d'une période à l'autre, soit que ces effets se détruisent d'un ménage à l'autre dans les relations agrégées². Cette asymétrie des rôles joués par les composantes normales et transitoires semble trop absolue : les variations du revenu transitoire n'ont sans doute qu'assez peu d'influence sur les ensembles de choix du consommateur si elles se compensent à moyen terme, mais elles entraînent des variations des liquidités détenues par les agents dont le rôle n'est pas négligeable à court terme ; on a par exemple estimé, aux Etats-Unis dans les années cinquante, des propensions marginales à

¹Le revenu relatif d'un ménage est un indicateur de son revenu normal, d'autant plus fidèle que l'ensemble de la population connaît une croissance régulière de son revenu, et que le revenu relatif (pour une position donnée dans le cycle de vie) est en rapport stable avec la richesse de l'agent dont on peut déduire un "revenu permanent" normal. Un revenu normal est également implicitement représenté dans toute équation de la consommation en fonction de la série de tous les revenus passés du ménage. Dans l'analyse des enquêtes de budget de famille, on justifie souvent l'utilisation de la dépense totale comme variable représentative du niveau de vie (voir par exemple à ce sujet Prais-Houthakker, 1955, pp. 80-81 ou Philips, 1974, pp. 110-111) par l'existence de composantes transitoires "anormales" dans le revenu courant qui n'ont pas de raison d'être dépensées de la même manière que la composante normale du revenu (cette raison s'ajoutant aux défauts de toute mesure statistique du revenu).

²Fourgeaud (1964) a retenu la possibilité d'une corrélation entre revenu et consommation transitoires, sans avoir, semble-t-il estimé empiriquement son modèle. Darby (1974) a également estimé un modèle de revenu permanent incluant le revenu transitoire comme régresseur additionnel de la consommation totale.

consommer le revenu inattendu (Windfall income) de l'ordre de 0.9 : or, si un tiers de ces revenus inattendus s'intègre dans les prévisions de revenu permanent (ce que laisse supposer l'hypothèse friedmanienne d'un horizon temporel de trois ans), la PMC ne devrait pas dépasser 0.3 .

Il semble donc approprié de construire un modèle de revenu permanent qui lève cette hypothèse tout en définissant plus précisément le mode de calcul du revenu permanent que ce n'est fait dans la version empirique habituelle du modèle friedmanien. Ce modèle, présenté dans la section suivante, se fonde sur l'anticipation du taux de variation de long terme du revenu réel ; un tel processus d'anticipation est assez simple pour rester réaliste, tout en pouvant s'interpréter comme une anticipation du même type que celle qui sous-tend, selon la remarque de F. Hahn (1983)¹, les modèles de croissance équilibrée à la Harrod.

III - UN MODELE DE REVENU TENDANCIEL ANTICIPE.

3.1. Hypothèse du modèle.

Le modèle est fondé sur les cinq hypothèses suivantes :

- (Hyp. 1) (i) Le logarithme du revenu courant total est la somme d'un revenu tendanciel et d'un revenu conjoncturel² ;
- (ii) une décomposition du même type s'applique à la consommation de chaque poste, ainsi qu'aux prix relatifs ;

¹Farrell (1959) note également que les travaux de Friedman et Modigliani-Brumberg ont été anticipés par Harrod et Vickrey, bien que ces auteurs aient été essentiellement préoccupés par des problèmes différents.

²Tous deux exprimés en logarithmes ; une décomposition linéaire du revenu donnerait des résultats comparables, mais la formulation logarithmique a l'avantage de limiter l'influence des points extrêmes dans les ajustements (voir Maddala, 1981, chap. 7).

(iii) la composante tendancielle (respectivement conjoncturelle) de la consommation ne dépend que de la composante tendancielle (respectivement conjoncturelle) du revenu et des prix.

$$(i) \text{ Log } R_t = \text{ Log } RT_t + RC_t$$

$$(ii) \text{ Log } C_{i,t} = \text{ Log } CT_{i,t} + \text{ Log } CC_{i,t}$$

$$\text{ Log } P_{i,t} = \text{ Log } pT_{i,t} + \text{ Log } pC_{i,t}$$

$$(iii) CT_{i,t} = f(RT_t, pT_{i,t})$$

$$CC_{i,t} = g(RC_t, pC_{i,t})$$

(Hyp. 2) Le revenu tendanciel est estimé par l'équation $RT_t = ce^{at}$ où a et c sont les coefficients de l'ajustement sur une période fixe du revenu courant disponible par rapport au temps. La composante tendancielle des autres variables (consommation, prix relatifs) est estimée de la même manière (l'ajout d'autres déterminants du revenu anticipé que le temps ne modifie pas le modèle).

(Hyp. 3). L'élasticité-revenu tendancielle de la consommation d'un poste i est égale au rapport du taux de croissance exponentielle de la consommation sur le taux de croissance du revenu tendanciel (c'est donc une élasticité de diffusion qui traduit à la fois les effets tendanciels du revenu et des prix relatifs (1)).

(Hyp. 4) L'élasticité-revenu conjoncturelle $e_c(i)$ de la consommation du bien i est estimée par l'ajustement :

$$\text{Log } LCC_i = e_c(i) \cdot \text{Log } RC + e_p(i) \cdot \text{Log } PC_i + b_i \quad (1)$$

entre les composantes résiduelles, après élimination de la tendance, des consommations, revenu et prix relatifs.

(1) cette terminologie d'élasticité de diffusion m'a été suggérée par L. Lévy-Garboua. On remarquera que l'élasticité tendancielle ne traduira que l'effet des évolutions tendanciels du revenu si l'on contraint l'élasticité-prix à demeurer égale à une valeur déterminée par un autre ajustement ou sur d'autres données.

(Hyp. 5) Hypothèse d'agrégation

Les variations d'autres variables explicatives que le revenu et les prix ne provoquent pas d'effet de structure qui change de manière importante les comportements agrégés. Ceci suppose :

(i) soit que le rapport entre revenu conjoncturel et revenu tendanciel est sensiblement constant dans la population ;

(ii) soit, lorsque le revenu conjoncturel varie fortement selon les individus, que les agents décentrés par rapport à la moyenne de la population n'ont pas des élasticités-revenu tendancielle, et conjoncturelles très différentes des élasticités moyennes de la population.

3.2. Commentaires.

Le processus d'anticipation du revenu tendanciel est de type *régressif* et non pas extrapolatif, puisque l'anticipation d'un agent dépend d'un flux de revenu qui s'étend aussi bien dans le passé que dans d'avenir : cette anticipation mesure donc une valeur *normale* du revenu, déterminée comme la valeur d'équilibre d'une évolution régulière de longue période.

Il diffère donc totalement des processus extrapolatifs habituels, comme celui du modèle appliqué de Friedman (où le revenu permanent dépend, avec des poids décroissants, de tous les revenus passés), ou celui du modèle de Powell (1974) où l'anticipation est également révisée par le consommateur qui ne prend en compte, pour calculer son revenu permanent, qu'un nombre donné de périodes antérieures (1)

(1) La prédiction du revenu permanent se fait dans ce modèle par un ajustement des revenus passés sur une variable de tendance, et non par une somme pondérée des revenus passés ; dans la mesure où l'horizon du consommateur se situe entièrement dans le passé et où cet horizon se déplace avec le consommateur, cette procédure est cependant plus proche du modèle économétrique standard que du nôtre. Par ailleurs Powell ne détermine pas, comme notre modèle le permet, les élasticités de courte et de longue périodes, et son modèle ne permet pas d'estimer l'effet des changements dans les anticipations des consommateurs.

Ces anticipations régressives doivent être calculées sur une période homogène¹, pendant laquelle les anticipations tendanciennes des consommateurs n'ont pas de raison de se modifier² cette restriction sera levée par l'analyse des modifications des tendances anticipées menée dans la sixième section.

Les élasticités tendanciennes et conjoncturelles peuvent être estimées par l'hypothèse 3 et l'équation (1) : le caractère conjoncturel des coefficients de cette équation se déduit directement de la définition de ses variables comme résidus par rapport à une tendance, et n'est donc pas soumis aux critiques que l'on peut faire de la séparation des effets de courte et longue période dans les modèles classiques à retard sur les variables.

D'après leur définition, les composantes tendancielle et conjoncturelle de chaque variable ne sont aucunement corrélées³, on peut donc déterminer les élasticités tendanciennes et conjoncturelles par l'estimation de l'équation :

$$\text{Log } C_{i,t} = a_i \text{ Log } RT_t + b_i \text{ Log } RC_t + c_i \text{ log } PC_{i,t} + d_i + u_{i,t} \quad (2)$$

dont toute multicollinéarité est pratiquement absente (celle qui subsiste provenant de la colinéarité probablement faible entre revenu et prix relatif conjoncturel) et même inexistante dans un ajustement contraint où les élasticités-prix sont fixées au niveau estimé, par exemple, par un

¹ Nous devons cette remarque à Ph. L'Hardy.

² La détermination de RT peut donc être considérée comme un processus d'anticipations rationnelles dans mesure où de telles anticipations se caractérisent par le fait que l'observation d'une erreur par rapport aux prévisions (l'observation d'un revenu non nul) n'influence aucunement les anticipations futures puisque cette erreur est considérée comme parfaitement aléatoire et ne contenant donc aucune information nouvelle : ainsi, l'existence d'une composante conjoncturelle dans le revenu ne fera-t-elle pas dévier, pendant la période homogène étudiée, la composante permanente anticipée du revenu de sa trajectoire tendancielle.

³ Cette propriété constitue le principal intérêt de leur définition par un ajustement statistique sur une période fixée.

modèle double-logarithmique en différence première sur les mêmes données, ou par une estimation statistique sur des données différentes¹.

On pourrait inclure dans l'équation (2) d'autres variables explicatives de l'évolution tendancielle des revenus : variables démographiques, indicateurs d'inégalité des revenus, variables correctives des cycles ou de variations saisonnières, taux d'intérêt, etc... Ceci reviendrait à supposer que l'évolution de ces variables et leurs effets sont bien anticipés par l'agent économique, ce qui est loin d'être prouvé, en particulier pour la prévision des évolutions cycliques. L'effet de certaines de ces variables est déjà pris en compte dans les modèles de consommation par la correction des données (des effets démographiques et des variations saisonnières) ou leur ajout aux variables explicatives ; d'autres suivent une évolution régulière et sont donc corrélées au revenu tendanciel, leur prise en compte n'améliorerait donc pas sensiblement les estimations tout en les compliquant, par la multicolinéarité qui y apparaîtrait et les éventuelles erreurs de spécification.

Le revenu tendanciel de l'équation (2) y joue le rôle d'une variable de tendance. Dans un article célèbre, Ragnar Frisch et F.V. Waugh (1933) ont montré que l'estimation d'un ajustement entre les résidus de deux variables en fonction d'une troisième (ici le temps) équivalait fonctionnellement à introduire cette troisième variable dans l'ajustement entre les variables elles-mêmes. Ce théorème² établit donc l'équivalence entre les équations (1) et (2), et montre que, sous l'hypothèse que la variable de tendance est considérée comme un proxy de la valeur anticipée d'une variable explicative, il convient d'interpréter les coefficients déterminés par un ajustement comprenant une variable de tendance comme des coefficients conjuncturels.

¹La non corrélation des revenus tendanciel et conjoncturel implique que a_i peut être déterminé par un ajustement de la consommation sur le seul revenu tendanciel (voir Gardes, 1984, pp. 165-66), soit :

$\text{Log } C_{i,t} = a_i(\alpha t + \beta) + v_{i,t}$, ce qui entraîne $a_i = \frac{\tau_i}{\alpha}$ si τ_i est le taux de croissance de C_i : l'élasticité tendancielle déterminée par l'équation (2) est donc égale à l'élasticité de diffusion définie dans l'hypothèse 3.

²Généralisé par Stone (1962) pour une multiplicité de variables explicatives.

L'introduction du temps parmi les variables explicatives des ajustements a généralement été effectuée en vue de traduire l'effet de toutes les variables autres que le revenu et les prix : ainsi Smithies (1945) a-t-il interprété la significativité du coefficient de la variable de tendance dans ses ajustements par l'existence de divers effets de structure qui déplacent la fonction de consommation parallèlement à elle-même. L'interprétation que nous proposons de ce terme de tendance comme représentant le revenu tendanciel diffère donc entièrement des interprétations classiques.

Schultz (1938), en raison de sa réticence à intégrer le revenu dans la fonction de demande, a estimé des fonctions de demande $d_i = f(p_i, t)$ où la variable de tendance joue le même rôle d'indicateur des évolutions structurelles (continues) que dans l'équation de Smithies, mais peut être également interprétée comme représentant le revenu tendanciel de notre modèle : l'élasticité-prix de l'équation de Schultz est donc une élasticité-prix conjoncturelle, et seule manque dans cette équation le revenu conjoncturel pour qu'elle soit équivalente à l'équation (2). La bonne qualité des ajustements statistiques de Schultz laisse donc prévoir que l'équation (2) ajustera correctement les données.

Ce modèle simple et d'interprétation plus directe que les modèles classiques en raison de la définition explicite du processus d'anticipation, a été estimé pour des données semi-agrégées (séries annuelles de dix postes de 1960 à 1978) de cinq pays développés (Gardes, 1983, 1984) : l'équation (1), qui relie composantes conjoncturelles de la consommation et des revenus et des prix, a un coefficient de corrélation R^2 moyen de 60%, et ses coefficients sont généralement déterminés avec une précision satisfaisante. Ceci constitue une bonne preuve empirique de l'existence d'une liaison systématique entre ces composantes conjoncturelles, qui ne peut être due, comme dans la plupart des ajustements de données économiques, à une tendance commune aux variables comparées ; cette liaison statistique contredit donc (au moins pour des données agrégées, ce qui n'implique pas nécessairement un résultat semblable pour des données individuelles) l'hypothèse de Friedman d'une absence de corrélation entre consommations et revenu transitoires.

Le modèle a encore quatre propriétés intéressantes :

(i) la contrainte d'additivité des élasticités tendancielle est toujours assurée d'après leur définition (hypothèse 3) ;

(ii) on peut établir divers types de relations entre les élasticités de courte et longue période (voir la section 7) ;

(iii) les changements d'anticipation des évolutions tendancielle peuvent être pris en compte, et ceci permet, a posteriori, d'en déterminer empiriquement l'importance à partir de l'observation des effets de ces changements sur les choix de consommation (section 5) ;

(iv) il est enfin possible, par la seule observation de périodes caractérisées par une croissance continue du niveau de vie, de calculer les élasticités-revenu correspondant à des diminutions (conjoncturelles) du niveau de vie, et donc de tester l'hypothèse d'effets-cliquets entraînés par l'asymétrie des lois de consommation : en effet, les revenus conjoncturels négatifs contrebalancent les revenus conjoncturels positifs autour du revenu tendanciel (puisque ces revenus conjoncturels sont les termes résiduels d'un ajustement par les moindres carrés ordinaires, et ont donc une espérance nulle), et l'on peut supposer qu'ils ont le même effet, si la tendance est réellement anticipée par le consommateur, qu'une baisse effective de revenu (qui n'aurait pas été anticipée).

IV - JUSTIFICATION DU PROCESSUS D'ANTICIPATION DU REVENU TENDANCIEL.

4.1. Comparison avec les anticipations observées.

La série d'observations bi-annuelles (USA, 1947-75) du niveau général des prix tel que l'anticipaient 6, 12, 18 mois à l'avance un panel

d'experts construite par Livingston (voir Carlson, 1977 et Gourieroux-Pradel, 1983) a constitué la donnée standard des tests empiriques des modèles d'anticipation rationnelle. Il est frappant d'observer que, en longue période, le taux d'inflation anticipé est très proche de la tendance de long terme de l'inflation réellement observée, avec un biais de sous-estimation systématique : la différence entre l'inflation réelle et l'inflation anticipée est en conséquence très corrélée au résidu entre celle-ci et une tendance de long terme, ce qui fait de cette tendance un bon proxy des anticipations effectives dans le calcul de l'inflation résiduelle par rapport à l'inflation anticipée.

On peut donc espérer une semblable représentativité d'une tendance exponentielle pour le revenu anticipé. Ces mêmes séries de Livingston (Carlson, tableau 3, p. 38) indiquent les PNB anticipés deux ou quatre trimestres auparavant. Si l'on considère une période homogène quant à la tendance du niveau de vie (par exemple de 1969.1 à 1973.3), on remarque que le PNB tendanciel ajusté sur cette période représente correctement le PNB anticipé puisque les PNB anticipés plus proches de 33% du PNB tendanciel que du PNB réel. On observe graphiquement que les résidus par rapport à la tendance (R) indiquent correctement (avec une sous-évaluation systématique) les véritables PNB résiduels par rapport aux PNB anticipés deux (Résidu R_2) ou quatre (résidu R_4) trimestres auparavant, ce qui est également clairement prouvé par les régressions (à caractère indicatif) de ces véritables PNB résiduels par rapport au résidu de la tendance R : (R_2 ou $R_4 = a R + b$) : le coefficient a est toujours inférieur à 1 (ce qui indique la sur-évaluation de R par rapport aux véritables résidus des anticipations¹) et positif (ce qui indique que

¹On remarquera que cette sur-évaluation ne biaise pas l'estimation des élasticités conjoncturelles dans un modèle logarithmique. Cette sur-évaluation est nettement plus marquée par le rapport aux résidus R_2 (coefficients a compris entre 0.43 et 0.52) que par rapport à R_4 (a entre 0.72 et 0.90).

R constitue un bon indicateur du résidu véritable des anticipations, les R^2 étant significatifs).

4.2. Justification théorique.

On peut également justifier la détermination du revenu anticipé par un ajustement statistique, en montrant que cette procédure correspond à la minimisation d'une fonction de coût des erreurs commises dans la prévision, ou à des processus particuliers d'anticipation rationnelle (pour des résultats dans cette direction, voir Gourieroux-Pradel, 1983).

Il est également possible de rattacher ce processus d'anticipation au modèle de Hall (1978 ; voir également Muellbauer, 1983, pour une présentation simple et des tests économétriques), qui concerne la consommation totale et non des consommation désagrégées. Partant des hypothèses les plus générales des théories du revenu permanent et du cycle de vie, Hall montre que la consommation en période t ne dépend que de la consommation précédente, par exemple, sous une forme linéaire pour une fonction d'utilité quadratique : $C_t = aC_{t-1} + u_t$, avec $a < 1$ et u_t un bruit blanc : en conséquence, "une prévision de la consommation future obtenue en extrapolant le niveau atteint dans le présent au moyen d'une tendance de long terme ne peut être améliorée" (Hall, p. 986) par l'introduction parmi les variables explicatives des revenus ou des prix passés, ou des niveaux de consommation antérieurs à $(t-1)$.

Le modèle a été habilement critiqué par Muellbauer et plutôt invalidé empiriquement. Il montre néanmoins que le processus d'anticipation tendanciel que nous avons choisi peut être déduit d'un comportement d'optimisation individuel qui traduise le modèle revenu permanent-cycle de vie plus général. L'équation estimée par Hall ne prend pas en compte les effets des revenus conjoncturels non anticipés, qu'il

convient de ne pas négliger dans la description des évolutions de consommations désagrégées : la différence entre ce modèle et celui que nous avons présenté apparaît clairement lorsque l'on suppose que la consommation (en logarithme) dépend linéairement à la fois de la consommation passée et des revenus tendanciel et conjoncturel présent : $C_t = aC_{t-1} + u_t = A.RT_t + B.RC_t + c + v_t$ puisqu'alors l'évolution du revenu doit satisfaire à la condition :

$$RT_t = a't + b'RC_{t-1} + c' + w_t \quad \text{ou encore :}$$

$$RC_t = a''t + b''RC_{t-1} + c'' + w'_t \quad \text{avec } 0 < b' < 1.$$

On ne peut donc réduire le modèle tendanciel conjoncturel à celui de Hall, même si l'application de celui-ci à des données désagrégées est licite, par exemple en déterminant la dépense totale par le modèle de Hall et les consommations partielles en fonction de la dépense totale prévue par le modèle de Hall et de la dépense résiduelle de ce modèle.

Un autre processus en deux étapes déterminant la dépense totale par un modèle de revenus tendanciel et conjoncturel avant l'affectation de cette dépense aux consommations partielles s'écrirait :

$$L C = e_T LRT + e_C LRC + a + u$$

$$L C_i = e_T^i LCT + e_C^i LCC + b + v^i \quad \text{avec } LCC = e_C LRC + u$$

$$LCT = e_T LRT + a$$

$$\text{soit } L C_i = e_T \cdot e_T^i \cdot LRT + e_C^i \cdot e_C \cdot LRC + A + (e_C^i u + v^i) \quad (3)$$

Les résidus u et $(e_C^i u + v^i)$ peuvent être corrélés en cas d'effets-cliquet (maintien de la dépense totale en période récession) si les revenus conjoncturels présentent eux-mêmes une autocorrélation positive liée à l'existence de cycles. Si l'on estime pas les équations (1) et (2) directement en fonction des deux composantes, tendancielle et conjoncturelle, de la consommation totale, mais sous la forme (3) par rapport aux composantes du revenu, il sera nécessaire de prendre en compte l'autocorrélation des résidus dans l'estimation.

V - ANALYSE EMPIRIQUE

Des estimations sur données semi-agrégées (dix postes de consommations annuelles (1960-78) ou trimestrielles) ont été effectuées pour cinq pays développés, dont on résumera les enseignements avant d'analyser une estimation opérée pour des séries annuelles très désagrégées (163 postes) de consommations françaises (1959-81) par L. Lévy-Garboua (1985).

5.1. Résultat des estimations sur données semi-agrégées.

On en trouvera le détail dans Gardes (1983, 1984, 1985 a).

(i) Les postes de consommation peuvent être classés selon les deux dimensions de leur *dynamisme tendanciel* et de leur *instabilité* (que l'on peut mesurer par le rapport ou la différence des élasticités revenu conjoncturelle et tendancielle) ; cette instabilité des postes varie peu d'un pays à l'autre. Il apparaît que les élasticités conjoncturelles sont systématiquement plus dispersées que les élasticités tendancielle (à la fois entre différents postes dans un même pays et pour un même poste entre différents pays (1)), et que ces deux types d'élasticités ne sont pas corrélées entre elles, ce qui prouve qu'elles indiquent effectivement deux dimensions indépendantes des choix de consommation.

(ii) les postes stables semblent concerner des consommations influencées par la position du consommateur dans son cycle de vie : tels les dépenses alimentaires, les charges, les dépenses de transport collectif et de communication, d'éducation et de loisir, les services ; une forte instabilité caractérise la plupart des biens durables ou semi-durables (ce paradoxe d'élasticités-revenu de court terme supérieures aux élasticités de long terme pour des biens caractérisés par leur longue durée de vie a été discuté dans Gardes, 1983 et 1984, chapitre 5).

(1) L'homogénéité du dynamisme de long-terme des structures de consommation de différents pays entraîne leur convergence -une hypothèse proposée et testée dans Gardes (1983, où l'on observe une convergence vers la structure de consommation américaine), puis discutée par Aglietta (1984) et Gardes et Louvet (1986).

(iii) les élasticités-revenu conjoncturel d'expansion diffèrent, pour les cinq pays analysés, des élasticités de récession pour sept des dix postes de la nomenclature, ce qui prouve l'irréversibilité fréquente des lois de consommation ; seule les dépenses alimentaires (1) semblent contredire systématiquement l'effet-cliquet, qui caractérise au moins quatre des dix postes, trois autres -les dépenses de logement, santé et transports collectifs- ayant des lois réversibles et deux postes -les dépenses d'éducation et de transport personnel- une irréversibilité différente selon les pays (2).

(iv) l'adaptation des consommations aux variations des prix semble s'effectuer rapidement, à l'inverse des réactions aux variations de revenu ; les élasticités-prix directes conjoncturelles ne diffèrent en effet pas fondamentalement des élasticités-prix de longue période, ce qui peut s'expliquer par le fait qu'une variation ponctuelle de prix subsiste généralement, alors qu'une variation de revenu peut être contrebalancée à la période suivante par une variation inverse : il est donc naturel que le consommateur en anticipe la pérénnité et qu'il y adapte immédiatement son choix. Cette observation contredit donc l'hypothèse implicite des modèles autorégressifs d'une égale durée d'ajustement des consommations aux variations de prix ou de revenu .

(v) la détermination des lois (temporelles) de consommation de sous-populations caractérisées par des niveaux différents de revenu relatif (Gardes 1984, 1985 b) permet de montrer que les élasticités-revenu tendanciennes diffèrent plus, d'une classe sociale à l'autre, que les élasticités conjoncturelles, et que la différence entre les élasticités tendanciennes et les élasticités conjoncturelles est plus importante dans la classe pauvre. Par ailleurs, les biens tendanciennement inférieurs (alimentation à domicile, tabac, biens financiers dans certaines classes) ne le sont jamais pour l'élasticité conjoncturelle, ce qui montre qu'il existe un biais dans la détermination de l'infériorité des biens par le calcul d'une élasticité keynésienne qui mêle les effets des deux composantes du niveau de vie (aucun poste n'est inférieur pour l'élasticité-revenu keynésienne, alors

(1) qui sont fortement réduites en période de récession conjoncturelle (élasticité de l'ordre de 0,8) alors qu'elles n'augmentent que faiblement durant les périodes d'expansion (élasticité de l'ordre de 0,3).

(2) ces deux types de dépense d'investissement sont particulièrement inélastiques en récession dans les pays libéraux (USA, RFA).

que l'alimentation à domicile et le tabac le sont pour toutes les classes sociales pour l'élasticité tendancielle).

5.2. Estimations sur données désagrégées.

Ces séries temporelles annuelles de l'INSEE (France, 1959-81) de 163 produits sont présentées dans Lévy-Garboua (1983). L'ajustement de l'équation (2) (sans contrainte sur l'élasticité-prix directe) et de la même équation après séparation des revenus conjoncturels positifs et négatifs fournit des élasticités-revenu tendancielle significatives pour 90% d'entre elles, et des élasticités conjoncturelles significatives dans deux cas sur trois.

5.2.1. *Elasticités-revenu.*

Un bien sur cinq a une élasticité tendancielle négative (non significativement différente de 0 dans un cas sur quatre), mais, pour plus de la moitié de ces biens tendanciellement inférieurs, l'élasticité conjoncturelle est positive, ce qui fournira une élasticité-revenu keynésienne positive ou moins fortement négative¹.

Moins d'un bien sur cinq (18.5%) a une élasticité tendancielle nettement différente de son élasticité conjoncturelle², ce qui prouve l'importance de la séparation du revenu en deux composantes ; on observe une plus forte proportion de biens instables : 67% des 163 postes ont donc des comportements conjoncturels destabilisants, ce qui montre l'importance de la prise en compte des comportements conjoncturels plutôt que des élasticités-revenu keynésiennes dans la prévision des effets d'une variation non anticipée du niveau de vie (par exemple à la suite d'une mesure de relance de la consommation du type de celle de septembre 1981). L'instabilité moyenne mesurée par l'écart $e_c - e_t$ des deux élasticités, s'établit (en moyenne non pondérée) pour l'ensemble des biens à 1,5, ce qui représente 150% de la valeur moyenne des élasticités-tendancielle³.

Les fonctions de consommation ne sont pas composées systématiquement de biens d'un même type (neutre, stable ou instable), bien que les produits de textiles et cuirs soient très souvent instables et les services majoritairement stables. Les biens nouveaux (dans la définition de Lévy-Garboua, 1983, p. 25, tableau 2) semblent légèrement plus instables.

¹ Le cas inverse ($e < 0 < e_c$) s'observe également pour 18 biens, mais dont seulement quatre cas sont significatifs

² On définira : (1) bien neutre : $e_t \approx e_c$ ($|e_c - e_t| < 0,2$)
(2) bien stable : $e_t > e_c > 0$ ou $e_t < e_c < 0$ avec $|e_t - e_c| \geq 0,2$

(3) bien instable : l'inverse de (2), soit $e_t < 0 < e_c$ ou $e_c < 0 < e_t$ avec $|e_c - e_t| \geq 0,2$

³ Qui vérifient exactement la condition d'additivité à un des élasticités-revenu.

L'estimation d'élasticités conjoncturelles d'expansion (e_{c+}) et de récession (e_{c-}) qui s'observe par l'équation :

$$\text{Log } C_i = e_T \text{ Log.RT} + e_{c+} \text{ Log}(RC_+) + e_{c-} \text{ Log}(RC_-) + e_{pi} \cdot \text{Log}(p_i/p) + \epsilon_i$$

$$\text{où } \text{Log}(RC_+) = \max(\text{Log } RC, 0)$$

$$\text{Log}(RC_-) = \min(\text{Log } RC, 0)$$

fournit 18 % d'élasticités e_{c+} et e_{c-} toutes deux significatives pour un seuil de 5 % (39 % dont les t sont supérieurs à 1) ; parmi ces 63 postes, les effets-cliquets classiques ($e_{c-} < e_{c+}$) sont majoritaires (deux cas sur trois), et l'on n'observe pas de différence dans la répartition de ces effets cliquets entre les biens stables et instables, mais par contre un plus grand nombre d'effets-cliquets contraires (forte e_{c-}) parmi les biens nouveaux et d'effets classiques parmi les biens anciens.

5.2.2. *Elasticités-prix.*

- Données semi-agrégées.

L'estimation de divers types de fonctions de consommation opérée dans de précédentes études (Gardes 1983, 1984, 1985 a et b) sur des nomenclatures semi-agrégées comprenant 10 à 13 postes et pour cinq pays différents a permis d'observer des similitudes importantes dans les hiérarchies nationales des élasticités-prix directes des différents postes.

On remarque par ailleurs que :

(i) les élasticités-prix du modèle de revenus tendanciel et conjoncturel sont très légèrement plus proches de celles du modèle autorégressif de Brown-Friedman, qui sont également des élasticités de courte période, que celles des modèles logarithmiques avec ou sans revenu retardé qui mesurent l'ensemble de l'effet-prix.

(ii) les élasticités des modèles autorégressif et avec revenu retardé sont peu différentes, bien que la première mesure l'effet-prix total, la seconde le seul effet de court-terme : ceci prouve que les coefficient d'ajustement qui se déduit, dans l'équation de Brown-Friedman du coefficient de la consommation passée ne mesure pas l'adaptation de longue période aux variations de prix ;

(iii) les estimations en niveaux et en différences premières des mêmes équations fournissent des élasticités très différentes (de 60% en moyenne), ce qui peut indiquer l'effet de multicollinéarité ou de l'autocorrélation des résidus dans le premier type d'ajustement ;

(iv) les estimations d'élasticités-prix pures par le système complet de Rotterdam diffèrent fortement des élasticités-prix composées, ce qui peut traduire soit l'influence de la prise en compte des effets-prix croisés, soit l'importance des effets-revenu.

Les élasticités du modèle de Rotterdam sont rarement significatives (une sur cinq au seuil de 5%, une sur deux seulement ayant un t de Student supérieur à 1 -proportion comparable, il est vrai, à celle de l'ajustement double logarithmique classique en différences premières). Les diverses variantes du modèle (avec ou sans tendance, avec ou sans contrainte d'homogénéité) fournissent des estimations proches (à distance moyenne de 27%), l'imposition de la contrainte d'homogénéité (qui est souvent rejetée dans le test des systèmes complets) semble moins changer les élasticités-prix que la prise en compte d'une tendance ce qui, pour le modèle de revenu tendanciel et conjoncturel implique que l'on estime des élasticités-prix conjoncturelles (la distance du modèle de Rotterdam au modèle logarithmique classique est presque le double de la distance au modèle b de revenus tendanciel et conjoncturel).

On peut donc conclure de l'ensemble de ces analyses que la prise en compte d'une tendance semble caractériser plus fortement le mode d'estimation des élasticités-prix directes que celle des effets-revenu ou des effets-prix croisés, bien que les élasticités-prix directes conjoncturelles estimées par les modèles avec tendance diffèrent beaucoup moins des élasticités-prix directes totales que les élasticités-revenu conjoncturelles des élasticités-revenu tendanciennes ou keynésiennes totales.

Il convient, en raison de la mauvaise qualité des indices de prix des postes composites (qui ne vérifient que rarement les conditions d'agrégation parfaites de Hicks) de reprendre ces analyses pour une nomenclature désagrégée.

- Données désagrégées.

On n'observe pas de différence dans la significativité des estimations entre biens nouveaux et anciens, mais par contre les estimations en différences premières diffèrent nettement plus des estimations en niveaux pour les biens nouveaux : ceci ne semble pas lié à la correction de l'autocorrélation des résidus du premier ordre qui est opérée par le premier type d'ajustement mais plutôt à la correction de la multicolinéarité entre les évolutions de prix relatif et de revenu, qui est particulièrement forte pour les biens nouveaux (1).

Il est particulièrement intéressant d'analyser sur données désagrégées les effets-Giffen : onze postes sur 163 ont des élasticités-prix directes significativement positives, et l'on constate sur le tableau 2 que ce sont majoritairement des biens nouveaux (à plus de 80%, contre une proportion générale de biens nouveaux de 64%) : l'élasticité tendancielle des onze biens significativement Giffen (1er groupe) s'établit en moyenne à 1.49 (contre 1 pour l'ensemble des postes), et à 1.09 pour les 35 biens ayant une élasticité-prix directe positive pour au moins deux des trois modèles estimés : ceci contredit fortement la supposition classique, fondée sur l'équation de Slutsky, de l'infériorité des biens Giffen (voir Hicks, 1934) qui n'est vérifiée que pour cinq des vingt deux postes du tableau 2). L'effet Giffen a encore été souvent justifié par une contrainte de subsistance (explication proposée par A. Marshall et reprise par Simonin), qui, lorsque le budget consacré à un certain type de biens ne peut être augmenté à la suite de la croissance du prix d'un de ces biens, amène le consommateur à augmenter la consommation du bien le moins onéreux (en terme de caractéristiques fournies) ; la fixité du budget affecté à une fonction nous semble constituer une hypothèse peu plausible dans les pays développés.

(1) L. Lévy-Garboua (1985) propose une analyse de ce phénomène. Par ailleurs, ces biens nouveaux semblent avoir des élasticités-prix directes supérieures à celles des biens anciens.

Tableau 2 CARACTERISTIQUES DES BIENS GIFFEN

Produits	Caractéristiques des biens	Elasticités-prix			Elasticités-revenu	
		(a)	(a')	(b)	e_T	e_c
1er groupe	(A) Appareils de cuisine et de chauffage non électrique	2.85 (2.88)	1.44* (0.95)	4.19	1.68	-1.54*
	Motocycles et cycles	3.42 (4.07)	-0.27* (0.19)	3.86	1.76	3.51
	Services annexes de transp.	1.96 (6.51)	1.38 (3.33)	1.71	1.64	3.30
	Transports aériens	1.69 (4.48)	0.01 (0.02)	0.64*	2.38	-0.06*
	Matériel d'éclairage et d'installation	1.66 (2.66)	0.09* (0.02)	1.27	1.45	5.40
	Spécialités pharmaceutiques humaines	0.72 (1.62)	0.21* (0.65)	0.78	2.98	2.27
	(A) Beurre ATC	1.66 (3.37)	0.21* (2.90)	0.24*	-1.16	1.18*
	Tapis	0.76 (2.67)	0.20* (0.64)	0.20*	1.59	2.88
	Aliments diététiques et aliments pour bébé	1.40 (2.32)	0.35* (0.74)	0.75*	1.31	2.58
	Eau, chauffage urbain	0.37* (1.91)	0.01* (0.05)	0.13*	1.33	1.10
Pâtisserie fraîche	1.35 (2.63)	0.12* (0.37)	0.46*	0.52*	0.45*	
2ème groupe	Produits de la pêche ATC	0.14* (1.30)	0.09* (0.72)	0.09*	-0.26	-0.07*
	Viande ATC	0.02* (0.44)	0.05* (1.18)	0.03*	-0.64	-0.52*
	Légumes secs CCM	0.11* (0.77)	0.02* (0.29)	0.07*	-0.95	-3.31
	Plats cuisinés	0.33* (0.68)	0.66* (1.41)	0.59*	1.47	0.82*
	Alcool	0.02* (1.25)	0.01* (0.18)	0.04	-0.13	-0.02*
	Horlogerie	0.24* (1.55)	0.13 (6.33)	0.15*	1.50	1.70
	(A) Savon, détergent	0.44* (1.78)	0.11* (0.68)	0.26*	0.94*	1.39
	Papiers, cartons	0.27* (1.36)	0.50* (1.55)	0.21*	1.65	1.35
	Verre	0.16* (0.64)	0.25* (0.94)	0.30*	1.06	2.47
	Produits du travail mécanique du bois	0.17* (1.24)	0.12* (0.55)	0.06	0.70	1.38
Vétérinaires	0.21* (0.32)	1.27* (1.02)	0.55*	1.25	1.55*	

1er groupe : $e_{pi} > 0$ pour les 3 estimations, avec au moins une élasticité significative.

2è groupe : $e_{pi} > 0$ pour les 3 estimations.

(a) modèle double logarithmique en niveaux
 (a') " " " " en différences premières
 (b) modèle tendanciel-conjoncturel.

* coefficient non significativement différent de 0 au seuil de 5%

Les t de Student entre parenthèses.

(A) bien ancien.

Les élasticités-prix directes de ces produits sont positives dans les trois modèles estimés (double logarithmique en niveau et différences premières, modèle des revenus tendanciel et conjoncturel) et significativement différentes de 0 pour au moins une des 3 estimations pour les produits du premier groupe.

Une autre explication peut être proposée à partir de l'équation de Marshak (provenant d'une hypothèse d'homogénéité des fonctions de demande).

$$e_{ci/R} + \sum_{j=1}^n e_{ci/pj} = 0 . \text{ Cette relation permet}$$

de construire un indice de complémentarité globale (au sens de la complémentarité économique par les effets-prix croisés) qui indiquera le signe majoritaire des élasticités-prix croisées :

$$I = - \sum_{j \neq i} e_{ci/pj} = e_{ci/pi} + e_{ci/R} , \text{ indice que l'on peut calculer à}$$

l'aide des seuls élasticités-revenu et prix directes, généralement plus significatives que les élasticités-prix croisées.

La positivité de l'élasticité-prix directe (non compensée) peut alors provenir, soit d'une élasticité-revenu fortement négative, soit pour les biens supérieurs d'un indice de complémentarité fortement positif : cette complémentarité du bien i avec les autres biens pourrait alors expliquer que sa consommation ne réagisse pas normalement aux variations de son propre prix (dans la mesure où elle dépend en partie des dépenses effectuées sur les biens complémentaires) ainsi que le caractère endanciel des évolutions de cette consommation.

VI - LA REVISION DES ANTICIPATIONS.

6.1. Théorie.

6.1.1. Lorsqu'une variation du revenu courant, d'abord considérée par l'agent comme conjoncturelle, se perpétue, l'individu révisera ses anticipations de revenu tendanciel et un transfert s'opérera entre le revenu conjoncturel et le revenu tendanciel.

Cette révision des anticipations permet d'analyser des phénomènes classiques mais mal expliqués, comme la croissance de la propension marginale à consommer pendant les phases d'expansion et de sa diminution pendant les récession. Si l'on sait que l'épargne est très volatile (en France son coefficient de volatilité e_c/e_t

est de l'ordre de 2.5) (1), la propension marginale à consommer le revenu tendanciel est supérieure à la pmc le revenu conjoncturel, et donc une période d'expansion longue verra la pmc diminuer au début, puis augmenter peu à peu à mesure que les ménages anticipent une tendance de revenu en croissance par rapport à la période précédente.

Cette révision des anticipations ne se fait pas de manière homogène dans l'ensemble de la population; dans la mesure où certaines classes socio-professionnelles ou certains types de ménages connaissent plus tôt que d'autres les variations des tendances de revenu, sont plus rapidement informés ou ajustent plus rapidement leurs comportements de consommation.

61.2. Si l'on suppose que la tendance des revenus est en hausse, la population se divisera à chaque période en trois types, plus ou moins important selon l'ampleur des modifications des tendances de revenu :

(i) un ensemble d'agents en proportion α_1 de l'ensemble de la population qui anticipaient en (t-1) des revenus tendanciels en croissance au taux annuel τ_1 et connaissaient donc des revenus conjoncturels positifs élevés ;

puis qui modifient leurs anticipations de revenu tendanciel et l'estiment croître au taux $\tau_1 + \Delta\tau_1 > \tau_1$. Cette modification des anticipations réduira le revenu conjoncturel si la nouvelle tendance de revenu sur laquelle l'agent s'aligne est effectivement stable.

La variation logarithmique $\Delta LC = \text{Log } C_t - \text{Log } C_{t-1}$ de la consommation de cette première sous-population s'écrira :

$$\Delta LC^{(1)} = e_T^{(1)} \cdot \Delta LRT^{(1)} + e_c^{(1)} \cdot \Delta LRC^{(1)} = (\tau_1 + \Delta\tau_1)e_T^{(1)} + e_c^{(1)} \cdot \Delta LRC^{(1)} \quad (5)$$

(1) Régression sur données annuelles (France, 1959-1979, séries longues macroéconomiques de l'INSEE) de l'épargne brute sur les composantes tendancielle et conjoncturelle du revenu disponible net.

$$\text{avec } \left\{ \begin{array}{l} \Delta \text{LRT} = \text{Log } RT_t - \text{Log } RT_{t-1} = \tau_1 + \Delta \tau_1 \\ \Delta \text{LRC} = \text{Log } RC_t - \text{Log } RC_{t-1} \end{array} \right.$$

(ii) une deuxième sous-population, en proportion α_2 , qui conserve ses anticipations de revenu tendanciel (estimé croître en taux τ_2), touche un revenu conjoncturel élevé. On voit facilement que :

$$\Delta \text{LC}^{(2)} = \tau_2 \cdot e_T^{(2)} + e_c^{(2)} \cdot \Delta \text{LRC}^{(2)} \quad (6)$$

(iii) la troisième sous-population, en proportion $\alpha_3 = 1 - (\alpha_1 + \alpha_2)$, est supposée avoir déjà modifié ses anticipations de revenu tendanciel en période (t-1) et connaît donc en t et (t-1) des revenus conjoncturels faibles :

$$\Delta \text{LC}^{(3)} = (\tau_3 + \Delta \tau_3) \cdot e_T^{(3)} + e_c^{(3)} \cdot \Delta \text{LRC}^{(3)} \quad (7)$$

Les comportements de ces trois populations peuvent être résumés par un tableau :

Période		Taux de variation du revenu tendanciel	Revenu conjoncturel (cas $\Delta\tau > 0$)
(i)	t-1	τ_1	+
	t	$\tau_1 + \Delta\tau_1$	≈ 0
(ii)	t - 1	τ_2	+
	t	τ_2	+
(iii)	t - 1	$\tau_3 + \Delta\tau_3$	≈ 0
	t	$\tau_3 + \Delta\tau_3$	≈ 0

Les équations (5), (6), (7), ne traduisent ces trois types de comportements que sous deux hypothèses qui s'ajoutent aux cinq hypothèses générales du modèle :

- (H6). La révision d'anticipations de revenu tendanciel se traduit sans délai dans les modifications de consommation que prévoit le modèle (il ne peut donc exister de déséquilibre persistant entre dépense et revenu tendanciel si le processus de révision des anticipations est assez rapide).

On obtient les mêmes résultats s'il existe des délais d'adaptation du consommateur, mais si le délai moyen de l'ensemble de la population est constant.

- (H7). Les consommateurs de la troisième sous-population ne reviennent pas sur leur révision d'anticipation si la nouvelle tendance de revenu se poursuit.

6.1.3. Les différences logarithmiques des revenus conjoncturels peuvent s'écrire :

$$\begin{aligned}\Delta LRC^{(1)} &= [LR_t - (\tau_1 t + \Delta\tau_1 + \beta)] - [LR_{t-1} - (\tau_1(t-1) + \beta)] \\ &= \Delta LRC(\tau_1) - \Delta\tau_1\end{aligned}$$

si l'on remarque que : $LRC(\tau + \Delta\tau) = LR - (\tau t + \beta + \Delta\tau)$
 $= LRC(\tau) - \Delta\tau$

$\Delta LRC(\tau_1)$ étant la variation du revenu conjoncturel qui aurait été enregistrée par les consommateurs s'ils n'avaient pas modifié leurs anticipations de revenu tendanciel.

De même : $\Delta LRC^{(2)} = \Delta LRC(\tau_2)$

$$\Delta LRC^{(3)} = \Delta LRC(\tau_3 + \Delta\tau_3) = \Delta LRC(\tau_3) - \Delta\tau_3$$

L'agrégation des différences logarithmiques de consommation des trois populations s'obtient simplement en calculant la moyenne pondérée des $\Delta LRC^{(j)}$ pour les poids α_j . Cette pondération est justifiée par l'hypothèse :

- (H8). Les trois sous-populations n'ont aucune caractéristique particulière par rapport à la population totale.

Ceci suppose simplement que chaque catégorie de consommateurs (distingués par exemple par leurs niveaux de revenu) se répartit de la même manière dans les trois sous-populations : les ménages riches n'ont, par exemple, aucune raison de modifier leurs anticipations plus tôt que les autres.

Cette hypothèse permet d'identifier les proportions α_j de chaque sous-population avec la part du revenu et de la consommation qu'elles détiennent ; si on la refuse, il suffit de spécifier que les poids α_j se définissent comme la part de la consommation détenue par chaque sous-population et non comme leur proportion numérique.

La différence logarithmique agrégée $\Delta LC = \sum_{j=1}^3 \alpha_j \cdot \Delta LC^{(j)}$

est une formule assez compliquée, qui peut se simplifier grâce aux hypothèses naturelles qui découlent de l'hypothèse (H8) :

- (H9). Les trois sous-populations ont les mêmes élasticités tendanciennes et résiduelles, le même taux de croissance anticipé initial de leur revenu tendanciel ($\tau_1 = \tau_2 = \tau_3$) et la même modification de ce taux ($\Delta\tau_1 = \Delta\tau_3$).

On obtient en effet une expression agrégée :

$$\Delta LC = [\tau + (\alpha_1 + \alpha_3)\Delta\tau] \cdot e_T + [\Delta LR - \tau - (\alpha_1 + \alpha_3)\Delta\tau] \cdot e_c \quad (8)$$

6.4. L'équation (8) est vérifiée pour tous les postes ; elle ne diffère d'un poste à l'autre que par les élasticités tendanciennes et conjoncturelles, ce qui permet d'estimer les deux termes entre crochets par l'ajustement dérivé des équations (8) pour les postes 1 et k :

$$8(1) - 8(k) \equiv \Delta LC(1) - \Delta LC(k) = \underbrace{[\tau + (\alpha_1 + \alpha_3)\Delta\tau]}_A [e_T(1) - e_T(k)] + \underbrace{[\Delta LR - \tau - (\alpha_1 + \alpha_3)\Delta\tau]}_B [e_c(1) - e_c(k)] \quad (9)$$

La différence $\Delta LC(i) - \Delta LC(k)$ étant calculée entre deux périodes consécutives, l'évolution des coefficients estimés A et B d'une période à l'autre permettra de mesurer l'importance des changements d'anticipation : le produit $\alpha_1 \Delta\tau$ dépend en effet à la fois de la proportion de la population qui modifie ses anticipations entre les deux périodes considérées, et de la variation du taux de croissance anticipé du revenu tendanciel :

6.1.5 L'équation (8) peut également être estimée pour chaque poste sur une série de périodes homogènes, pendant lesquelles s'effectue progressivement un changement des anticipations de revenu tendanciel : en notant

$$DX = \text{Log } X_t - \text{Log } X_{t-2} = \Delta LX_{t/t-1} - \Delta LX_{t-1/t-2}, \quad (8) \text{ peut s'écrire :}$$

$$DC = e_c \cdot DR + (e_T - e_c) \Delta\tau \cdot (\Delta\alpha_1 + \Delta\alpha_3) \quad (10)$$

ou :

$$DC - e_c \cdot DR = \alpha_1(t) \cdot (e_T - e_c) \cdot \Delta\tau \quad (11)$$

puisque $\Delta\alpha_3 = \alpha_1(t-1)$

6.1.6. Cinq types d'analyses sont donc possibles :

(i) Ajustement de l'équation (8) pour chaque poste et une période homogène quant aux changements d'anticipation : on régresse ΔLC par rapport à ΔLR et une constante $C = (e_T - e_c)[\tau + (\alpha_1 + \alpha_3) \cdot \Delta\tau]$, ce qui permet de calculer la valeur moyenne de $(\alpha_1 + \alpha_3) \cdot \Delta\tau$.

(ii) Analyse des résidus des équations ajustées (8) ou (11) pour chaque poste ; ceci permet de déterminer $\alpha_1(t) \cdot \Delta\tau$ en chaque période.

(iii) Ajustement de (9) sur tous les couples de postes, pour chaque période (ce qui fournit autant d'ajustements que de périodes).

(iv) Ajustement de (9) sur tous les postes et toutes les périodes (ce qui fournit un seul ajustement et suppose que $\tau + (\alpha_1 + \alpha_3) \cdot \Delta\tau$ est constant pendant toute la période) : on régresse $\Delta LC(i) - \Delta LC(k) = \Delta(i,k)$ par rapport à ΔLR , dont le coefficient doit être proche de $[e_c(i) - e_c(k)]$, en contraignant ou non ce coefficient.

(v) Analyse des résidus en chaque période de $\Delta(i,k) - [e_c(i) - e_c(k)] \cdot \Delta LR$ pour évaluer $(\alpha_1 + \alpha_3) \cdot \Delta\tau$ en chaque période.

6.2. Analyse empirique (Etats-Unis, 1933-1984).

L'équation (8) $\Delta LC_i = e_c \Delta LR + [\tau + (\alpha_1 + \alpha_3) \Delta \tau] (e_T - e_c)$, estimée pour

es consommations dont les effets directs des prix ont été préalablement corrigés permet de déterminer le coefficient $\gamma = (\alpha_1 + \alpha_3) \Delta \tau^*$ de changement des anticipations ($\Delta \tau^*$) étant la valeur perçue de la variation du taux de croissance du revenu ; elle diffère du même modèle sans changement des anticipations caractérisé par une constante $\tau(e_T - e_c)$ si l'on considère que le consommateur anticipe la continuation du rythme de croissance de son niveau de vie connu dans la période précédente (ou la constante $(\tau + \Delta \tau^*) \cdot (e_T - e_c)$ s'il anticipe correctement dès le début de la période le nouveau taux de croissance du revenu $\tau + \Delta \tau^*$).

On peut donc tester, en estimant l'équation (8) sur des périodes homogènes la conformité du terme constant supplémentaire au changement réel $\Delta \tau$ du taux de croissance tendanciel du revenu. Ce test a été effectué pour l'épargne et la consommation des Etats-Unis désagrégée en trois postes, sur quatre périodes homogènes entre 1933 et 1983, à partir de données annuelles (tableau 3) et trimestrielles (CVS).

On constate une concordance du signe et des valeurs du coefficient γ de changement des anticipations et de la variation réelle $\Delta \tau$ du taux de croissance pour les quatre sous-périodes homogènes analysées. De plus, le coefficient γ est généralement inférieur à $\Delta \tau$ dans les périodes de reprise (une suradaptation semblant caractériser symétriquement les dépressions), ce qui constitue un indice de la progressivité de l'ajustement des anticipations et des consommations (traduite par l'inégalité $\alpha_1 + \alpha_3 < 1$) : l'ajustement des coefficients γ des quatre sous-périodes par rapport au changement réel du taux de croissance fournit une proportion moyenne des changements d'anticipation de 89% (en supposant que le changement perçu $\Delta \tau^*$ est identique au changement réel $\Delta \tau$) :

$$\gamma = (\alpha_1 + \alpha_3) \Delta \tau^* = \underset{(6.6)}{0.891} \Delta \tau - \underset{(1.1)}{0.004} \quad ; \quad R^2 = 0.977$$

L'analyse des statistiques trimestrielles de 1947.1 à 1984.1 fournit un résultat du même type :

$$\gamma = 0.927 \Delta \tau - 0.10 \quad ; \quad R^2 = 0.963$$

Ces confirmations statistiques sont néanmoins très précaires dans la mesure où le coefficient γ ne diffère qu'assez peu du changement réel $\Delta\tau^*$ de la croissance des ressources : il conviendrait donc d'analyser précisément la signifi-
 cativité statistique de ces deux termes, et d'étudier l'évolution annuelle du coefficient γ dans les périodes qui suivent un choc sur le taux de croissance tendanciel du revenu.

L'ajustement progressif des anticipations et des dépenses à un tel choc peut être analysé à partir de l'influence statistique des revenus conjoncturels antérieurs sur la consommation présente : l'augmentation du taux de croissance du revenu se traduit en effet, tant que les anticipations ne s'y sont pas ajustées, par une croissance du revenu conjoncturel dont l'effet immédiat (positif pour les biens à forte élasticité conjoncturel) diminue à mesure que la révision des anticipations s'opère ; le changement de signe des coefficients des revenus conjoncturels passés indiquerait donc le début d'une telle révision. Une première analyse statistique sommaire des statistiques américaines montre que l'effet des revenus conjoncturels des deux trimestres précédents est semblable à celui du revenu conjoncturel de la période, et qu'une meilleure précision statistique des coefficients du revenu conjoncturel apparaît après cinq trimestres, ce qui semblerait indiquer un début de révision des anticipations au cours de la deuxième année après le choc

6.3. Une analyse alternative peut être fondée sur une estimation directe de l'influence sur la consommation des revenus conjoncturels passés : cette influence peut être supposée décroissante avec le temps, jusqu'à ce qu'une accumulation de revenus conjoncturels de même sens amène le consommateur à réviser ses anticipations tendanciennes (ce qui modifiera les paramètres mesurant l'effet des revenus conjoncturels passés). Il n'est pas simple de sérier ces deux effets direct et indirect, et l'on fera deux hypothèses simples :

(i) la diminution des effets conjoncturels peut être décrite par une distribution de Koyck de paramètre λ et de longueur finie ou infinie ;

(ii) le revenu conjoncturel passé peut déterminer la consommation présente, soit par sa valeur totale (modèle a), soit par l'intermédiaire du revenu conjoncturel discrétionnaire obtenu par déduction de la part consommée immédiatement (modèle b1) : $[(1-b) \cdot RC] (1+r)^j$, ou durant les $(j-1)$ périodes ultérieures* :

* Le revenu discrétionnaire s'écrit $(1-e_c) (1+r) \cdot RC_{t-j}$ en période $(t-j+1)$, puis $(1-\lambda e_c) (1+r) \cdot (1-e_c) (1+r) RC_{t-j}$ en période $(t-j+2)$ ce qui implique la formule du texte si λ est le coefficient d'ajustement entre deux périodes adjacentes.

$$RC_{t-j} \cdot (1+r)^j (1-e_c)^{j-1} (1-b) \text{ (modèle b2).}$$

Le modèle (a) s'écrit pour un poste dont l'indice a été omis :

$$C_t = a RT_t + \sum_{j=0}^n b \lambda^j RC_{t-j} \cdot (1+r)^j + c p_t + d$$

soit après transformation de Koyck :

$$(11) \quad C_t = \lambda' C_{t-1} + a(1-\lambda') RT_t + b RC_t - b \lambda'^{n+1} RC_{t-(n+1)} + \gamma (p_t - \lambda' p_{t-1}) + [d(1-\lambda' + a\lambda'\tau)]$$

avec une croissance tendancielle anticipée du revenu réel au taux τ et $\lambda' = \lambda(1+r)$.

Le modèle (b1) s'écrit :

$$C_t = \lambda' C_{t-1} + a(1-\lambda') RT_t + b RC_t - b^2 \lambda' RC_{t-1} - b(1-b) \lambda'^{n+1} RC_{t-(n+1)} + \gamma (p_t - \lambda' p_{t-1}) + [d(1-\lambda') + a\lambda'\tau]$$

dont la différence essentielle avec le premier modèle tient en l'adjonction du revenu conjoncturel précédent.

Le modèle (b2) fournit la même équation finale avec :

$$\lambda' = \lambda(1+r) (1-\lambda b) \text{ et des coefficients } b (\lambda-1) (1+r)$$

du terme RC_{t-1} et $-\lambda b(1-\lambda b)^n (1+r)^{n+1}$ du terme $RC_{t-(n+1)}$ *

La prise en compte des revenus conjoncturels passés a donc pour principal effet d'introduire dans l'équation ajustée un terme autorégressif et une interaction entre les coefficients d'élasticité-revenu et d'ajustement aux revenus antérieurs. Ces différents modèles pensent être estimés par la résolution algébrique des équations normales (qui se révèle très complexe) ; par un balayage sur λ entre 0 et 1 ; ou par une procédure d'ajustements convergentes commençant par une estimation des équations sans termes croisés puis fixant λ dans les coefficients croisés à la valeur précédemment obtenue.

*Le terme RC_{t-1} disparaît si le PMC le revenu conjoncturel b n'est pas affaiblie pour les revenus conjoncturels passés ($\lambda=1$)

VII - LES RELATIONS ENTRE LES ELASTICITES-REVENU DE COURTE ET DE

7.1. Présentation.

Un premier type de relations, fondées sur l'hypothèse de séparabilité additive du modèle de revenu permanent (indépendance des effets des deux composantes du revenu sur la consommation), permettent d'écrire très simplement l'élasticité keynésienne d'arc (par rapport au revenu total du ménage) comme moyenne des élasticités de la consommation par rapport aux revenus permanent et transitoire.

Une seconde voie consiste à comparer les définitions statistiques des divers types d'élasticités telles qu'ils ressortent des ajustements pratiqués, c'est-à-dire des élasticités calculées à partir de modèles restreints par diverses hypothèses auxiliaires. M. Friedman (1957, pp. 31-37) a proposé une relation de ce type pour son modèle de revenu permanent, en comparant la loi de consommation linéaire estimée sur données transversales de budget de famille : $C = a + bR$ à la loi dynamique de revenu et consommation permanents : $c_p = kR_p$. En supposant non corrélées les composantes permanentes et transitoires des diverses variables : $\text{Cov}(R_p, R_t) = \text{Cov}(c_p, c_t) = \text{Cov}(c_t, R_t) = 0$, on obtient facilement $b = k \cdot P_R$ où P_R est la fraction de la variance du revenu total provenant du revenu permanent : $0 < P_R = \frac{\text{Var}(R_p)}{\text{Var}(R)} < 1$, la seconde inégalité provenant de l'indépendance des deux composantes du revenu.

Fourgeaud (1964, pp. 32-34 et 48-49) a généralisé cette démonstration en supposant que les composantes transitoires des logarithmes du revenu et de la consommation sont reliées par une équation linéaire qui fournit une élasticité transitoire qui n'est plus nécessairement nulle. La relation entre l'élasticité-revenu total et l'élasticité-revenu permanent qu'il obtient asymptotiquement :

$$e_{c/R} \approx e_{c_p/R_p} + \frac{e_{c_t/R_t} - e_{c_p/R_p}}{\frac{V(R_p)}{V(R_t)} + 1}$$

peut s'écrire de la même manière⁽¹⁾ que celle que nous établissons dans la troisième proposition de cette section, en définissant précisément la forme du revenu permanent mais sans avoir à supposer la série ajustée suffisamment importante pour que la convergence soit vérifiée ni l'hypothèse fondamentale (non explicitée) contenue dans l'équation $C_{p,i}(t) = A_k R_{p,i}(t) + B_k$: l'élasticité permanente A_k du bien k est identique pour tous les agents i .

7.2. Relations avec l'élasticité keynésienne d'arc.

La décomposition additive du revenu courant : $\text{Log } R = \text{Log } RC + \text{Log } RT$ implique une semblable décomposition des variations de ce revenu, et donc, sous une hypothèse d'indépendance des effets tendanciels et conjoncturels, la relation entre les PMC ou élasticités tendanciennes et conjoncturelles d'ajustement, les évolutions des deux composantes du revenu et une PMC ou élasticité keynésienne $e_{c/R}$:

Proposition 1 : Les propensions marginales à consommer et élasticités keynésiennes globales (par rapport au revenu total du ménage) s'expriment par les équations (13) et (14) comme moyenne pondérée des PMC et élasticités par rapport à chacune des composantes du revenu :

$$\frac{\text{pmc keynésienne}}{\text{d'arc}} = \text{pmc}_{c/R_1} \cdot \text{pmc}_{R_1/R} + \text{pmc}_{c/R_2} \cdot \text{pmc}_{R_2/R} \quad (13)$$

$$= \alpha / \text{pmc}_{c/R_1} + (1-\alpha) \cdot \text{pmc}_{c/R_2}$$

$$\frac{e \text{ keynésienne}}{\text{d'arc}} = e_{c/R_1} \cdot e_{R/R} + e_{c/R_2} \cdot e_{R_2/R} \quad (14)$$

(1) La démonstration de Fourgeaud concerne la comparaison d'une élasticité transversale (estimée sur données d'enquêtes par une équation linéaire) et des élasticités permanentes et transitoire temporelles. Dans sa formule, $e_{c/R}$, $V(R_p)$ et $V(R_t)$ sont donc calculées à partir de leurs valeurs pour n ménages en un instant donné ; notre formule en diffère par le fait que ces mêmes coefficients sont déterminés sur la même série temporelle que $e_{c/p/R_p}$.

Ces deux formules* peuvent être interprétées en termes continus ou en termes discrets, sous l'hypothèse d'indépendance des effets des deux composantes du revenu pour des variations continues ou discrètes.

D'autre part, la formule (13) montre que la PMC keynésienne doit être comprise entre les PMC tendancielle et conjoncturelle (notées pmc_T et pmc_C) lorsque le revenu conjoncturel est positif, mais que cette hiérarchie n'est plus vérifiée pour un revenu conjoncturel négatif :

Proposition 2 : dans les trois cas d'expansion ou de récession conjoncturelles, on a les hiérarchies suivantes entre les PMC du modèle de revenus tendanciel et conjoncturel :

<p>a) $dR_C > 0 \iff 0 < \alpha < 1 \implies$ (i) $pmc_T < pmc \text{ keynésienne} < pmc_C$ (ii) $pmc_C < pmc \text{ keynésienne} < pmc_T$</p>
<p>b) $dR_C < 0$ $dR > 0$ ie $dR_t > dR_C$</p> <p>$\iff \alpha > 1 \implies$ (i) $pmc \text{ keynésienne} > pmc_T > pmc_C$ ou (ii) $pmc_C > pmc_T > pmc \text{ keynésienne}$</p>
<p>c) $dR_C < 0$ $dR < 0$ ie $dR_t < dR_C$</p> <p>$\iff \alpha < 0 \implies$ (i) $pmc \text{ keynésienne} > pmc_C > pmc_T$ ou (ii) $pmc_T > pmc_C > pmc \text{ keynésienne}$</p>
<p>Dans ce cas, la pmc keynésienne s'écrit :</p> $pmc_k = \alpha pmc_T + (1-\alpha) pmc_C \text{ avec } \alpha = \frac{dRT}{dR}$

* L. Lévy-Garboua (1983, annexe 5) a proposé de manière indépendante une relation dont l'interprétation diffère des formules (1) et (2), dans un sens que nous nous avons précisé au chapitre II de notre thèse (1984, pp. 158-163).

On remarque que l'identité des PMC keynésienne et tendancielle n'est vérifiée que pour un revenu conjoncturel nul ou lorsque les PMC tendancielle et conjoncturelle sont identiques.

Les identités (13) et (14) n'ont de sens qu'appliquées à une période particulière : les coefficients α , $(1-\alpha)$, e_{R_c}/R sont des PMC et élasticités d'arc des deux composantes du revenu par rapport au revenu total ; ils changent donc à chaque période, modifiant la hiérarchie des PMC et élasticités d'arc de la consommation par rapport au revenu total ou à l'une des composantes comme l'indique la deuxième proposition.

Ces identités ne peuvent donc être utilisées qu'avec une hypothèse de stabilité :

- soit de la PMC ou de l'élasticité globale keynésienne ; les identités indiqueront alors quelle relation contraint les PMC ou élasticités d'arc, par rapport aux deux composantes du revenu, pour une période donnée qui définit les coefficients de pondération des deux moyennes ;

- soit des comportements tendanciels et conjoncturels, indiqués par les PMC ou élasticités d'arc par rapport aux deux composantes du revenu ; les identités permettront dans ce cas d'expliquer les variations de la PMC ou de l'élasticité globale keynésienne selon la décomposition de la variation totale du revenu, pendant la période considérée, entre variation tendancielle et variation conjoncturelle.

Nous adopterons plutôt l'hypothèse de stabilité des élasticités tendancielles et conjoncturelles.

On peut prévoir, en faisant cette hypothèse, l'évolution de la PMC ou de l'élasticité globale keynésienne en période d'expansion longue ou d'évolution cyclique des revenus.

La proposition 2 montre en effet qu'en cas d'expansion ou de dépression conjoncturelle (c'est-à-dire perçue par le consommateur comme telle), la PMC keynésienne(1) sera :

- a) en expansion conjoncturelle : comprise entre les PMC tendancielle et conjoncturelle

(1) PMC d'arc : on montrera plus loin que la PMC keynésienne d'ajustement linéaire est toujours une moyenne pondérée des PMC tendancielle et conjoncturelle d'ajustement. Le même raisonnement vaut pour les élasticités dans un modèle logarithmique.

b) en dépression conjoncturelle avec croissance du revenu total :

- (i) supérieure à ces deux PMC pour les biens à faible PMC conjoncturelle (biens conjoncturellement inertes ou stables) ;
- (ii) inférieure à ces deux PMC pour les biens à forte PMC conjoncturelle (biens instables ou volatiles, tels les biens durables)

c) en dépression conjoncturelle avec décroissance du revenu total :

- (i) inférieure à ces deux PMC pour les biens stables ;
- (ii) supérieure à ces deux PMC pour les biens instables.

L'asymétrie des cas a et b est remarquable, dans la mesure où le modèle de séparation des effets de court et long terme est parfaitement symétrique (l'asymétrie éventuelle des PMC et élasticités conjoncturelle n'est pas utilisée dans cette analyse).

En expansion conjoncturelle, la prévision d'une variation globale de la consommation comprise entre celles que fourniraient les PMC tendancielle et résiduelle est fondée pour les deux types, stable et instable, de bien ; en dépression conjoncturelle au contraire, ce type de prévision sous-estime ou surestime la variation de la consommation selon que le revenu total diminue ou augmente et que le bien considéré est stable ou instable. On notera en particulier que, dans les périodes de diminution du revenu total, la diminution de la consommation est particulièrement marquée pour les biens instables qui sont également les biens dont la croissance de la consommation est la plus faible lors des périodes de croissance du revenu inférieure aux anticipations tendancielle : ces deux comportements correspondent bien à ce que suggère l'intuition économique. De sont donc les biens instables qui joueront le rôle le plus important dans la diminution de la demande totale dans ces deux cas de dépression conjoncturelle.

Les comportements conjoncturels du consommateur vis-à-vis de chaque poste de consommation détermineront l'influence procyclique ou contracyclique de sa dépense totale. En effet, la dépense conjoncturelle totale ne dépassera le revenu conjoncturel que si :

$$D_C = \sum_i PMC_{conj}(i) \cdot \Delta RC = \sum_i w_i \cdot e_c(i) \cdot \Delta RC > \Delta RC$$

soit :

$$d = \sum_i PMC_{conj}(i) = \sum_i w_i \cdot e_c(i) > 1$$

$$\text{avec } w_i = \frac{C_i}{R} \text{ et } e_c(i) = \frac{\frac{\Delta C_{conj}(i)}{\Delta RC}}{\frac{C_i}{R}}$$

Selon que ce coefficient d de dépense conjoncturelle est supérieur ou inférieur à 1, le consommateur, en période d'expansion conjoncturelle, emprunte ou épargne, puisque le revenu tendanciel est entièrement consommé par les consommations tendanciennes⁽¹⁾ :

$$d > 1 \iff D > R \implies \text{emprunt ou désépargne}$$

$$d < 1 \iff D < R \implies \text{épargne}$$

(en expansion conjoncturelle)

On fait généralement l'hypothèse d'un effet cliquet qui correspond à l'inégalité : $|D_c| < |\Delta RC|$ en période de

(1) d'après l'additivité à 1 des élasticités tendanciennes.

récession, donc à un coefficient $d_- = \sum_i w_i e_{c-}(i)$ inférieur à 1 (ce qui n'entraîne pas nécessairement que le d_+ d'expansion : $d_+ = \sum_i w_i e_{c+}(i)$ soit également inférieur à 1).

L'étude de ces coefficients de dépense d permettrait d'analyser la fonction de dépense totale et la fonction d'épargne à partir des comportements de consommation désagrégés, ce qui inverse la logique de la plupart des modèles économétriques. La volatilité assez forte de l'épargne en France ($e_T = 1$ et $e_c \approx 2,5$ dans nos estimations) doit correspondre à un coefficient d nettement inférieur à un .

Il convient de noter que l'analyse de l'évolution de l'épargne et de la dépense totale à l'aide de ce coefficient d ne saisit que les mouvements conjoncturels de ces deux grandeurs, et non les évolutions tendancielle qui dépendent des changements des conditions de vie économiques et sociales des ménages : il est par exemple évident que l'épargne-logement, dont l'évolution récente est la principale cause de la baisse du taux d'épargne globale en France, est soumise à des déterminants très différents (quoique sa diminution récente en France puisse être attribuée à une modification des anticipations d'évolution tendancielle du revenu, et donc corrélé positivement, avec un certain retard, à des revenus conjoncturels négatifs).

7.3. Relations entre les élasticités d'ajustement.

L'effet des prix relatifs sur la consommation étant défalqué, les élasticités-revenu tendancielle et conjoncturelle sont déterminées par l'ajustement :

$$CP_i = \text{Log } C_i - e_{p_i} \cdot \text{Log } p_i = e_{T_i} \cdot \text{Log } RT + e_{c_i} \cdot \text{Log } RC + b_i \quad (15)$$

en fixant l'élasticité-prix directe à une valeur déterminée indépendamment (1).

La proposition suivante montre que les élasticités tendancielle et conjoncturelle peuvent être calculées indépendamment l'une de l'autre, et que l'élasticité keynésienne est une moyenne pondérée de ces deux élasticités.

(1) Le modèle peut être défini en valeur et non en logarithmes : les résultats concerneront dans ce cas les PMC et non les élasticités.

Proposition 3 : 1) les élasticités tendancielle et conjoncturelle peuvent être calculées par des ajustements simples de la consommation CP_i en fonction du seul revenu tendanciel Log RT ou du revenu conjoncturel Log RC ;

2) l'élasticité tendancielle est en conséquence égale à l'élasticité de diffusion ;

3) l'élasticité keynésienne e_K de la consommation par rapport au revenu courant total est une moyenne pondérée des élasticités-revenu tendanciel et conjoncturel :

$$e_{K_i} = \frac{V(\text{Log RT})}{V(\text{Log R})} e_{T_i} + \frac{V(\text{Log RC})}{V(\text{Log R})} e_{c_i} \quad (16)$$

$$\text{avec } \frac{V(\text{Log RT})}{V(\text{Log R})} + \frac{V(\text{Log RC})}{V(\text{Log R})} = 1$$

démonstration :

1) conséquence directe de l'indépendance des deux régresseurs (voir Maddala, 1979, chap. 9, 9.5).

2) L'ajustement de CP_i par rapport à une variable de tendance :

$$CP_{i,t} = \alpha_i t + \beta_i + \varepsilon_{i,t} = \frac{\alpha_i}{A} \text{Log RT}_t + \left(\beta_i - \frac{\alpha_i B}{A} \right) + \left(\varepsilon_{i,t} - \frac{\alpha_i}{A} u_t \right)$$

$$\text{si } \text{Log RT}_t = At + B + u_t$$

permet de calculer le taux de variation exponentiel de la consommation et l'élasticité de diffusion $e_{D_i} = \frac{\alpha_i}{A}$ définie comme le rapport des taux de variation exponentiels de la consommation et du revenu.

La comparaison avec l'équation : $CP_{i,t} = \tilde{e}_{T_i} \text{Log RT}_t + d_i + v_t$ déduite du 1° montre que $\tilde{e}_{T_i} = \frac{\alpha_i}{A} = e_{D_i}$

$$\begin{aligned}
\tilde{e}_{T_i} \cdot V(\text{Log RT}) + \tilde{e}_{c_i} \cdot V(\text{Log RC}) &= \text{Cov}(C P_i, \text{Log RT}) + \\
&\quad \text{Cov}(C P_i, \text{Log RC}) \\
&= \text{Cov}(C P_i, \text{Log RT} + \text{Log RC}) \\
&= \text{Cov}(C P_i, \text{Log R})
\end{aligned}$$

On a donc la relation entre e_{T_i} , e_{c_i} et l'élasticité keynésienne $\tilde{e}_{K_i} = \frac{\text{Cov}(C P_i, \text{Log R})}{V(\text{Log R})}$ calculée par l'ajustement de l'équation $C P_i = e_{K_i} \cdot \text{Log R} + f_i$:

$$\begin{aligned}
\tilde{e}_{T_i} \cdot \frac{V(\text{Log RT})}{V(\text{Log R})} + \tilde{e}_{c_i} \cdot \frac{V(\text{Log RC})}{V(\text{Log R})} &= \frac{\text{Cov}(C P_i, \text{Log R})}{V(\text{Log R})} \\
&= \tilde{e}_{K_i}
\end{aligned}$$

La relation (14) démontrée dans la première proposition joue donc exactement par rapport à la relation (16) le rôle d'une équation $Y = \frac{Y}{X} X + b$ par rapport à l'ajustement statistique $Y = \frac{\text{Cov}(X, Y)}{V(X)} X + b$: la traduction statistique de l'équation différentielle (14) est donc la formule (16).

Cette formule (16) permet de démontrer l'additivité de l'élasticité conjoncturelle :

$$\begin{aligned}
\sum_i w_i e_{c_i} &= \sum_i w_i \left[\frac{V(\text{Log R})}{V(\text{Log RC})} e_{K_i} - \frac{V(\text{Log RT})}{V(\text{Log RC})} e_{T_i} \right] \\
&= 1 + \frac{V(\text{Log RT})}{V(\text{Log RC})} \cdot \sum_i w_i e_{K_i} - \frac{V(\text{Log RT})}{V(\text{Log RC})} \sum_i w_i e_{T_i} \\
&= 1 \text{ puisque les élasticités keynésienne et de diffusion vérifient l'additivité.}
\end{aligned}$$

On notera enfin que l'élasticité tendancielle est d'autant plus proche de l'élasticité keynésienne par rapport au revenu total que les écarts conjoncturels du revenu par rapport à sa tendance sont peu importants.

CONCLUSION.

Ce modèle permet d'obtenir quatre types de résultats :

- une méthode d'estimation simple et satisfaisante d'un point de vue statistique (car sans multicolinéarité) des élasticités-revenu de courte et de longue période ;

- la description des choix du consommateur dans les périodes de récession ou d'expansion courtes, et la possibilité d'analyser l'asymétrie des comportements conjoncturels ;

- une détermination précise des processus d'ajustement des anticipations de revenu, permettant d'estimer empiriquement l'importance de ces ajustements ;

- des relations entre les élasticités-revenu keynésienne, conjoncturelle et tendancielle, établissant ainsi un lien entre la théorie keynésienne du revenu et de la consommation courants et la théorie du revenu permanent.

La plupart des résultats de ce modèle demeurent pour une définition plus complète du revenu permanent anticipé en fonction d'autres déterminants (taux d'intérêt, de chômage, d'inflation...) ou endogénéisant dans la définition du revenu permanent les révisions progressives des anticipations. Le modèle gagnerait à être placé dans un cadre moins général d'anticipation et d'ajustement des consommations sous des contraintes de système complet de demande.

REFERENCES.

- CARLSON, J.A. 1927, "A study of price forecasts", Annals of Economics and Social Measurement, 6, 1, 27, 56.
- DARBY, M. R., 1974, "The permanent income theory of consumption : a restatement", Quarterly Journal of Economics 88, (mai).
- DEATON, A., MUELLBAUER, J. 1980, Economics and consumer behaviour, Cambridge University Press.
- DUESENBERY, J.S. 1949, Income saving and the theory of consumer behaviour, Harvard University Press.
- FARRELL, M.J. 1952, "Irreversible demand functions", Econometrica 20, pp. 171-186.
- FOURGEAUD, C. 1964, Les projections de consommation en France, in Europe's Future Consumption, J. Sandee (ed.), North Holland, pp. 18-49.
- FRISCH, R., WAUGH F.V., 1933, "Partial time regressions as compared with individual trends", Econometrica 1, n° 4.
- GARDES, F. 1983, "L'évolution de la consommation marchande en Europe et aux USA depuis 1980", Consommation, n° 3, pp. 3-32.
- 1984, Variation des ensembles de choix, évolution des différents types de revenu et comportements de consommation, thèse de Doctorat d'Etat, Paris : Université de Paris-Dauphine, (octobre).
- 1985a, A permanent income theory of consumption with changing expectation of tendencial income, LSE seminar of econometrics (février) et Journées de Microéconomie Appliquée (mai).
- 1985b, Transversal and temporal effects of income variations on consumption : a theory and its test on british data, LSE (février).
- GOURIEROUX, C., PRADEL, J. 1983, Direct test of the rational expectation hypothesis, (décembre).
- HALL R.E., 1978, "Stochastic implications of the life cycle-permanent income" Journal of Political Economy 86.
- HICK, J., ALLEN, R. 1934, "A reconsideration of the theory of value", Economica (février).
- IRONMONGER, D.S. 1959, "A note on the estimation of long-run elasticities", Journal of Farm Economics 41.
- KESSLER, D., STRAUSS-KHAN, D. 1978, "Epargne et inflation", Consommation, n° 4, pp. 3-22.
- L'HARDY, Ph. 1982, "Le taux de l'épargne des ménages depuis 1970", Economie et Statistique, n° 140, pp. 33-47, (janvier).

- LEVY-GARBOUA, L. 1983, Innovations et substitutions dans la consommation des ménages, ronéo, Paris : CREDOC.
- 1985, Nouvelles estimations de fonctions de demande sur séries temporelles désagrégées, Communication aux Journées de Microéconomie Appliquée, Paris, (mai).
- MADDALA, G.S., 1981, Econometrics, 3è ed., Mc Graw Hill.
- MUELLBAUER, J. 1983, "Surprises in the consumption function", The Economic Journal, Conference Papers.
- PHLIPS, L. 1974, Applied Consumption Analysis, North Holland.
- POWELL, A.A. 1974, Empirical analysis of demand systems, Lexington Books.
- PRAIS, J.J., HOUTHAKKER, H.S. 1955, The analysis of family budgets, Cambridge University Press.
- SIMONIN, J.P. 1980, "Une interprétation de l'effet Giffen", Revue Economique 2, (mars).
- SMITHIES, A., "Forecasting postwar demand, Econometrica 13, n° 1.
- STONE, R. 1962, A generalization of the theorem of Frish-Waugh, reproduced in Stone, 1970, Mathematical models of the Economy and other essays, Chapman and Hall.

CHAPITRE II

Un modèle autorégressif de la dépense totale

Louis LEVY-GARBOUA

*Professeur à l'Université de Paris I-
Panthéon-Sorbonne*

*Directeur du Laboratoire de Microéconomie
Appliquée (CNRS-CREDOC)*

UN MODELE AUTOREGRESSIF DE LA DEPENSE TOTALE*

I - LE MODELE DE DEMANDE.

Il nous faut donc d'abord spécifier le modèle de demande. Un modèle dynamique est indispensable pour séparer les fluctuations de courte période des évolutions de longue période auxquelles on s'intéresse avant tout. On suppose que le consommateur effectue un choix intertemporel sur son cycle de vie, établit des prévisions de revenus et de prix qu'il révisé au début de chaque période en fonction des nouvelles informations reçues. Ces innovations font apparaître certains de ses choix passés comme des erreurs, qu'il corrige en prenant toutes ses dépenses passées pour données. On considère de la sorte que les fonctions de demande instantanées peuvent s'écarter des fonctions de demande d'équilibre. Les restrictions d'homogénéité et de symétrie imposées par la théorie des choix rationnels s'appliquent aux fonctions d'équilibre, bien qu'elles puissent être réfutées sur les fonctions instantanées. La dynamisation d'un modèle statique de demande est une façon de résoudre en même temps le problème du non-respect des conditions d'homogénéité et de symétrie, observé sur plusieurs systèmes complets de demande (par exemple, Barten, 1969), et celui de l'autocorrélation du 1^{er} ordre des résidus, qui est souvent important lorsqu'on estime les équations une à une. Deaton et Muellbauer (1980b, tableau 1) ont découvert empiriquement avec un système AIDS (Almost Ideal Demand System) que ces deux problèmes sont en fait liés.

Quand le modèle est estimé sur des périodes homogènes de 10-15 ans, on peut supposer que les prix relatifs anticipés demeurent constants. Cette hypothèse est plausible parce qu'il y a un grand nombre de produits, qu'il est souvent malaisé de séparer les variations de

* Extrait de l'article de l'auteur "Innovations et diffusion des produits de consommation", Economie Appliquée 39, 1986, n° 3, pp. 521-582.

prix des variations de qualité, et les variations de prix d'un produit de celles de tous les autres. En outre, le mécanisme perceptif est tel qu'il faut en général qu'une nouvelle information pertinente (un choc) soit confirmée pour amener le décideur à réviser éventuellement ses croyances initiales (Lévy-Garboua (1979) analyse ce mécanisme dans le cadre d'un modèle de choix rationnel). C'est ainsi qu'en France, la période d'observation 1959-1984 laisse clairement apparaître deux phases. La première, qui va de 1959 à 1973, est ouverte par les chocs de 1958-1959 (changement politique majeur et dévaluation du Franc après une forte inflation, ouverture du Marché commun). La deuxième, qui va de 1974 à 1984, est préparée sans doute par des chocs survenus dès 1968 (début d'inflation salariale, conversion en 1971-1972 au système de changes flottants) et confirmés par les deux grands chocs pétroliers de 1973-1974 et 1979-1980.

La fonction d'utilité du consommateur ayant été supposée séparable intertemporellement, on retiendra, sur une période homogène, le modèle de demande d'équilibre suivant:

$$w_{it}^* = \frac{p_{it}^* x_{it}^*}{y_t^*} = w_i^*(y_t^*; l_{0t}, u_t), \quad (6)$$

où les grandeurs astérisquées sont des valeurs d'équilibre de longue période. Le vecteur des prix relatifs d'équilibre, qui est constant sur toute la période d'estimation, est un paramètre de la fonction w_i^* . On passe des équations d'équilibre aux équations instantanées en suivant la démarche de Davidson, Hendry *et al.* (1978), que l'on va illustrer à partir d'un modèle de longue période de la forme AIDS:

$$w_{it}^* = \alpha_t + \beta_t \ln y_t^*, \quad (7)$$

où le symbole \ln désigne le logarithme naturel d'une variable. Les coefficients α_t et β_t de l'équation (7) sont susceptibles de varier lentement au cours du temps car ils dépendent des paramètres l_{0t} et u_t . Considérons alors les fonctions de demande instantanées AIDS suivantes:

$$w_{it} = \alpha_t + \beta_t \ln y_t^p + \left[\sum_{j=1}^n \gamma_{jt} \ln p_{jt} + \sum_{k=0}^{\theta} \delta_{kt} \ln y_{t-k}^c + \varepsilon_{it} \right] \quad (8)$$

Les termes entre crochets représentent des ajustements de courte période consécutifs aux erreurs d'anticipations sur les prix relatifs, la dépense totale, et la dépense de chaque produit. Supposons de plus que les anticipations sont rationnelles, et admettons une décomposition multiplicative de la dépense totale entre la prévision y_t^p et l'erreur y_t^c :

$$\ln y_t = \ln y_t^p + \ln y_t^c, \text{ pour tout } t. \quad (9)$$

Si le consommateur chemine sur un sentier d'équilibre:

$$\begin{aligned} \ln p_{jt} &= 0 \\ \ln (y_t^c)^* &= 0 \quad \text{pour tout } t \\ (\epsilon_{it})^* &= 0 \end{aligned} \quad (10)$$

La première des trois égalités (10) signifie simplement que l'indice de prix relatif est identique à un lorsque tous les prix évoluent parallèlement. Les deux autres découlent de l'hypothèse d'anticipations rationnelles. La condition de compatibilité du modèle instantané (8) avec le modèle d'équilibre (7) se déduit immédiatement de (9) et (10):

$$\alpha_i = \alpha_j; \beta_i = \beta_j \quad (11)$$

En équilibre, les termes entre crochets s'annulent et (8) coïncide avec (7). En déséquilibre, le modèle instantané s'appuie toujours sur le modèle d'équilibre, mais en lui juxtaposant des ajustements de courte période pour corriger l'effet des erreurs d'anticipations. Il est facile de montrer que des égalités analogues à (11) seraient encore valables pour le modèle log-linéaire. Cette discussion suggère de faire correspondre au modèle d'équilibre (6) un modèle instantané compatible avec lui:

$$w_{it} = w_i (y_t^p, p_{1t}, \dots, p_{nt}, y_t^c, \dots, y_{t-\theta}^c; l_{0t}, u_t) + \epsilon_{it} \quad (12)$$

où: $w_{it}^* = w_i (y_t^*, 1, \dots, 1, 1, \dots, 1; l_{0t}, u_t),$

si la dépense totale est décomposable, si les anticipations sont rationnelles et si les prix relatifs anticipés sont constants.

Trois particularités du modèle de demande (12) sont dictées par notre approche, et elles doivent être soulignées. En premier lieu, il ne

contient ni variable de stock ni variable dépendante retardée. En effet, le modèle devant être estimé sur des périodes de 10-15 ans, il n'était pas raisonnable de les introduire en même temps que les prix direct et croisés et plusieurs termes de dépense totale. On a même dû opérer une simplification supplémentaire du modèle (12) en négligeant les erreurs de prévision passées sur la dépense totale, soit y_{t-1}^c , ..., $y_{t-\theta}^c$. Étant donné l'objet de l'étude, il a semblé préférable de faire porter les omissions inévitables sur des «facteurs de demande» comme ceux qui apparaissent dans les modèles de biens durables et d'habitudes (voir, par exemple, Deaton et Muellbauer (1980a, chap. 13), Houthakker et Taylor (1966), Philips (1972), Pollak (1970)) plutôt que sur les facteurs d'offre qui transitent, comme on le verra, par les variables de dépenses et de prix de la période. En second lieu, les prix relatifs de la période apparaissent ici comme des innovations aux yeux du consommateur dans la mesure où ils diffèrent de la structure constante d'équilibre. Mais ces innovations de prix relatifs reflètent en vérité les changements de procédés dans la fabrication et la distribution des produits marchands et, à ce titre, elles peuvent avoir une composante systématique. Enfin, le modèle (12) n'est pas exprimé en fonction d'observables comme la dépense totale de la période et celles de quelques périodes précédentes, mais en fonction d'inobservables comme la dépense totale prévue ou «permanente» de la période, et des termes «transitoires» ou «surprises». L'intérêt de cette méthode provient de ce que les modèles les plus récents de fonction de consommation qui s'inspirent de la théorie du cycle de vie-revenu permanent avec anticipations rationnelles à la manière de Hall (1978) justifient parfois la décomposition orthogonale de l'équation (9), et montrent que la dépense permanente obéit à des lois plus simples et mieux déterminées que la dépense courante (voir par exemple Bilson (1980), Flavin (1981), Hayashi (1982, 1985), Muellbauer (1983)). La deuxième et la troisième particularités du modèle (12) que l'on vient de mentionner démontreront bientôt leur utilité.

II - UN MODELE AUTOREGRESSIF DE LA DEPENSE TOTALE.

Posons:

$$\frac{d \ln y^p}{dt} = g(t) \quad (15)$$

$g(t)$ est le taux de croissance anticipé de la dépense totale en t . Grâce aux très nombreux travaux s'inspirant des hypothèses émises par Friedman et Modigliani il y a une trentaine d'années (Friedman, 1957, Modigliani et Brumberg, 1954), et plus récemment par Hall (1978), on peut espérer aujourd'hui en avoir une connaissance approchée. En données annuelles, la relation économétrique suivante a donné un résultat satisfaisant pour la France sur chacune des deux périodes homogènes 1959-1973 et 1974-1984:

$$\ln y_t = a_0 + a_1 \ln y_{t-1} + a_2 r_{t-1}^p + z_t, \quad (16)$$

où r_{t-1}^p , le taux d'intérêt réel prévu en $(t-1)$, est lui-même estimé économétriquement (section 6). La perturbation aléatoire z_t incorpore la consommation transitoire, l'épargne résiduelle, les variations imprévues du revenu et des prix, et toutes les erreurs de mesure sur les grandeurs en cause. Ce modèle linéaire est capable de générer des prévisions extrapolatives du logarithme naturel de la dépense ($\ln y_t^p$) et, par différence entre l'observation et la prévision, une estimation du logarithme naturel de l'erreur ($\ln y_t^e$). On obtient ainsi automatiquement une décomposition multiplicative de la dépense totale et, si le modèle (16) est correctement spécifié, l'orthogonalité de ses deux composantes comme on le suppose dans l'équation (9). On tire de (16) une équation récurrente de $g(t)$:

$$g(t) = a_1 g(t-1) + a_2 \frac{d r_{t-1}^p}{dt} \quad (17)$$

Elle contient le modèle de Hall (1978) comme cas particulier ($a_1 = 1$; $g(t) = a_0 + a_2 r = \text{constante}$) où la dépense permanente croît à un rythme constant. Les relations (16) et (17) suggèrent donc aussi que $\ln y_t^p$ est une variable très colinéaire au temps. Grâce à la propriété d'orthogonalité, les termes $\ln y_{t-k}^e$ ($k = (0, \dots, \theta)$) seront en revanche presque indépendants du temps:

$$\frac{d \ln y_{t-k}^e}{dt} = 0, k = (0, \dots, \theta) \quad (18)$$

La décomposition de la dépense totale (par tête) en deux parties stochastiquement indépendantes, suivant l'équation (9), est un préalable à l'estimation économétrique des fonctions de demande instantanées décrites par (12). Une méthode semblable a déjà été employée par Gardes (1983, 1984) pour cinq pays avec dix postes de consommation. Elle avait donné de bons résultats en comparaison d'autres modèles classiques (log-linéaire statique, log-linéaire dynamique avec dépense ou dépense totale retardées, modèles de Rotterdam et de Houthakker-Taylor). Toutefois, sa règle de décomposition était fruste. La composante permanente du logarithme de la dépense totale y était purement et simplement assimilée à la tendance, ce qui implique l'hypothèse que le consommateur n'intègre pas les innovations passées de dépense totale, ni celles d'aucune autre variable, dans ses prévisions. Les travaux de Hall (1978), Muellbauer (1983) et Hayashi (1985) notamment suggèrent des formules de décomposition plus complexes de la consommation totale et de la dépense totale, où entrent le taux d'intérêt réel anticipé, les innovations passées de la dépense totale, et la consommation ou la dépense totales retardées. L'équation (16) est une adaptation aux données annuelles des divers modèles que ces auteurs ont proposés et testés sur données trimestrielles. Ses coefficients reflètent donc les préférences intertemporelles des ménages ainsi que la durabilité des dépenses et les contraintes de liquidité. Comme les premières sont très corrélées au taux de croissance de l'économie, il convient d'estimer l'équation (16) sur des périodes homogènes de ce point de vue. C'est pourquoi nous avons divisé notre période d'observation en deux: 1959-1973 et 1974-1984. La dépense totale par tête des ménages a crû à un rythme assez constant de 4.32% (avec un écart-type de 0.081%) durant la première phase, alors qu'elle a suivi un rythme moyen de 2.40% durant la deuxième phase avec une décélération de sa croissance après 1979 (écart-type de 0.260%).

Avant de présenter nos estimations, il faut expliquer la construction du taux d'intérêt réel anticipé. Le taux d'intérêt nominal est mesuré par le taux de base bancaire en moyenne annuelle. On obtient une bonne approximation du taux d'intérêt réel anticipé en retranchant à cet indicateur le taux d'inflation anticipé ($\Delta \ln P_t^e =$

$\ln P_t^p - \ln P_{t-1}$). L'examen de la série des taux d'inflation annuels révèle quatre phases successives, qui débutent toutes par un choc manifeste: 1) une phase de désinflation de 1959 à 1967, entrecoupée par une inflation de demande à la fin de la guerre d'Algérie (1962-1963), et initiée par le choc de 1958-1959 faisant suite à une période inflationniste; 2) une phase d'inflation salariale de 1968 à 1973, consécutive au choc de 1968; 3) une phase de désinflation de 1974 à 1978 succédant au choc pétrolier de 1973-1974; 4) un second choc pétrolier en 1979-1980, suivi d'une nouvelle phase de désinflation jusqu'en 1984. La baisse du taux d'inflation s'effectue à peu près au même rythme pendant les phases 3 et 4, mais à partir d'un niveau plus élevé en 1979-1980. Les taux d'inflation annuels anticipés ont été calculés comme les valeurs prédites par un modèle linéaire comportant un terme de tendance et le taux d'inflation de l'année précédente. Les résultats suivants ont été obtenus (tableau I).

L'équation (16) est ensuite estimée séparément sur chacune des périodes 1959-1973 et 1974-1984, avec ou sans taux d'intérêt réel. Le test du retard d'un an est effectué en vérifiant que la dépense totale retardée de deux ans (en logarithme) n'est pas significative. Les principales variantes du modèle autorégressif sont reprises dans le tableau II.

On vérifie d'abord que le logarithme de la dépense retardée de deux ans n'est jamais significatif. En données annuelles, l'équation (16) semble donc préférable à un modèle autorégressif plus complet. Le taux d'intérêt réel anticipé a un coefficient positif mais non significatif pendant la première période (où il est en général très bas), alors que son coefficient devient négatif et presque significatif au seuil $|t| = 2$ pendant la deuxième période (où il prend des valeurs élevées après le 2^e choc pétrolier). Le résultat peut-être le plus intéressant est que l'hypothèse de Hall (1978) est acceptée durant la période 1959-1973 et rejetée durant la période suivante. Le coefficient de $\ln y_{t-1}$ ne diffère pas significativement de un dans le premier cas (0.974), alors qu'il est inférieur à un dans le second cas (0.913). Ce fait, joint à celui concernant le taux d'intérêt réel, suggère un comportement de gestion de stocks pendant la période 1974-1984. En effet, si la dépense d'une période dépasse les prévisions, les ménages disposent d'un stock de consommation plus élevé pour les périodes futures et ils dépenseront moins que prévu l'année suivante.

Tableau I

1959-1973:					
$\Delta \ln P_t = 0.03792 - 0.001519 t + 0.002562 D_t + 0.1404 \Delta \ln P_{t-1}$					
	(3.608)*	(1.055)	(2.452)	(1.284)	
					SEE = 0.008935
					$\bar{R}^2 = 0.580$
					DW = 2.26
avec: $t=0$ en 1959					
	D=0	si $t \in [1959, 1967]$			
	D=1	si $t \in [1968, 1973]$			
1974-1984:					
$\Delta \ln P_t = 0.2257 - 0.008589 t + 0.04808 D' + 0.2052 \Delta \ln P_{t-1}$					
	(5.304)	(3.707)	(3.291)	(0.951).	
					SEE = 0.01206
					$\bar{R}^2 = 0.527$
					DW = 2.05
avec: $t=0$ en 1959					
	D'=0	si $t \in [1974, 1978]$			
	D'=1	si $t \in [1979, 1984]$			

* Valeur absolue des t de Student entre parenthèses.

Les valeurs prédites en 1968 et en 1979 sont respectivement les valeurs estimées par le premier et par le second modèles pour les années correspondantes, mais en prenant D et D' égaux à zéro. Cela revient à dire que les ménages ont été surpris par les chocs survenus durant ces deux années mais qu'ils ont corrigé leurs anticipations dès l'année suivante.

Tableau II

Le modèle autorégressif de dépense totale
Variable expliquée $\ln y_t$

	1959*-1973			1974-1984	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
CONSTANTE	0.279 (1.751)**	0.0506 (0.385)	0.163 (0.799)	0.849 (2.434)	1.043 (2.443)
$\ln y_{t-1}$	0.974 (54.468)	0.907 (4.889)	0.987 (42.946)	0.913 (24.645)	0.635 (1.867)
$\ln y_{t-2}$		0.092 (0.513)			0.259 (0.824)
P_{t-1}^p			0.305 (0.838)	-0.297 (1.856)	-0.344 (1.989)
SEE	0.0131	0.0086	0.0085	0.0105	0.0107
\bar{R}^2	0.9953	0.9977	0.9978	0.9842	0.9835
DW	1 704	1 848	1 845	2 265	2 039

* La première année est 1960 pour ce qui est des régressions (2) et (3).

** Valeur absolue des t de Student entre parenthèses.

Il est concevable que l'effet de durabilité soit devenu plus important au fur et à mesure que les biens durables occupaient une plus grande place dans le budget des ménages. Néanmoins, cette explication n'est pas suffisante parce qu'on observe toujours le même résultat, un peu atténué, en retirant les biens durables de la dépense totale. Mais il est également possible que l'effet de durabilité ait simplement été occulté pendant la période de prospérité 1959-1973 par l'effet de sens contraire du rationnement du crédit⁵, qui a de bonnes raisons d'être plus fort quand les taux d'intérêt réels sont relativement bas et le crédit relativement facile. Autrement dit, ce sont les variations du recours au crédit qui expliqueraient, et la vérification heureuse de l'hypothèse de Hall en période de forte croissance, et la révélation des comportements de gestion de stocks quand la croissance se ralentit.

Les colonnes (1) et (4) du tableau II indiquent le modèle retenu pour l'estimation des composantes permanente et transitoire de la dépense totale. Cependant, comme la dépense totale est fortement corrélée au temps sous l'hypothèse de Hall, notre prévision de la dépense totale s'appuie en réalité durant la première période, sur la régression linéaire de $\ln y_t$ en fonction du temps avec correction de l'autocorrélation du 1^{er} ordre des résidus⁶. Cette procédure supprime le biais de variable retardée, et elle évite d'introduire, par la dépense de 1958, une information antérieure au choc de 1959 pour prévoir les dépenses ayant trait à une autre période homogène.

Pour la régression choisie, le logarithme de la dépense totale prévue est alors directement généré par le programme SAS, ainsi que l'erreur de prévision correspondante. Les valeurs de $\ln y_t^p$, $\ln y_t^e$, r_{t-1}^p sont reproduites dans l'annexe 1.

⁵ Un consommateur rationné en $t-1$ dépense moins qu'il n'aurait désiré, s'il avait pu emprunter sans restriction. On conçoit qu'il se rattrape l'année suivante et dépense alors plus qu'il ne l'aurait fait s'il n'y avait pas eu de rationnement (pour une démonstration rigoureuse de ce raisonnement, voir Muellbauer, 1983, section 3). L'effet du rationnement du crédit est de rendre le coefficient du terme de dépense retardée supérieur à un. Il s'oppose donc à l'effet de durabilité, qui pousse ce même coefficient au-dessous de un.

⁶ Si le bon modèle autorégressif est le modèle de Hall: $\ln y_t = g + \ln y_{t-1} + z_t$, avec $E(z_t | z_{t-1}) = 0$, le résidu du modèle dérivé: $\ln y_t = \ln y_0 + gt + z_t$ suit un processus autorégressif du premier ordre, parce que:

$$z_t = \sum_{k=0}^{t-1} z_{t-k} = z_{t-1} + z_t$$

REFERENCES .

- Barten, A.P. (1969). «Maximum Likelihood Estimation of a Complete System of Demand Equations», *European Economic Review*, 1, pp. 7-73.
- Bilson, J.F. (1980). «The Rational Expectations Approach to the Consumption Function: a Multi-Country Study», *European Economic Review*, 13, pp. 273-299.
- Davidson, J.E., Henry, D.F. Srba, F. et Yeo, S. (1978). «Econometric Modelling of the Aggregate Time Series Relationship between Consumers' Expenditure and Income in the United Kingdom», *Economic Journal*, 80, pp. 661-692.
- Deaton, A.S. et Muellbauer, J. (1980a). *Economics and Consumer Behaviour* (New York, Cambridge University Press).
- (1980b). «An Almost Ideal Demand System», *American Economic Review*, 70, pp. 312-326.
- Flavin, M. (1981). «The Adjustment of Consumption to Changing Expectations about Future Income», *Journal of Political Economy*, 89, pp. 974-1009.
- Friedman, M. (1957). *A Theory of the Consumption Function*, Princeton University Press.
- Gardes, F. (1983). «L'évolution de la consommation marchande en Europe et aux USA depuis 1960», *Consommation*, n° 3, pp. 3-32.
- (1984). Variations des ensembles de choix, évolution des différents types de revenu et comportements de consommation, thèse de Doctorat d'Etat, Université IX-Dauphine.
- Hall, R.E. (1978). «Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence», *Journal of Political Economy*, 86, pp. 971-987.
- Hayashi, F. (1982). «The Permanent Income Hypothesis: Estimation and Testing by Instrumental Variables», *Journal of Political Economy*, 90, pp. 895-916.
- (1985). «The Permanent Income Hypothesis and Consumption Durability: Analysis Based on Japanese Panel Data», *Quarterly Journal of Economics*, 100, pp. 1083-1113.
- Houthakker, H.S. et Taylor, L. (1966). *Consumer Demand in the United States 1929-1970, Analysis and Projections* (Cambridge, Mass., Harvard University Press) (2nd ed., 1970).
- Lévy-Garboua, L. (1979). «Perception and the Formation of Choice», in: *Sociological Economics*, L. Lévy-Garboua, ed., Londres, Sage Pub, pp. 97-121.
- Modigliani, F. et Brumberg, R. (1954). «Utility Analysis and the Consumption Function: An Interpretation of Cross-Section Data», in: *Post-Keynesian Economics*, K.K. Kurihara ed., Rutgers University Press (reproduit dans the *Collected Papers of Franco Modigliani*, vol. 2, A. Abel ed., Cambridge Mass, Mit Press, 1980, pp. 79-127).
- Muellbauer, J. (1983), "Surprise in the Consumption Functions", *Economic Journal* 93, Conference papers, pp. 34-50.
- Phlips, L. (1972). «A Dynamic Version of the Linear Expenditure Model», *Review of Economics and Statistics*, 54, pp. 450-458.
- Pollak, R.A. (1970). «Habit Formation and Dynamic Demand Functions», *Journal of Political Economy*, 78, n° 4 (part 1), pp. 745-763.

ANNEXE 1

Estimations des composantes du logarithme de la dépense totale
et du taux d'intérêt réel anticipé

Année t	ln Dépense permanente estimée ^p ln y _t ^p	ln Dépense transitoire estimée ^e 100 ln y _t ^e	Taux d'intérêt réel anticipé r _{t-1} ^p (%)
1959.....	8.66871	-0.2081	-1.800
1960.....	8.71052	-0.5104	-0.606
1961.....	8.75151	+0.0568	-0.532
1962.....	8.79660	+0.7888	-0.298
1963.....	8.84486	+1.1601	-0.251
1964.....	8.89287	+0.6611	-0.052
1965.....	8.93597	-0.4628	0.091
1966.....	8.97292	-0.1663	0.454
1967.....	9.01431	-0.2345	0.572
1968.....	9.05613	-1.5578	2.024
1969.....	9.09128	+0.3582	1.955
1970.....	9.14058	-0.9383	2.065
1971.....	9.18000	+0.2609	1.200
1972.....	9.22771	+0.5276	0.450
1973.....	9.27484	+0.4428	1.646
1974.....	9.31620	-1.1862	5.699
1975.....	9.32707	+0.4366	-1.550
1976.....	9.37331	+0.7899	-1.110
1977.....	9.41744	-0.9343	0.478
1978.....	9.43730	+1.2159	1.097
1979.....	9.47323	+0.5598	2.672
1980.....	9.49537	-0.7135	1.177
1981.....	9.50839	-0.5668	3.140
1982.....	9.51579	+1.4693	3.509
1983.....	9.54005	-0.1552	3.313
1984.....	9.54795	-0.9155	4.369

CHAPITRE III

Systèmes dynamiques de demande

Louis LEVY-GARBOUA

*Professeur à l'Université de Paris I-
Panthéon-Sorbonne*

*Directeur du Laboratoire de Microéconomie
Appliquée (CNRS-CREDOC).*

Jean-Marc ROBIN

Chercheur à l'INRA

1. Le modèle du cycle de vie avec replanification permanente.

$$(1.1.) \quad \left\{ \begin{array}{l} \text{Max } E_t f_t (U(q_t), \dots, U(q_L)) \\ \text{s.c. } \left\{ \begin{array}{l} p_t \cdot q_t + A_t = y_t + (1+r_t) A_{t-1} \\ \hat{p}_{t+1} q_{t+1} + A_{t+1} = \hat{y}_{t+1} + (1+\hat{r}_{t+1}) A_t \\ \vdots \\ \hat{p}_L q_L = \hat{y}_L + (1+\hat{r}_L) A_{L-1} \end{array} \right. \end{array} \right.$$

où E_t signifie qu'il s'agit de l'espérance (dans la suite les anticipations sont ponctuelles) à la date t , $A_{t+\tau}$ est la valeur des actifs décidée pour la période $t+\tau$, $\hat{p}_{t+\tau}$, $\hat{r}_{t+\tau}$ et $\hat{y}_{t+\tau}$ étant les prix, taux d'intérêt et revenu anticipés pour cette date. Un chapeau désigne une anticipation.

On montre aisément que (1.1) se simplifie en (1.3) :

$$(1.3) \quad \left\{ \begin{array}{l} \text{Max } E_t f_t (U(q_t), \dots, U(q_L)) \\ \text{s.c. } \sum_{\tau=0}^{L-t} \hat{\rho}_{t+\tau} p_{t+\tau} \cdot q_{t+\tau} = \hat{W}_t \end{array} \right.$$

où \hat{W}_t est la somme des revenus anticipés et actualisés.

$$(1.4) \quad \hat{W}_t = \sum_{\tau=0}^{L-1} \hat{\rho}_{t+\tau} \hat{y}_{t+\tau} + (1+r_t) A_{t-1}$$

et où $\rho_{t+\tau}$ est le paramètre d'actualisation de la période $t+\tau$

$$(1.5) \quad \rho_{t+\tau} = \frac{1}{(1+r_{t+1})(1+r_{t+2}) \dots (1+r_{t+\tau})}, \quad \rho_t = 1$$

Du fait de l'indétermination simultanée des variables de consommation et d'épargne, les $L+1$ contraintes de revenu se réduisent en une seule, égalant la somme des revenus actualisés futurs à la somme des dépenses.

Rappelons quelques résultats et définitions relatifs au modèle statique

$$(1.6) \text{ Max } U(q)$$

$$\text{s.c. } p \cdot q = x$$

La solution de ce problème est un vecteur q^* de consommations fonction du système de prix p et de la dépense totale x :

$$(1.7) \forall_i \in \{1, \dots, l\} \quad q_i^* = g_i(x, p)$$

On définit alors la fonction d'utilité indirecte Ψ comme le maximum d'utilité atteinte étant donné un couple dépense/prix : (p, x) :

$$(1.8) \Psi(x, p) = U(q^*)$$

Inversement, on définit la fonction de coût C comme la dépense minimale nécessaire à l'obtention d'un niveau d'utilité u pour un vecteur de prix p :

$$(1.9) c(u, p) = x \text{ tel que } \Psi(x, p) = u$$

On montre alors que la force de l'hypothèse de séparabilité intertemporelle est de permettre la résolution du problème (1.3) en deux temps. On résout d'abord le problème dynamique suivant :

$$(1.10) \text{ Max } E_t f_t (\Psi(x_t, p_t), \dots, \Psi(x_L, \hat{p}_L))$$

$$\text{s.c. } \sum_{\tau=0}^{L-1} \hat{p}_{t+\tau} x_{t+\tau} = \hat{W}_t$$

relatif aux dépenses totales de chaque période : $x_{t+\tau}^*$. Ensuite, il suffit de procéder, indépendamment période par période, à l'allocation

de chaque dépense $x_{t+\tau}$ solution du problème précédent entre les l produits. Soit :

$$(1.11) \quad \forall_{\tau} \in \{0, \dots, L-t\} \quad \left\{ \begin{array}{l} \text{Max } E_t U(q_{t+\tau}) \\ \text{s.c. } \hat{p}_{t+\tau} \cdot q_{t+\tau} = x_{t+\tau}^* \end{array} \right.$$

Or, comme on n'est en réalité intéressé que par la décision présente q_t , seul le programme (1.11) relatif à la période t sera résolu. Si bien que l'on a la représentation suivante du comportement des ménages : ceux-ci font à chaque période des plans sur l'avenir de leurs besoins futurs globaux ($E_t x_{t+\tau}$) Ils déterminent donc en particulier leur dépense totale présente (x_t) qu'ils répartissent ensuite entre tous les biens. Ils n'ont donc en particulier pas besoin de prévoir effectivement leurs désirs de consommation futurs pour chaque produit. De sorte que le système complet de demande s'écrit :

$$(1.12) \quad \left\{ \begin{array}{l} (1.13) \quad x_t^* = x_t(\hat{w}_t, p_t, \hat{p}_{t+1}, \hat{p}_{t+2}, \dots, \hat{p}_L, \hat{p}_L) \\ (1.14) \quad \forall_i \in \{1, \dots, l\} : q_{it}^* = g_i(x_t^*, p_t) \end{array} \right.$$

où la fonction x_t dépend de t dans la mesure où f_t en dépend.

Pour l'estimation économétrique de (1.12), on rajoute à (1.13) et (1.14) des perturbations qui, si elles peuvent être considérées indépendantes, rendent les deux sous-systèmes estimables séparément. Sinon on obtient une estimation convergente en estimant d'abord le premier modèle (1.13), puis le second (1.14) en remplaçant x_t par sa prévision issue de l'estimation précédente.¹

¹On voit donc à quelle condition les modèles statique et dynamique ne seront pas empiriquement équivalents. Equivalence qui n'est donc pas systématique contrairement à ce qu'écrivent Philips et Spimewyn (1982).

2. Le modèle de Hall reconsidéré.

Si l'on fait en plus de l'hypothèse de faible séparabilité intertemporelle, l'hypothèse de forte récursivité et si l'on suppose les anticipations des ménages rationnelles (les ménages, en moyenne, ne se trompent pas sur leurs prévisions de revenus, prix et taux d'intérêt), alors, à la suite de Hall (1978), on peut écrire :

$$(2.1) \quad x_t^* = E_{t-1} x_t + \varepsilon_t \quad \text{avec} \quad E_{t-1} \varepsilon_t = 0$$

où $E_{t-1} x_t$ est la prévision à la période précédente de la dépense totale décidée pour la période présente. Le terme ε_t caractérisant les erreurs d'anticipation des ménages.

Or, à la date t , on connaît x_{t-1}^* et il est possible d'exprimer $E_{t-1} x_t$ en fonction de x_{t-1}^* en égalant le taux marginal de substitution intertemporel entre $x_{t+\tau}$ et $x_{t-1+\tau}$ et les rapports des taux d'actualisation (équations d'Euler) : $\forall \tau \in \{0, \dots, L-t\}$

$$(2.2) \quad E_{t-1} \frac{\frac{\partial \psi}{\partial x}(x_{t+\tau}, p_{t+\tau}) \frac{\partial \bar{f}_{t+\tau}}{\partial u_{t+\tau}} \frac{\partial \bar{f}_{t+\tau-1}}{\partial f_{t+\tau}}}{\frac{\partial \psi}{\partial x}(x_{t-1+\tau}, \hat{p}_{t-1+\tau}) \frac{\partial \bar{f}_{t-1+\tau}}{\partial u_{t+\tau-1}}} = \frac{1}{1+\hat{r}_{t+\tau}}$$

puisque de par la récursivité de f_{t-1} :

$$(2.3) \quad f_{t-1+\tau} \left[\psi(x_{t-1+\tau}, \hat{p}_{t-1+\tau}), \psi(x_{t+\tau}, \hat{p}_{t+\tau}), \dots, \psi(x_L, \hat{p}_L) \right] \\ = \bar{f}_{t-1+\tau} \left[\psi(x_{t-1+\tau}, \hat{p}_{t-1+\tau}), f_t(\psi(x_{t+\tau}, \hat{p}_{t+\tau}), \dots, \psi(x_L, \hat{p}_L)) \right] \\ = \bar{f}_{t-1+\tau}(u_{t+\tau-1}, \bar{f}_{t+\tau}(u_{t+\tau}, f_{t+\tau+1}(u_{t+\tau+1}, \dots)))$$

Le système (2.2) est donc un système récursif de $L-t+1$ équation à $L-t+2$ inconnues ($x_{t-1}^*, \hat{x}_t, \dots, \hat{x}_L$), il permet donc en particulier d'exprimer $E_{t-1} x_t$ en fonction de x_{t-1}^* . Dans le cas plus simple de l'additivité, les dérivées partielles de $f_{t+\tau}$ par rapport à $u_{t+\tau}$ sont constantes égales à $\delta_{t+\tau}$, il n'est alors même plus besoin

d'écrire le système (2.2) en entier puisque pour $\tau = 0$:

$$(2.4) \quad \frac{E_{t-1} \frac{\partial \Psi}{\partial u} (x_t, \hat{p}_t)}{\frac{\partial \Psi}{\partial u} (x_{t-1}^*, p_{t-1})} = \frac{\delta_{t-1}}{\delta_t (1 + \hat{r}_t)}$$

permettant d'exprimer directement $E_{t-1} x_t$ en fonction de x_{t-1}^* :

$$(2.5) \quad E_{t-1} x_t = \hat{x}_t (x_{t-1}^*, p_{t-1}, E_{t-1} p_t, E_{t-1} r_t)$$

Sans l'hypothèse d'additivité, toutes les anticipations de prix et de taux d'intérêt devraient intervenir.

Si bien que la dépense totale consommée à chaque période suit le sentier d'évolution aléatoire suivant :

$$(2.5bis) \quad x_t^* = \hat{x}_t (x_{t-1}^*, p_{t-1}, E_{t-1} p_t, E_{t-1} r_t) + \epsilon_t$$

et l'inertie de consommation se trouve ainsi justifiée par le modèle du cycle de vie sans qu'il soit nécessaire de faire une hypothèse supplémentaire de formation d'habitudes. Le fait que la dépense présente soit fortement fonction de sa valeur précédente étant alors directement lié aux substitutions intertemporelles rendues possibles par l'existence de transferts financiers d'une période à l'autre.

Suit en italiques l'examen du problème dans quelques cas particuliers.

Hall considère le cas simple où les prix et les taux d'intérêt restent constants, f est additive avec taux marginal de substitution intertemporel constant (spécification (3)) et, moyennant quelques hypothèses supplémentaires sur Ψ dont il ne se rend pas compte qu'il s'agit d'une fonction d'utilité indirecte, dérive la forme simple suivante du sentier aléatoire suivi par la dépense totale :

$$(2.6) \quad x_t^* = \alpha x_{t-1}^* + \varepsilon_t$$

En fait, on va voir que des formes simples peuvent être dérivées dans des cas bien plus généraux.

1er cas : la fonction d'utilité instantanée est homogène.

(i.e. $\forall \lambda > 0 \quad U(x, \underline{q}) = \lambda^h U(\underline{q})$ où h est le degré d'homogénéité supposé positif).

La fonction de coût associée à une fonction d'utilité homogène est de la forme :

$$(2.7) \quad c(u, \underline{p}) = b(\underline{p}) u^{1/h} \quad \text{avec } b \text{ homogène de degré } 1.$$

Alors,

$$(2.8) \quad \Psi(x, \underline{p}) = \left[\frac{x}{b(\underline{p})} \right]^h$$

Et (2.4) s'écrit :

$$(2.9) \quad E_{t-1} \left(\frac{x_t}{x_{t-1}^*} \right)^{h-1} = \frac{\delta_{t-1}}{\delta_t (1+\bar{f}_t)} \frac{b(\hat{\underline{p}}_t)}{b(\underline{p}_{t-1})}$$

Notons : $\forall u, \underline{p}_t, \underline{p}_0$ tels que $u = \Psi(x_t, \underline{p}_t)$ ou $x_t = c(u, \underline{p}_t)$:

$$(2.10) \quad P_t(u, \underline{p}_t, \underline{p}_0) = \frac{c(u, \underline{p}_t)}{c(u, \underline{p}_0)} \quad \text{et } X_t = c(u, \underline{p}_0)$$

Ici, P_t et X_t sont donc indépendants du niveau d'utilité et s'interprètent donc comme des indices de prix et de volumes exacts. Si bien que l'on peut ainsi écrire :

$$(2.11) \quad E_{t-1} \left(\frac{X_t}{X_{t-1}} \right) = \frac{\delta_{t-1}}{\delta_t (1+\bar{f}_t)} \frac{\hat{P}_t}{P_{t-1}} \approx \frac{\delta_{t-1}}{\delta_t (1+\bar{f})}$$

où \bar{r}_t est le taux d'intérêt réel.

Il faut enfin exclure le cas où $h = 1$ puisqu'il n'y a que des solutions en coin : toute la somme des revenus futurs est consommée en une seule fois. Les cas $h = 1$ correspondent à des situations a priori aberrantes où les désirs ou besoins croissent en tendance avec la dépense. La conséquence étant ici que plus les préférences pour le présent du ménage sont fortes et moins il consomme aujourd'hui par rapport à demain. Ce qui est en contradiction avec le principe du modèle.

2ème cas : U est quasi-homogène.

L'hypothèse d'homogénéité étant trop restrictive puisque les courbes d'Engel sont alors des droites passant par l'origine, on fait l'hypothèse de quasi-homogénéité (elles sont droites mais ne passent plus nécessairement par l'origine). La fonction de coût est alors :

$$(2.12) \quad c(u, \underline{p}) = a(\underline{p}) + b(\underline{p}) u^{1/h}$$

et la fonction d'utilité indirecte :

$$(2.13) \quad \Psi(x, \underline{p}) = \left[\frac{x - a(\underline{p})}{b(\underline{p})} \right]^h$$

les fonctions a et b étant homogènes de degré 1 .

Alors (2.4) devient :

$$(2.14) \quad E_{t-1} \left[\frac{x_t - a(\hat{\underline{p}}_t)}{x_{t-1}^* - a(\underline{p}_{t-1})} \right]^{h-1} = \frac{\delta_{t-1}}{\delta_t (1 + \hat{r}_t)} \left[\frac{b(\hat{\underline{p}}_t)}{b(\underline{p}_{t-1})} \right]^h$$

soit :

$$(2.15) \quad E_{t-1} \left[\frac{x_t - a(\underline{p}_0)}{x_{t-1} - a(\underline{p}_0)} \right]^{h-1} = \frac{\delta_{t-1}}{\delta_t (1 + \hat{r}_t)} \frac{b(\hat{\underline{p}}_t)}{b(\underline{p}_{t-1})}$$

Si les prix sont à peu près colinéaires, ce qui n'est approximativement vrai qu'au niveau des grandes fonctions, alors :

$$(2.16) \quad \left[\frac{b(\hat{\underline{p}}_t)}{b(\underline{p}_{t-1})} \right]^{h-1} \approx \frac{\hat{p}_t}{p_{t-1}}$$

et (2.15) est approximativement équivalent à :

$$(2.17) \quad E_{t-1} \left[\frac{X_t^{-a(\underline{p}_0)}}{X_{t-1}^*^{-a(\underline{p}_0)}} \right]^{h-1} \approx \frac{\delta_{t-1}}{\delta_t (1+\hat{r}_t)}$$

Les remarques du cas précédent, relatives à $h = 1$ ou $h = 0$ sont valables ici encore. L'hypothèse de quasi-homogénéité est intéressante puisqu'il est alors possible d'imaginer des cas de quasi-homogénéité par morceau de façon à modéliser de possibles saturations des courbes d'Engel

3ème cas : U est de type AIDS (Almost Ideal Demand System).

Ici la fonction de coût est définie par :

$$(2.18) \quad \text{Log } c(u, \underline{p}) = a(\underline{p}) + u b(\underline{p})$$

la fonction d'utilité indirecte par :

$$(2.19) \quad \Psi(x, \underline{p}) = \frac{\text{Log } x - a(\underline{p})}{b(\underline{p})}$$

b étant homogène de degré 0 et $\exp a$ de degré 1 .

(2.4) est alors équivalent à :

$$(2.20) \quad E_{t-1} \left[\frac{x_{t-1}}{x_t} \right] = \frac{\delta_{t-1}}{\delta_t (1+\hat{r}_t)} \frac{b(\hat{\underline{p}}_t)}{b(\underline{p}_{t-1})}$$

ou :

$$(2.21) \quad E_{t-1} \left[\frac{x_{t-1}}{x_t} \right] = \frac{\delta_{t-1}}{\delta_t (1+\hat{r}_t)} \frac{b(\hat{\underline{p}}_t)}{b(\underline{p}_{t-1})}$$

avec des anticipations de prix homothétiques :

$$(2.22) \quad \frac{b(\hat{\underline{p}}_t)}{b(\underline{p}_{t-1})} \approx 1$$

La forme prise par (2.20) et (2.21) est alors particulièrement simple :

4ème cas : U est telle que sa fonction de coût s'exprime comme :

$$(2.23) \quad c(u, \underline{p}) = a(\underline{p}) + b(\underline{p}) \text{ Log } u$$

donc :

$$(2.24) \quad \text{Log } (x, \underline{p}) = \frac{x - a(\underline{p})}{b(\underline{p})}$$

avec b homogène de degré 1 et a homogène de degré 1 ou nul. A l'évidence, les fonctions de demande statique, associées à une telle fonction d'utilité sont identiques à celles obtenues pour une fonction d'utilité quasi-homogène ou homogène telle que :

$$(2.25) \quad \Psi (x, \underline{p}) = \frac{x - a(\underline{p})}{b(\underline{p})}$$

Elle correspond pourtant par exemple à la spécification utilisée par Hayashi (1985) :

$$(2.26) \quad U(\underline{q}) = \prod_{i=1}^I \mu_i \exp \frac{\eta_i - q_i}{\mu_i}$$

Dans ce cas :

$$(2.27) \quad b(\underline{p}) = \sum \mu_i p_i$$

et

$$(2.28) \quad a(\underline{p}) = \sum \mu_i p_i [-\text{Log } \sum \mu_i p_i + 1] + \sum \mu_i p_i \text{ Log } p_i$$

(2.4) devient alors

$$(2.29) \quad E_{t-1} \exp \left[\frac{x_t - a(\hat{\underline{p}}_t)}{b(\hat{\underline{p}}_t)} - \frac{x_{t-1}^* - a(\underline{p}_{t-1})}{b(\underline{p}_{t-1})} \right] = \frac{\delta_{t-1}}{\delta_t (1 + \hat{r}_t)} \frac{b(\hat{\underline{p}}_t)}{b(\underline{p}_{t-1})}$$

Dans le cas d'anticipations ponctuelles :

$$(2.30) \quad E_{t-1} x_t = \frac{b(\underline{p}_t)}{b(\underline{p}_{t-1})} x_{t-1}^* + \text{Log } \frac{\delta_{t-1}}{\delta_t} + \text{Log } \frac{1}{1 + \hat{r}_t} \frac{b(\hat{\underline{p}}_t)}{b(\underline{p}_{t-1})} \\ + a(\underline{p}_t) - a(\underline{p}_{t-1}) \frac{b(\hat{\underline{p}}_t)}{b(\underline{p}_{t-1})}$$

Les termes en a étant nuls si a est nul.

Dans l'hypothèse d'anticipation de prix homothétiques :

$$(2.31) \quad E_{t-1} x_t = \frac{\hat{P}_t}{P_{t-1}} x_{t-1}^* + \text{Log} \frac{\delta_{t-1}}{\delta_t} - \hat{r}_t$$

ou :

$$(2.32) \quad E_{t-1} X_t = X_{t-1}^* - \frac{1}{\hat{P}_t} \left[\text{Log} \frac{\delta_t}{\delta_{t-1}} + \hat{r}_t \right]$$

puisque

$$(2.33) \quad \text{Log} \frac{1}{1+\hat{r}_t} \approx \text{Log} (1-\hat{r}_t) \approx -\hat{r}_t \quad \text{si } \hat{r}_t \text{ est petit.}$$

L'étude de la relation (2.5) dans les cas particuliers précédents a bien mis en évidence le fait que le choix d'une fonction d'utilité instantanée pour représenter une relation de préférences instantanées donnée n'était ici pas neutre contrairement à ce qui se produit dans le cas statique. Alors en effet, le changement Ψ en une quelconque fonction croissante de $\Psi : \varphi \circ \Psi$ ne modifie en rien la forme des fonctions de demande. On traduit cette propriété par la caractéristique d'ordinalité des fonctions d'utilité instantanées. Ici un changement dans le degré d'homogénéité de Ψ si elle est homogène, sa composée par un logarithme, changent à leur tour la forme de l'équation (2.5). Cela ne signifie pas néanmoins que les ménages ne peuvent pas choisir n'importe quel représentant analytique de leurs préférences instantanées, cela signifie seulement que ce choix conditionne celui de f_t et que l'on ne peut plus, une fois f_t déterminée, modifier Ψ sans modifier par la même occasion la forme des préférences intertemporelles que la fonction d'utilité intertemporelle est censée représenter.

Mais cela signifie aussi que l'aspect spécifiquement intertemporel de cette fonction d'utilité intertemporelle n'est que pour partie décrite par f_t et donc qu'ainsi les préférences pour le présent du ménage peuvent être modifiées sans modification de f_t si en revanche le choix du représentant analytique de la relation de préférence instantanée a changé.

Comment le rapport entre x_{t-1}^* et $E_{t-1} x_t$ est-il affecté par la transformation de Ψ en $\varphi \circ \Psi$? Réécrivons la nouvelle équation d'Euler (équation (2.4)) :

$$(2.34) \quad \frac{E_{t-1} \frac{\partial \Psi}{\partial x} (x_t, \hat{p}_t) \varphi'(\Psi(x_t, \hat{p}_t))}{\frac{\partial \Psi}{\partial x} (x_{t-1}^*, p_{t-1}) \varphi'(\Psi(x_{t-1}^*, p_{t-1}))} = \frac{\delta_{t-1}}{\delta_t (1 + \hat{r}_t)}$$

Un développement limité du premier ordre en x_t de (2.4) et (2.34)

les transforme respectivement en :

$$(2.35) E_{t-1} \left\{ 1 + (x_t - x_{t-1}^*) [\Psi''/\Psi'] (x_{t-1}^*, p_{t-1}) \right\} = \frac{\delta_{t-1}}{\delta_t (1 + f_t)}$$

$$(2.36) E_{t-1} \left\{ 1 + (x_t - x_{t-1}^*) [\Psi''/\Psi' + \Psi' \varphi''/\varphi'] (x_{t-1}^*, p_{t-1}) \right\} = \frac{\delta_{t-1}}{\delta_t (1 + f_t)}$$

Il apparaît donc que si Ψ est concave ($\Psi'' < 0$), l'écart entre $E_{t-1} x_t$ et x_{t-1} est augmenté, si Ψ est convexe ($\Psi'' > 0$), il est diminué. Ceci parce que la composée de Ψ par une fonction concave (i.e. à pente décroissante) a tendance à diminuer le taux marginal de substitution intertemporel entre x_t et x_{t-1} , d'où un écart entre x_t et x_{t-1} nécessairement plus important pour compenser cette diminution et vérifier l'équation d'Euler. Il est clair d'autre part que, ponctuellement seulement, on serait arrivé au même résultat en augmentant δ_{t-1} par rapport à δ_t . Etant donné notre choix d'une fonction f_t additive, il ne nous est donc pas possible de choisir le plus simple a priori parmi tous les représentants d'une même classe de fonctions d'utilités instantanées. Cela est peut-être lié au choix de f_t mais cela veut peut-être dire aussi que les préférences instantanées ne sont pas purement ordinales.

Revenons en effet à notre discussion introductive. Je puis facilement comparer (q_t, q_{t+1}) à (q'_t, q'_{t+1}) si $q_t \succ q'_t$ et $q_{t+1} \succ q'_{t+1}$ (\succ signifie "est préféré à"). En revanche, cela est moins trivial si par exemple $q'_{t+1} \succ q_{t+1}$. Nous avons dit qu'une façon de s'en sortir était de considérer que les ménages pouvaient comparer leur insatisfaction à consommer q'_t plutôt que q_t à leur degré de satisfaction supplémentaire lié à la

consommation de q'_{t+1} plutôt que q_{t+1} . N'est-ce pas là conférer à la relation \mathcal{P} une cardinalité qu'elle n'a pas habituellement ?

Pour clore cette partie, rappelons finalement le système complet de demande auquel nous sommes arrivé :

$$(2.37) \left\{ \begin{array}{l} (2.38) \quad x_t^* = \hat{x}_t(x_{t-1}^*, p_{t-1}, E_{t-1} p_t, E_{t-1} r_t) + \varepsilon_t \\ (2.39) \quad q_{it}^* = g_i(x_t^*, p_t), \quad \forall i \in \{1, \dots, l\} . \end{array} \right.$$

A priori, d'un point de vue économétrique, il n'y a pas lieu de supposer l'existence de corrélation entre (2.38) et (2.39) et dans ce cas, les deux sous-systèmes sont estimables séparément. Sinon, une méthode convergente est là encore d'estimer d'abord (2.38) puis ensuite (2.39) en remplaçant x_t^* par la prévision issue de l'estimation précédente. Ainsi, se trouve justifiée une approche en terme de dépense permanente.

3. Les hypothèses de formation d'habitude.

a) Habitudes myopes.

La fonction d'utilité intertemporelle est donc de la forme :

$$(3.1.) \quad f_t(U(q_t - A q_{t-1}^*), \dots, U(q_L - A q_{t-1}^*))$$

Posons :

$$(3.2) \quad \forall \tau \in \{0, \dots, L-t\} : q_{t+\tau} = q_{t+\tau} - A q_{t-1}^*$$

alors :

$$(3.3) \quad \forall \tau \in \{0, \dots, L-t\} : q_{t+\tau} = q'_{t+\tau} + A q_{t-1}^*$$

et la contrainte de revenu s'écrit :

$$(3.4) \quad \sum_{\tau=0}^{L-t} \hat{p}_{t+\tau} \hat{p}_{t+\tau} q'_{t+\tau} = W_t - \left(\sum_{\tau=0}^{L-t} \hat{p}_{t+\tau} \hat{p}_{t+\tau} \right) A q_{t-1}^* \\ = W_t - \bar{W}'_t = W'_t$$

W'_t s'interprète comme la somme des revenus futurs W_t diminuée de la somme des dépenses nécessaires minimales à chaque période : \bar{W}'_t .

Le problème à optimiser s'écrit donc sous la forme d'un modèle du cycle de vie avec replanification permanente standard :

$$(3.5) \quad \left\{ \begin{array}{l} \text{Max } E_t f_t (U(q'_t), \dots, U(q'_L)) \\ \text{s.c. } \sum_{\tau=0}^{L-t} \hat{p}_{t+\tau} \hat{p}_{t+\tau} q'_{t+\tau} = \hat{W}'_t \end{array} \right.$$

Posons :

$$(3.6) \quad E_t x'_{t+\tau} = E_t (\hat{p}_{t+\tau} \cdot q'_{t+\tau}) \\ = E_t (\hat{p}_{t+\tau} \cdot q_{t+\tau} - \hat{p}_{t+\tau} A q_{t-1}^*) \\ = E_t x_{t+\tau} - E_t \bar{x}'_{t+\tau}$$

où $E_t \bar{x}'_{t+\tau}$ s'interprète comme la dépense minimale anticipée pour la période $t + \tau$.

Le système de demande associé au modèle (3.5) est alors selon (1.12)

$$(3.7) \quad \left\{ \begin{array}{l} (3.8) x_t^* = E_t x_t (W_t, p_t, \rho_{t+1}, p_{t+1}, \dots, \rho_L, p_L) \\ (3.9) q_{it}^* = g_i(x_t^*, p_t), \quad \forall i \in \{1, \dots, I\} \end{array} \right.$$

b) Habitudes rationnelles.

Il s'agit ici de maximiser :

$$(3.10) \quad f_t (U(q_t - A q_{t-1}), \dots, U(q_L - A q_{L-1}))$$

Sous la contrainte de revenu intertemporelle.

Posons :

$$(3.11) \quad \forall \tau \in \{0, \dots, L-t\} : q''_{t+\tau} = q_{t+\tau} - A q_{t+\tau-1}$$

On montre alors :

$$(3.12) \quad \forall \tau \in \{0, \dots, L-t\} : q_{t+\tau} = q''_{t+\tau} + A q''_{t+\tau-1} + \dots + A^\tau q''_t + A^{\tau+1} q_{t-1}^* \\ = \sum_{k=0}^{\tau} A^k q''_{t+\tau-k} + A^{\tau+1} q_{t-1}^*$$

La contrainte de revenu peut donc s'écrire :

$$(3.13) \quad \sum_{\tau=0}^{L-t} \hat{\rho}_{t+\tau} \hat{p}_{t+\tau} \left(\sum_{k=0}^{\tau} A^k q''_{t+\tau-k} + A^{\tau+1} q_{t-1}^* \right) = \hat{w}_t$$

soit :

$$(3.14) \quad \sum \hat{\rho}_{t+\tau} \left(\sum_{k=\tau}^{L-t} \frac{\hat{\rho}_{t+k}}{\hat{\rho}_{t+\tau}} \hat{p}_{t+k} A^{k-\tau} \right) q''_{t+\tau} = \hat{w}_t - \left(\sum_{\tau=0}^{L-t} \hat{\rho}_{t+\tau} \hat{p}_{t+\tau} A^\tau \right) A q_{t-1}^*$$

ou

$$(3.15) \quad \sum_{\tau=0}^{L-t} \hat{\rho}_{t+\tau} \hat{p}_{t+\tau} q''_{t+\tau} = \hat{w}_t - \hat{w}_t'' = \hat{w}_t''$$

Le problème initial d'optimisation devient alors :

$$(3.16) \quad \begin{cases} \text{Max } E_t f_t (U(q_t''), \dots, U(q_L'')) \\ \text{s.c. } \sum_{\tau=0}^{L-t} \hat{\rho}_{t+\tau} \hat{p}_{t+\tau} q''_{t+\tau} = \hat{w}_t'' \end{cases}$$

Posons :

$$(3.17) \quad x_t'' = \hat{p}_t'' q_t'' = \hat{p}_t (q_t - A q_{t-1}^*) \\ = (p_t + \hat{\rho}_{t+1} \hat{p}_{t+1} A, \dots, \rho_L \hat{p}_L A^{L-t}) (q_t - A q_{t-1}^*) \\ = x_t + \hat{\rho}_{t+1} \hat{p}_{t+1} A q_t - p_t'' A q_{t-1}^*$$

$$\hat{p}_{t+\tau} = \sum_{k=\tau}^{L-t} (\hat{\rho}_{t+k} / \hat{\rho}_{t+\tau}) \hat{p}_{t+k} A^{k-\tau} \\ = \hat{p}_{t+\tau} + (\hat{\rho}_{t+\tau+1} / \hat{\rho}_{t+\tau}) \hat{p}_{t+\tau+1} A + \dots + (\hat{\rho}_L / \hat{\rho}_{t+\tau}) \hat{p}_L A^{L-t-\tau}$$

Or :

$$(3.18) \quad E_t \bar{w}_t'' = \hat{p}_t'' A q_{t-1}^*$$

alors :

$$(3.19) \quad x_t^{**} = x_t^* - E_t \bar{w}_t'' - \bar{w}_{t+1}'' / (1 + \tau_{t+1}) = x_t^* - E_t \bar{x}_t^{**}$$

et l'on a de la même manière :

$$(3.20) \quad \forall \tau \in \{0, \dots, L-t\} \quad E_t x_{t+\tau}'' = E_t x_{t+\tau}'' - E_t \left[\bar{w}_{t+\tau}'' - \frac{\bar{w}_{t+\tau+1}''}{1 + \tau_{t+1}} \right]$$

$$= E_t x_{t+\tau}'' - E_t \bar{x}_{t+\tau}''$$

avec :

$$(3.21) \quad E_t \sum_{\tau=0}^{L-t} \rho_{t+\tau} \bar{x}_{t+\tau}'' = E_t \bar{w}_t''$$

Ainsi là encore $E_t \bar{w}_t''$ s'interprète comme la somme des dépenses nécessaires minimales $E_t \bar{x}_{t+\tau}''$ prévues pour chaque période. Mais à la différence de l'hypothèse de formation d'habitudes myopes, où les consommations minimales $\bar{x}_{t+\tau}'$ n'étaient déterminées que par les consommations passées q_{t-1}^* connues à la date t , le comportement du ménage consistait alors à soustraire la somme des dépenses minimales, anticipées parce qu'elles dépendent des prix et des taux d'intérêts futurs, de la somme des revenus futurs puis à procéder à la répartition de la somme restante entre chaque période exactement comme dans un modèle classique de cycle de vie -, dans l'hypothèse d'habitudes rationnelles, la somme des dépenses minimale continue à n'être déterminée que par les consommations passées q_{t-1}^* , mais les dépenses minimales à chaque période sont ensuite attribuées simultanément avec les dépenses totales prévues pour chaque période. Ici les choix de consommation présente engagent le ménage doublement pour le futur : d'une part toujours par les transferts financiers qu'il est amené à faire et d'autre part parce que ses goûts futurs en sont pour partie conditionnés.

Enfin, la solution du problème (3.16) nous est fournie par :

$$(3.22) \left\{ \begin{array}{l} (3.23) \quad E_t x_t'' = E_{t-1} \hat{x}_t(x_{t-1}'', p_{t-1}'', r_t) + \epsilon_t \\ (3.24) \quad E_t q_{it}'' = E_t g_i(x_t'', p_t''), \quad \forall_i \in \{1, \dots, l\} \end{array} \right.$$

donc l'estimation économétrique s'avère assez compliquée.

4. Test empirique de l'hypothèse de formation d'habitudes.

Tester séparément chaque hypothèse de formation d'habitudes contre le modèle du cycle de vie sans changement de goûts, puis ensuite l'une contre l'autre dans un modèle à plusieurs biens s'avère en toute rigueur compliqué et sans doute assez peu utile dans le cadre de ce papier. Muellbauer (1986) a écrit et estimé le sentier d'évolution de la dépense totale sous chaque hypothèse mais en considérant que le remplacement de (3.1) et 3.10) par :

$$(4.1) f_t (U(x_t - a x_{t-1}), \dots, U(x_L - a x_{t-1}))$$

et

$$(4.2) f_t (U(x_t - a x_{t-1}), \dots, U(x_L - a x_{L-1}))$$

avait un sens. Moyennant quelques hypothèses supplémentaires, il est alors possible de discriminer simplement entre les diverses hypothèses. Nous avons vu que si cette approche se justifiait dans le cas du modèle du cycle de vie sans hypothèse de changement de goûts à cause de la séparabilité intertemporelle, il n'en allait pas de même dans celui du modèle du cycle de vie avec formation d'habitude. Néanmoins, on notera que les tests empiriques que Muellbauer a menés semblent aller en faveur des habitudes myopes¹.

¹ Cependant, le test de Muellbauer des hypothèses de formation d'habitudes est contestable puisque dans :

$$(i) \Delta \text{Log } c_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta \text{Log } c_{t-1} + u_t$$

$\hat{\beta}$ et $\hat{\beta}_1$ significatifs est compatible avec l'équation :

$$(ii) \text{Log } c_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 \text{Log } c_{t-1} + v_t$$

C'est donc la significativité du paramètre de $\text{Log } c_{t-2}$ lui-même qu'il faut tester.

Nous nous contenterons, pour notre part, de remarquer que les équations (3.9) et (3.24) exprimant les systèmes de demandes pour chaque hypothèse de formation d'habitudes sont toutes autorégressives, autorégressivité que nous nous proposons de tester dans le cadre d'un modèle statique de demande.

Ayant choisi de nous limiter aux produits alimentaires, nous les avons d'abord regroupés en six groupes homogènes (voir tableau 1). Pour chaque produit i de chaque groupe j , nous avons estimé la fonction de demande AIDS :

$$(4.3) \quad q_{it} = \alpha_i \frac{x_t^j}{P_{it}} + \sum_{k \in j} \beta_{ik} \left(\text{Log } P_{kt} \cdot \frac{x_t^j}{P_{it}} \right) + \gamma_i \left(\text{Log } \frac{x_t^j}{P_t^j} \cdot \frac{x_t^j}{P_{it}} \right) + u_t$$

où x_t désigne la dépense allouée au groupe j et P_t l'indice de prix associé. Une première fois par la méthode des moindres carrés ordinaires (I), une seconde fois par la méthode de Prais-Winsten en supposant les perturbations autocorrélées (II)¹, enfin une troisième fois en ajoutant à (4.3) un terme en q_{it-1} par les moindres carrés (III).

Premier point, la première méthode a donné d'excellents résultats avec des R^2 toujours supérieurs à 99%. Second point, sur les 28 produits testés, 7 seulement ont manifesté une autocorrélation des résidus du premier ordre significative. La seconde méthode d'estimation donnant alors dans ces cas de meilleurs résultats. Enfin, troisième point, la dernière méthode a souvent réduit encore de façon non négligeable la somme des carrés des résidus moyenne. Il est cependant difficile d'apprécier la significativité de cette réduction dans la mesure où l'introduction dans la régression de la consommation retardée a pour effet de diminuer par

¹On suppose et l'on teste l'autocorrélation des résidus au premier ordre, i.e. :
(i) $u_t = \alpha u_{t-1} + \varepsilon_t$

Tableau 1

VALEURS MOYENNES PAR TETE ET ECART-TYPES EXPRIMES EN CENTIME CONSTANT 70
 POUR L'ECHANTILLON 1959-1984 ET L'ECHANTILLON 1960-1984

	Moyenne 59 - 84	Ecart-type 59 - 84	Moyenne 60 - 84	Ecart-type 59 - 84
Oeufs	3.336,5	352,8	3.339,0	354,1
Pêche	7.259,5	484,8	7.299,0	450,2
Viandes	43.470,9	3.648,8	43.734,9	3.461,2
Charcuterie	18.077,9	4.337,0	18.329,6	4.228,2
Volailles	9.179,5	2.542,5	9.368,6	2.400,9
Conserves de poisson	2.824,9	472,1	2.862,6	439,9
Pâtes	1.327,9	63,8	1.335,4	52,2
Céréales secondaires	445,8	115,5	452,4	112,6
Pommes de terre	2.670,9	388,8	2.672,5	396,8
Légumes frais	9.216,7	1.051,6	9.230,8	1.070,8
Légumes secs	428,4	139,3	483,5	113,0
Conserves de légumes	3.339,8	1.228,1	3.420,9	1.180,1
Beurre	8.269,4	776,7	8.338,5	706,3
Corps gras	4.160,9	472,6	4.203,4	428,6
Pâtisserie fraîche	5.806,6	1.504,3	5.874,8	1.384,7
Farine	375,0	90,6	382,7	83,4
Biscuits	5.315,8	1.278,1	5.403,5	1.222,0
Crèmes glacées	3.178,9	1.916,7	3.265,7	1.903,3
Produits animaux divers (miel)	97,6	20,9	99,4	19,2
Confiture	1.377,3	410,1	1.402,9	396,7
Sucre	2.661,8	197,0	2.666,5	199,6
Chocolat	7.839,2	2.039,8	7.995,6	1.916,1
Entremets	689,4	163,6	699,6	158,4
Lait	4.482,1	236,8	4.497,2	228,4
Produits laitiers frais	5.039,5	2.103,4	5.163,1	2.048,1
Fromage	10.409,3	2.807,9	10.584,8	2.716,3
Fruits tropicaux	1.710,2	118,1	1.717,8	113,8
Fruits non tropicaux	8.375,0	913,3	8.454,6	834,9

Source : Comptabilité Nationale.

Tableau 2
RESULTATS DES REGRESSIONS

	$\sqrt{\text{MSE}}$	$\sqrt{\text{MSE}}$	Auto- corréla- tion	$\sqrt{\text{MSE}}$	Auto- régres- sivité	Auto- corréla- tion
Oeufs	110,6	112,9	0,09	80,9	0,65***	- 0,14
Pêche	209,5	196,5	0,35	210,4	0,16	0,17
Viandes	358,8	310,0	0,44*	256,4	0,23*	- 0,08
Charcuterie	370,0	313,7	0,43*	277,9	0,44*	0,03
Volailles	228,6	212,2	0,40*	143,6	0,58***	- 0,07
Conserves de poisson	108,0	95,7	0,44*	77,5	0,84***	- 0,13
Pâtes	23,9	24,5	0,06	20,5	0,26	0,19
Céréales secondaires	20,3	20,9	0,00	10,8	0,84***	- 0,38
Pommes de terre	139,8	143,4	0,06	130,8	0,45*	- 0,11
Légumes frais	239,2	243,0	0,13	251,8	0,03	0,12
Légumes secs	40,4	39,5	- 0,26	19,8	0,77***	- 0,47
Conserves de légumes	342,3	345,6	0,15	167,4	0,96***	0,09
Beurre	124,9	121,9	0,26	128,4	0,08	0,25
Corps gras	114,5	103,1	0,39	116,6	0,16	0,34
Pâtisserie fraîche	172,1	167,3	0,28	107,3	0,92***	- 0,18
Farine	11,0	11,2	- 0,13	10,0	0,34	- 0,26
Biscuits	100,9	104,4	0,01	82,5	0,49*	- 0,27
Crèmes glacées	77,0	78,3	- 0,16	79,7	-0,10	- 0,11
Produits animaux divers (miel)	3,6	3,7	0,03	3,4	0,51	- 0,09
Confiture	47,2	41,0	- 0,49*	47,2	-0,22	- 0,48
Sucre	59,9	57,5	- 0,30	58,8	-0,33	- 0,13
Chocolat	201,1	203,1	0,17	183,5	0,12	0,05
Entremets	24,6	25,4	0,05	20,0	0,37	- 0,13
Lait	66,5	65,9	0,24	59,9	0,50*	- 0,13
Produits laitiers frais	153,6	124,6	0,52*	116,9	0,60***	0,15
Fromage	142,9	127,0	0,41*	108,9	0,43***	0,22
Fruits tropicaux	74,1	73,7	0,22	75,8	0,16	0,10
Fruits non tropicaux	69,6	68,4	0,27	71,7	-0,02	0,23
N	26	26		24		

* : significatif au seuil de 5 %,

** : 1 %

*** : 1 %

deux le volume de degrés de liberté relativement aux autres méthodes. D'autre part, cette réduction de MSE n'est visible que si, bien évidemment, et d'autant plus que, le paramètre de la consommation retardée apparaît significatif, ce qui se produit une fois sur deux ; deux fois plus souvent donc que pour la seconde méthode.

Ce dernier point est intéressant voire même troublant puisqu'à regarder le tableau 2 de plus près, on s'aperçoit qu'hors le cas des confitures, la présence d'autocorrélation des résidus signalée par la seconde méthode s'accorde avec celle d'autorégressivité, l'inverse n'étant pas vrai, alors pourtant, que dans ce cas, l'autorégressivité apparaît particulièrement importante.

Or, on s'attendrait à ce qu'une forte autorégressivité implique à son tour la présence d'autocorrélation des résidus. En effet, supposons que le vrai modèle est :

$$(4.4) \quad q_{it} = a_i q_{it-1} + x'_{it} \cdot b_i + u_{it}$$

alors :

$$(4.5) \quad q_{it} = \left(\sum_{\tau} a_i^{\tau} x'_{it-\tau} \right) \cdot b_i + \sum a_i^{\tau} u_{it-\tau}$$

Soit en négligeant a^{τ} quand $\tau \geq 2$:

$$(4.6) \quad q_{it} = x'_{it} b_i + a_i \cdot x'_{it-1} b_i + u_{it} + a_i u_{it-1}$$

les termes en x'_{it-1} étant relativement peu significatifs, si $a_i b_i$ est suffisamment faible.

D'autre part, on observe que quand a_i est significatif, la significativité de b_i relativement aux estimations I et II est alors fortement endommagée.

Nous proposons donc l'interprétation suivante : dans un certain nombre de cas, l'évolution des variables exogènes x_{it} est suffisamment lisse pour que celle de q_{it} et q_{it-1} soient alors corrélées. Si l'on introduit dans la régression simultanément x_{it} et q_{it-1} en variables explicatives, une partie du pouvoir explicatif de x_{it} va leur être ôté au profit de q_{it-1} . De plus, le fait que les variables causées sont souvent plus lisses que les variables causantes est un phénomène économique assez général (voir par exemple les différences de progression des prix à la production, prix de gros et prix à la consommation par exemple), signe peut-être des simplifications et approximations exercées par les agents économiques à chaque niveau d'organisation. Ce fait expliquerait peut-être la part prépondérante prise ici par la consommation retardée et le fait aussi que l'estimation du paramètre de q_{it-1} est certainement biaisée à la hausse à cause des multicollinéarités. La présence simultanée d'une autorégressivité et d'une autocorrélation négative des résidus laissant suspecter l'erreur de spécification.

Méfions-nous donc des modèles de la forme (4.4) qui, comme le modèle de Brown (1952) :

$$(4.7) \quad q_{it} = a_i q_{it-1} + b_i + c_i x_t / P_t + u_{it}$$

"marchent" si bien ! Un modèle économétrique pouvant fort bien n'être que descriptif.

Faute de pouvoir tester rigoureusement un modèle contre l'autre, à cause essentiellement du petit nombre d'observations disponibles et étant donné le travail quasi monographique que cela suppose, il nous est encore difficile de trancher et laissons à un travail ultérieur plus efficace cette responsabilité. Néanmoins, il nous paraît possible, au vu du tableau 2, d'avancer la pertinence d'une hypothèse de changement du "goût agrégé" (changement de structure ou changement réel des goûts individuels) dans le cas du groupe des viandes (hors peut-être les oeufs) et des produits laitiers (hors peut-être aussi le lait liquide).

BIBLIOGRAPHIE.

Brown (1952), "Habit Persistence and Lags in Consumer Behavior", Econometrica, Vol. 20, pp. 355-71.

Hall (1978), "Stochastic Implications of the Life-Cycle-Permanent Income Hypothesis : Theory and evidence", Journal of Political Economy, Vol. 86, pp. 971-87.

Muellbauer (1986), "Habit, Rationality and Myopia in Life-Cycle Consumption Function", Working Paper, Communication au Séminaire International de Théorie du Cycle de vie, Paris 4-5 juin.

Phlips et Spinnewyn (1982), "Rationality Versus Myopia in Dynamic Demand Systems", Advances in Econometrics, Vol. 1, pp. 3-33, JAI Press.

CHAPITRE IV

La représentation implicite des goûts dans
les modèles dynamiques de demande

Jean-Marc ROBIN
Chercheur à l'INRA

Louis LEVY-GARBOUA
Professeur à l'Université Paris I-
Panthéon-Sorbonne
Directeur du Laboratoire de Microéconomie
Appliquée (CNRS-CREDOC)

LA REPRESENTATION IMPLICITE DES GOUTS
DANS LES MODELES DYNAMIQUES DE DEMANDE*

Au cours du développement historique de l'économie néoclassique, la nécessité d'une formalisation analytique des goûts est apparue très tôt. Elle a d'abord pris la forme de la fonction d'utilité statique qui attribue aux différents paniers de consommation possibles un score sur une échelle continue de valeurs dont la plus haute partie correspond aux paniers les plus gratifiants. La notion d'utilité n'est donc guère plus que la transcription analytique du concept ordinal de préférence. De fait, une axiomatique rigoureuse peu contraignante a été établie -les axiomes de choix- garantissant, pour toute relation de préférence la vérifiant, l'existence d'une fonction, dite d'utilité, telle qu'un panier est préféré à un autre si et seulement si l'utilité du premier est supérieure à l'utilité du second.

La rationalité traduit alors des choix de consommation résultant de la "maximisation de l'utilité sous la contrainte de budget", c'est-à-dire tout simplement qu'un consommateur détermine ses consommations en choisissant, parmi tous les paniers de biens que son revenu lui permet d'acheter, celui qu'il préfère.

La dynamisation du modèle constitue ensuite, sans nul doute, l'amélioration la plus importante. L'hypothèse du cycle de vie de Modigliani et Brumberg (1954) prend acte en effet de la possibilité qu'ont les ménages d'effectuer des transferts financiers d'une période sur l'autre par épargnes ou emprunts successifs. Dans sa forme première, les ménages décident en début de cycle de leurs consommations et épargnes

* Texte d'un article à paraître en 1987, sous ce même titre, dans un numéro spécial de la Revue Economique consacré au thème "Economie et Sociologie".

futures en maximisant leur utilité intertemporelle-utilité qui se définit comme dans le cas statique sauf qu'il s'agit maintenant de paniers intertemporels (juxtaposition des L paniers instantanés où L est la durée du cycle)-sous la contrainte de budget intertemporelle (obtenue par "sommation" des L contraintes instantanées). Dans sa forme la plus achevée, les variables de prix, de taux d'intérêt et de revenus futurs sont nécessairement anticipées et les ménages sont amenés à réviser leurs calculs à chaque période pour tenir compte du supplément d'information disponible.

La rédaction de ce numéro spécial de la Revue Economique nous a paru être une excellente occasion de nous interroger sur les hypothèses plus ou moins explicites quant à la forme des préférences, à l'oeuvre dans les modèles dynamiques de demande. Nous porterons ainsi notre attention plus particulièrement sur deux de ces hypothèses, à notre sens essentielles. A savoir, l'hypothèse de séparabilité faible de la fonction d'utilité intertemporelle (première partie) et celle de forte récursivité (seconde partie).

Une économie du goût se conçoit difficilement. Si on l'imagine analogue à la sociologie du goût, on est vite conduit à une contradiction. L'économie de la consommation ne peut en effet concevoir d'étudier la différenciation économique des goûts puisqu'elle leur postule une autonomie, au moins relative, vis-à-vis de la contrainte budgétaire, soit donc du couple prix-revenus, la maximisation de l'utilité sous la contrainte de revenu n'ayant de sens que dans cette hypothèse. Néanmoins, une tendance récente de la microéconomie du consommateur laisse deviner une forme originale d'analyse économique des goûts et de leur devenir par

l'intermédiaire des effets de changements de produit (voir l'article récent sur l'innovation de Lévy-Garboua, 1986). Faute, cependant, d'un développement suffisant et, par là, d'une économie des goûts véritable, qu'au moins l'on ne fasse pas l'économie d'une réflexion sur les représentations des goûts que les économistes, d'une façon pas toujours assez réfléchie, véhiculent dans leurs divers modèles de consommateurs.

† - L'HYPOTHESE DE SEPARABILITE INTERTEMPORELLE

1.1. Préférences instantanées, préférences intertemporelles.

- La Dynamisation de la théorie de la demande.

La nécessaire dynamisation du modèle traditionnel du consommateur, de façon par exemple à formaliser des comportements de consommation qui engagent le ménage pour l'avenir (achat d'un appartement, placement financier, etc...), conduit à augmenter la dimension de l'espace des choix qu'ordonne la relation de préférence du consommateur. A cette relation de préférence intertemporelle est associée une fonction, dite d'utilité intertemporelle, telle que l'utilité d'un panier intertemporel $(q_t, q_{t+1}, \dots, q_L)$ formé de $L-t+1$ vecteurs de consommation instantanées¹, s'écrit en toute généralité :

$$(1.1) \quad U_t(q_t, q_{t+1}, \dots, q_L)$$

fonction a priori susceptible d'évoluer avec la date de référence d'où l'indiçage par t de U . L désigne l'horizon d'anticipation. Le plus couramment, il s'agira de la durée de vie du consommateur dont, bien sûr, le caractère plus ou moins aléatoire, la dépendance à l'égard de l'information nouvellement disponible à la date t , en font un objet complexe à analyser ; mais cela peut être moins, cela peut être plus (pour modéliser, par exemple, de possibles transferts intergénérationnels).

(1) Dans la suite, les vecteurs seront soulignés.

Pour les besoins de l'exposé, nous le considérerons par la suite fixé une fois pour toutes.

Un comportement rationnel de consommation consiste alors à maximiser l'utilité intertemporelle (1.1) sous la contrainte de revenu :

$$(1.2) \quad \sum_{\tau=0}^{L-t} \rho_{t+\tau} \cdot p_{t+\tau} \cdot q_{t+\tau} = W_t$$

égalant les sommes actualisées des dépenses et revenus futurs ; $\rho_{t+\tau}$ étant les paramètres d'actualisation¹.

Telle qu'on vient de la présenter, la théorie intertemporelle du consommateur modifie peu le formalisme traditionnel. Le temps n'apparaît en particulier guère différent d'un nouvel indice de produit puisque cette représentation revient à considérer un même bien consommé à deux dates différentes comme deux biens distincts. La théorie classique lui est directement applicable, d'où les nouvelles fonctions de demande (dynamiques) pour chaque bien i :

$$(1.3) \quad q_{it} = g_{it} (W_t, \rho_t p_t, \rho_{t+1} p_{t+1}, \dots, \rho_L p_L), \quad \forall_i \in \{1, \dots, l\}$$

Le travail empirique d'estimation consistera alors à "refaire" les travaux économétriques précédents en remplaçant le revenu présent y_t par une estimation de W_t d'ailleurs difficile à apprécier exactement. C'est à cette approche que s'apparente en particulier l'hypothèse du revenu permanent de Friedman (1957).

$$(1) \quad W_t = (1+r_t) A_{t-1} + \sum_{\tau=0}^{L-t} \rho_{t+\tau} \cdot y_{t+\tau} \quad \text{et} \quad \rho_{t+\tau} = \frac{1}{(1+r_{t+1})(1+r_{t+2}) \dots (1+r_L)}$$

avec $\rho_t = 1$, A_{t-1} caractérisant la somme des actifs détenus à la date $t-1$, r_t, r_{t+1}, \dots, r_L les taux d'intérêt nominaux présents et anticipés et y_t, \dots, y_L les revenus salariaux présents et anticipés. Notons que dans le cas où le ménage est contraint de n'effectuer aucun transfert : $A_{t+\tau} = 0, \forall \tau$, il y a alors autant de contraintes budgétaires qu'il y a de périodes entre t et L .

- La signification de l'hypothèse de séparabilité intertemporelle.

Pour redonner au temps un rôle singulier, il faut faire quelques hypothèses supplémentaires sur la forme de la fonction d'utilité intertemporelle. La plus courante est l'hypothèse de séparabilité intertemporelle. On écrit :

$$(1.4) \quad U_t(q_t, q_{t+1}, \dots, q_L) = f_t(U_{t,0}(q_t), U_{t,1}(q_{t+1}), \dots, U_{t,L-t}(q_L))$$

Le succès de cette hypothèse tient à ce qu'elle permet une simplification considérable du calcul d'optimisation puisqu'on montre alors que la maximisation de (1.4) sous la contrainte de revenu (1.2) se réduit à un problème d'allocation dynamique de W_t globalement entre chaque période ; chaque dépense totale ainsi décidée étant ensuite distribuée entre produits indépendamment d'une période à l'autre (budgétisation en deux étapes).

De là à proposer l'existence de deux niveaux de choix : l'un attribuant indépendamment d'une période à l'autre une utilité (instantanée) à chaque panier instantané, le second une utilité au "panier d'utilités" formé précédemment exprimant les préférences spécifiquement temporelles de l'agent, par exemple une préférence pour le présent (voir figure 1), il n'y a qu'un pas, bien souvent trop vite franchi.

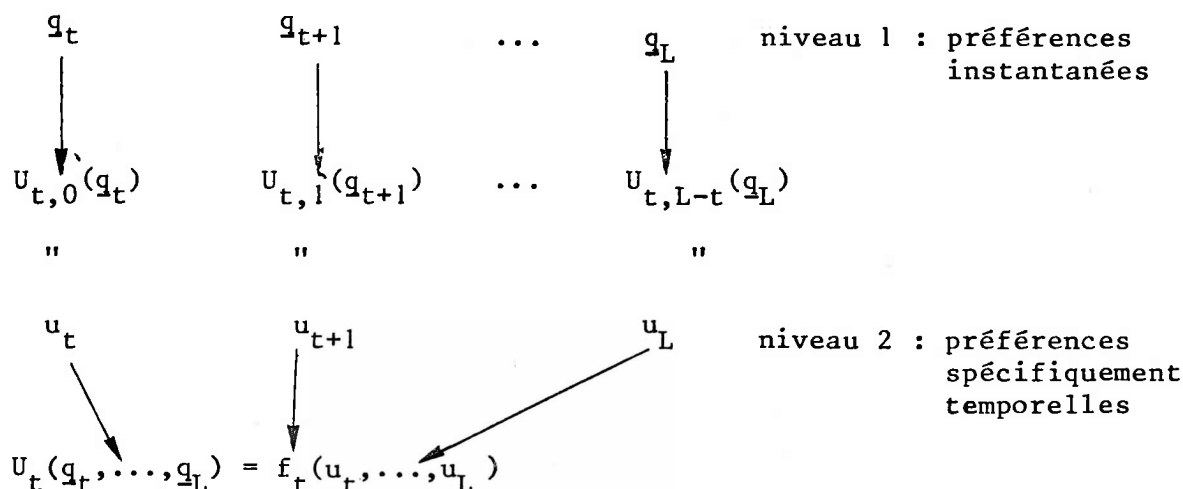


FIGURE 1 : Représentation intuitive d'une fonction d'utilité intertemporelle séparable.

Cette image est en accord avec la représentation suivante d'un ménage ayant à choisir entre deux paniers intertemporels (q_t, q_{t+1}) et (q'_t, q'_{t+1}) . S'il préfère q_t à q'_t et q_{t+1} à q'_{t+1} , pas de problème, (q_t, q_{t+1}) sera préféré à (q'_t, q'_{t+1}) . Supposons maintenant qu'il préfère q_t à q'_t mais aussi q'_{t+1} à q_{t+1} , elle suggère qu'il se décide en comparant son insatisfaction à consommer q'_t à la place de q_t , à son degré de satisfaction supplémentaire issu de la consommation de q'_{t+1} plutôt que q_{t+1} . Si la première est supérieure, voire inférieure s'il a une préférence suffisante pour le présent, il choisit (q_t, q_{t+1}) .

En fait, bien que séduisante puisque proposant une extension dynamique très immédiate du modèle statique, cette représentation ne rend pas exactement compte de l'hypothèse de séparabilité dans la mesure où il est en réalité impossible d'interpréter f_t comme une fonction d'utilité à moins de faire l'hypothèse supplémentaire d'une cardinalité des fonctions d'utilité instantanées. Or, a priori, le concept d'utilité est un concept ordinal puisqu'il n'est que la transcription analytique de celui de préférence. Une fonction d'utilité est toujours définie à une fonction croissante près. Si nous formons alors chaque fonction d'utilité instantanée de la figure 1 en la composant à gauche par une fonction croissante quelconque, f_t s'en trouvera en général modifié. Il n'y a donc aucune raison de considérer que cette fonction décrit une relation de préférence spécifiquement temporelle comme l'intuition pouvait le suggérer.

Si nous nous sommes attardés à exposer une représentation des goûts qui s'avère fautive en dernière analyse, c'est qu'elle nous paraît une excellente illustration de la distance qu'il peut exister entre

théorie et représentation ; la seconde étant perpétuellement en retard sur les ruptures de la première, comme les rectifications successives des divers schémas atomiques le suggèrent. Le schéma de la figure 1 nous est venu à l'esprit parce que nous croyions possible de "fonder des préférences intertemporelles sur des préférences instantanées", accordant par là aux secondes une réalité première, et pensions que l'hypothèse de séparabilité en était l'expression, alors que la notion de préférences intertemporelles implique, en toute généralité, la négation de celle de préférences instantanées. Et ce n'est qu'une fois que nous eûmes pris conscience de cette évidence que la représentation correcte d'un préordre de préférence intertemporel admettant une fonction d'utilité le représentant séparable nous est apparue dans toute sa clarté. "Les intuitions sont très utiles, écrit Bachelard, elles servent à être détruites. En détruisant ses images premières, la pensée scientifique découvre ses lois organiques".

On montre ainsi les propositions suivantes :

Proposition 1 : tout préordre de préférence intertemporel \mathcal{F}_t vérifiant la propriété (1.5) :

- (1.5) Pour tout entier τ entre 0 et $L-t$ et pour tous paniers instantanés $q'_{t+\tau}$ et $q''_{t+\tau}$, alors :
- soit, pour tous paniers $q_t, \dots, q_{t+\tau-1}, q_{t+\tau+1}, \dots, q_L$:
$$(q_t, \dots, q_{t+\tau-1}, q'_{t+\tau}, q_{t+\tau+1}, \dots, q_L) \mathcal{F}_t (q_t, \dots, q_{t+\tau-1}, q''_{t+\tau}, q_{t+\tau+1}, \dots, q_L) ;$$
 - soit, pour tous $q_t, \dots, q_{t+\tau-1}, q_{t+\tau+1}, \dots, q_L$:
$$(q_t, \dots, q_{t+\tau-1}, q''_{t+\tau}, q_{t+\tau+1}, \dots, q_L) \mathcal{F}_t (q_t, \dots, q_{t+\tau-1}, q'_{t+\tau}, q_{t+\tau+1}, \dots, q_L)$$
- induit dans chaque espace de paniers instantanés de même indice temporel $t+\tau$ un préordre de préférence (noté $\mathcal{F}_{t,\tau}$) tel que :
- définition
- (1.6) $q'_{t+\tau} \mathcal{F}_{t,\tau} q''_{t+\tau} \iff$ Pour tous $q_t, q_{t+\tau-1}, q_{t+\tau+1}, \dots, q_L$:
- $$(q_t, \dots, q_{t+\tau-1}, q'_{t+\tau}, q_{t+\tau+1}, \dots, q_L) \mathcal{F}_t (q_t, \dots, q_{t+\tau-1}, q''_{t+\tau}, q_{t+\tau+1}, \dots, q_L)$$
- \iff il existe $q_t, \dots, q_{t+\tau-1}, q_{t+\tau+1}, \dots, q_L$ tels que
- $$(q_t, \dots, q_{t+\tau-1}, q'_{t+\tau}, q_{t+\tau+1}, \dots, q_L) \mathcal{F}_t (q_t, \dots, q_{t+\tau-1}, q''_{t+\tau}, q_{t+\tau+1}, \dots, q_L)$$

Proposition 2.

Toute fonction d'utilité intertemporelle séparable U_t représente un préordre de préférence vérifiant la propriété (1.5). Réciproquement, tout représentant analytique U_t d'un préordre de préférence intertemporel \mathcal{J}_t vérifiant la propriété (1.5) est intertemporellement séparable. Plus précisément, pour tout représentant U_t de \mathcal{J}_t et pour tout représentant $U_{t,\tau}$ de chaque préordre induit $\mathcal{J}_{t,\tau}$, conformément à la définition (1.6), il existe une fonction f_t croissante en chacun de ses arguments telle que la propriété (1.4) soit vérifiée.

La première proposition se démontre aisément par vérification des axiomes de choix à propos de chaque préordre induit $\mathcal{J}_{t,\tau}$ (la continuité découle en particulier de celle de \mathcal{J}_t). La deuxième proposition est évidente pour ce qui est de l'implication, un raisonnement par récurrence assez simple montre la réciproque¹.

Concrètement, ces propositions permettent de traduire au niveau du préordre de préférence intertemporel lui-même la propriété de séparabilité de la fonction d'utilité. On proposera ainsi, pour qualifier la propriété (1.5), la notion de "séparabilité d'un préordre de préférence".

(1) En effet, montrons par exemple la première étape. $\mathcal{J}_{t,0}$ est un préordre de préférence à valeurs dans \mathbb{R}_+^1 . Elle admet donc une fonction d'utilité $U_{t,0}$ la représentant. Mais de par (1.6) et (1.5), $\forall q_t \in (\mathbb{R}_+^1)^{L-t-1}$, $U(\cdot, q_t)$ est aussi un représentant analytique de $\mathcal{J}_{t,0}$. Il existe donc une fonction croissante en chacun de ses arguments, f_0 , telle que : $\forall (q_t, q_{-t}) \in (\mathbb{R}_+^1)^{L-t}$:
 $U(q_t, q_{-t}) = f_0(U_{t,0}(q_t), q_{-t})$. Il suffit ensuite de réappliquer ce raisonnement, par récurrence, à f_0 pour obtenir la preuve cherchée.

Cette propriété conduit de plus naturellement à définir dans chaque espace de choix instantanés, un préordre de préférence spécifique. Certes, il est sans doute possible d'induire différemment des préordres de préférence dans chaque espace de choix instantanés à partir d'un quelconque préordre intertemporel - on pourrait par exemple chercher à donner un contenu à l'expression : " $q_{t+\tau}' \succ_{t,\tau} q_{t+\tau}''$ si $(q_t, \dots, q_{t+\tau}', \dots, q_L)$ est 'en moyenne' préféré à $(q_t, \dots, q_{t+\tau}'', \dots, q_L)$ " - mais cette construction serait vaine si elle ne rencontrait pas dans les faits une réalisation, c'est-à-dire si, sous certaines conditions (qu'il reste à définir), ces préordres de préférence instantanés n'exprimaient pas des préférences en acte.

Or, on montre que, dans l'hypothèse de séparabilité, si l'on ôte à un ménage maximisant son utilité intertemporelle la possibilité d'effectuer des transferts financiers d'une période sur l'autre, celui-ci se comportera comme dans le cadre statique : il maximisera de façon équivalente son utilité instantanée $U_{t,0}$, relative aux paniers q_t , pour déterminer ses consommations présentes. Sans l'hypothèse de séparabilité, c'est chaque revenu $y_{t+\tau}$ anticipé pour chaque période future qui serait alors argument supplémentaire des fonctions de demande, en lieu et place de W_t .

La séparabilité intertemporelle apparaît donc finalement comme la restriction à apporter aux goûts individuels pour que la dynamisation du modèle statique du consommateur puisse être justifiée par un argument purement économique : la possibilité d'effectuer des transferts financiers d'une période sur l'autre induit celle de substitutions intertemporelles de produits et contraint par là-même les ménages ou individus à tenir

compte du futur dans l'élaboration de leurs choix actuels de consommation.

Il est clair que devant le très grand intérêt pratique de cette hypothèse (budgétisation en deux étapes, modèle de Hall (cf. infra)), les économistes se sont jusqu'ici assez peu souvent posé de questions à son sujet, alléguant en général l'évidence de la faiblesse des substitutions intertemporelles spécifiques de produits¹. Avant de porter notre attention sur ce point, remarquons que la conclusion précédente justifie à elle seule une telle attitude puisque, les développements de la psychologie et de la sociologie n'ayant pas encore permis de préciser la dynamique temporelle et individuelle des goûts, il est bon de disposer d'une construction idéal-typique des consommateurs telle qu'on soit sûr des facteurs de dynamisation des comportements de consommation et sur laquelle il soit possible de mener une réflexion théorique.

(1) Puisque l'on montre que la séparabilité se traduit, au niveau des choix de consommation, par le fait que, grâce à la budgétisation en deux étapes, les substitutions intertemporelles de produits s'expriment toutes comme le produit d'un effet-revenu statique et d'un effet de substitution intertemporelle de la dépense totale décidée à chaque période. Il n'y a pas, dans ce cas, de substitutions intertemporelles "spécifiques" de produits.

1.2. Critique de l'hypothèse de séparabilité intertemporelle-Inertie des préférences.

- Critique non fondée : rôle des variables d'état.

L'hypothèse (1.5) signifie que, si l'on a $(q'_t, q_{t+1}, \dots, q_L) \mathcal{S}_t$ $(q'_t, q_{t+1}, \dots, q_L)$ pour un (q_{t+1}, \dots, q_L) quelconque, cette relation est alors vraie, quel que soit (q_{t+1}, \dots, q_L) . Une seule expérience a donc valeur de généralité et, inversement, abstraction peut être faite des autres périodes pour les partages budgétaires d'une période particulière.

Il n'est pas difficile d'imaginer des contre-exemples à cette proposition, des situations dans lesquelles un choix ponctuel de consommation ne peut s'effectuer abstraction faite du système complet de relations intertemporelles dans lequel il s'inscrit ou en d'autres termes, des cas d'existence de substituabilités ou complémentarités spécifiques entre produits de périodes différentes. Ainsi, la décision d'arrêter ou non de fumer d'ici cinq ans peut modifier un choix imposé aujourd'hui entre fumer un paquet ou seulement trois cigarettes. De même, l'opposition au gras et au lourd du style alimentaire de certaines classes supérieures ne se comprend que si l'on tient compte des conséquences corporelles du style contraire et de la relation au corps qu'elles entretiennent.

Cependant, malgré leur apparence, ces exemples ne sont pas à proprement parler des contre-exemples à l'hypothèse de séparabilité. Ils soulignent plutôt la nécessité d'introduire comme arguments de la fonction d'utilité intertemporelle certaines variables d'état qui dépendent de consommations passées telles que l'état de santé ou le poids par exemple. Ainsi propose-t-on le modèle suivant :

$$(1.7) \quad U(q_t, \dots, q_L, E_t, \dots, E_L) = f(U(q_t, E_t), \dots, U(q_L, E_L))$$

avec

$$(1.8) \quad E_{t+\tau} = E(q_{t+\tau}, q_{t+\tau-1}, E_{t+\tau-1}) + \varepsilon_{t+\tau}$$

où $\varepsilon_{t+\tau}$ est un terme d'erreur aléatoire, que l'on peut supposer de moyenne nulle. L'état de santé de la date $t+\tau$ par exemple dépendra des consommations de santé présentes, puis des consommations alimentaires, d'habillement, etc... et de l'état de santé précédents.

D'où par élimination :

$$(1.9) \quad U(q_t, \dots, q_L, E_t, \dots, E_L) = \bar{U}(q_t, \dots, q_L; q_{t-1}, q_{t-2}, \dots) \\ = f(\bar{U}(q_t; q_{t-1}, q_{t-2}, \dots), \dots, \bar{U}(q_L; q_{L-1}, q_{L-2}, \dots))$$

C'est-à-dire une expression formellement équivalente aux fonctions d'utilité intertemporelles construites sur le modèle des fonctions d'utilité intertemporelles séparables instantanées conditionnelles¹. D'autre part, si l'on ne néglige pas le caractère aléatoire des variables d'état $E_{t+\tau}$, celui-ci est alors communiqué aux utilités instantanées.

Considérons, par exemple, la spécification suivante :

$$(1.10) \quad E_{t+\tau} = \underline{a} \cdot q_{t+\tau} + \underline{b} \cdot q_{t+\tau-1} + \delta E_{t+\tau-1} + \varepsilon_{t+\tau}$$

soit :

$$(1.11) \quad E_{t+\tau} = \underline{a} \cdot q_{t+\tau} + (\delta \underline{a} + \underline{b}) \sum_{k=1}^{\infty} \delta^{k-1} q_{t+\tau-k} + u_{t+\tau}$$

où

$$(1.12) \quad u_{t+\tau} = \sum_{k=0}^{\infty} \delta^k \varepsilon_{t+\tau-k} = \delta \cdot u_{t+\tau-1} + \varepsilon_{t+\tau}$$

est un bruit aléatoire autorégressif. On aura donc :

$$(1.13) \quad \bar{U}(q_{t+\tau}; q_{t+\tau-1}, q_{t+\tau-2}, \dots) \approx U(q_{t+\tau}, \underline{a}q_{t+\tau} + (\delta \underline{a} + \underline{b}) \sum_{k=1}^{\infty} \delta^{k-1} \cdot q_{t+\tau-k}) \\ + \frac{\partial U}{\partial E} (q_{t+\tau}; \underline{a}q_{t+\tau} + (\delta \underline{a} + \underline{b}) \cdot \sum_{k=1}^{\infty} \delta^{k-1} \cdot q_{t+\tau-k}) \cdot u_{t+\tau}$$

où la partie aléatoire est donc a priori hétéroscédastique et autorégressive.

¹ On pourra les qualifier de fonctions d'utilités intertemporelles "conditionnellement séparables", classe particulière de fonctions à l'intérieur de la classe des fonctions d'utilité intertemporelles conditionnelles

Remarquons que l'expression (1.11) admet une interprétation immédiate. Par exemple en termes d'état de santé : l'état de santé présent dépend des consommations présentes et passées (consommations néfastes ou d'entretien), et d'un terme aléatoire de durabilité - une dégradation passée de la santé a toute les chances de durer dans l'instant présent -.

Enfin, il n'est pas inutile de noter que c'est le raisonnement précédent qui justifie théoriquement les estimations classiques de fonctions de demande de santé. Il est clair en effet que la dépense de santé ne procure pas d'utilité directement mais par l'intermédiaire de son effet sur l'état de santé. Il découle alors de l'équation (1.11) que la prise en compte de l'un par l'autre est licite dès l'instant où l'on néglige l'aspect aléatoire et le paramètre \underline{b} d'influence des consommations à risque.

- Critique fondée : l'hypothèse de formation d'habitudes.

Cependant, les fonctions d'utilité intertemporelle conditionnelles sont apparues dans la littérature économique selon une autre logique : celle de l'affectation des préférences futures par les consommations présentes. Elles formalisent ainsi les hypothèses de formation d'habitudes qui avaient été initialement proposées par Duesenberry (1949) et Brown (1952) pour expliquer l'inertie empiriquement constatée de la dépense totale (c'est-à-dire une corrélation non nulle entre dépense présente et dépense retardée).

Malheureusement, on ne dispose pas d'information suffisante sur les formations d'habitudes pour préciser la forme générale (1.9) dont l'étude théorique est peu probante compte tenu de sa complexité. Dans un autre ordre d'idées, on peut douter de l'intérêt, pour l'économie de la

consommation, d'augmenter encore l'aspect "boîte noire" de la fonction d'utilité et de reporter ainsi au niveau des goûts l'explication d'une dynamique observée pour la consommation, au lieu de chercher une cause plus spécifiquement économique, telle que, dans l'analyse précédente, la "fonction de production de santé".

Quels sont les modèles de formation d'habitudes particuliers qui ont jusqu'ici été proposés ? Le modèle statique dominant est incontestablement le modèle à un seul retard suivant :

$$(1.14) \quad \bar{U}(\underline{q}_t; \underline{q}_{t+1}, \dots) = U(\underline{q}_t - A\underline{q}_{t-1})$$

A étant a priori une matrice diagonale (seules influent sur la consommation présente d'un produit, les consommations passées de ce produit lui-même), mais peut en fait prendre n'importe quelle forme pour tenir compte de possibles effets transversaux comme, par exemple, l'influence des consommations passées de tabac ou d'alcool sur les dépenses de santé présentes (voir Pollack et Wales (1969), Pollack (1970, 1978)).

Il est alors clair que la solution du problème :

$$(1.15) \quad \left\{ \begin{array}{l} \text{Max } U(\underline{q}_t - A\underline{q}_{t-1}) \\ \underline{p}_t \underline{q}_t = x_t \\ \underline{q}_t - A\underline{q}_{t-1} \gg 0 \end{array} \right.$$

est équivalente à :

$$(1.16) \quad \left\{ \begin{array}{l} \underline{q}_t = A\underline{q}_{t-1} + \underline{q}'_t \quad \text{avec } \underline{q}'_t \text{ solution de :} \\ (1.17) \left\{ \begin{array}{l} \text{Max } U(\underline{q}'_t) \\ \underline{p}_t \underline{q}'_t = x_t - \underline{p}_t A \underline{q}_{t-1} \end{array} \right. \end{array} \right.$$

C'est donc que le vecteur Aq_{t-1} peut s'interpréter comme un vecteur de consommations incompressibles ; ce qui reste du revenu après diminution de la somme de ces dépenses minimales, $p_t Aq_{t-1}$, étant attribué classiquement par une maximisation d'utilité. La formation d'habitudes est ainsi manifestement conçue sur le modèle de l'aliénation ; les goûts ne pouvant librement s'exercer qu'après satisfaction d'un certain nombre de besoins proportionnels aux consommations précédentes.

A partir de ce modèle statique ont été élaborés deux modèles dynamiques de formation d'habitudes : le modèle de formation d'habitudes myopes et le modèle de formation d'habitudes rationnelles. Respectivement :

$$(1.18) \quad \bar{U}(q_t, \dots, q_L ; q_{t-1}) = f(U(q_t - Aq_{t-1}), \dots, U(q_L - Aq_{t-1}))$$

et

$$(1.19) \quad \bar{U}(q_t, \dots, q_L ; q_{t-1}) = f(U(q_t - Aq_{t-1}), \dots, U(q_L - Aq_{L-1}))$$

Dans le premier cas, le ménage semble ne pas avoir conscience de la forme de l'habituatation. Dans le second, il anticipe parfaitement l'influence de ses consommations présentes sur ses préférences futures (voir Phelps et Spinnewyn (1982) et Muellbauer (1986)).

La spécification (1.18) apparaît enfin séparable alors que l'autre ne l'est évidemment pas. On va voir que le résultat est inverse en ce qui concerne la seconde propriété que nous voulions discuter.

2 - L'HYPOTHESE DE (FORTE) RECURSIVITE.

2.1. Cohérence et rationalité

L'hypothèse de (forte) récursivité.

L'hypothèse de séparabilité la plus simple et la plus couramment utilisée est l'hypothèse de séparabilité forte ou d'additivité. On écrit alors :

$$(2.1) U_t(q_t, q_{t+1}, \dots, q_L) = \sum_{\tau=0}^{L-t} \delta_{t+\tau} U(q_{t+\tau})$$

L'utilité intertemporelle de la date t est une moyenne pondérée des utilités instantanées (ici de plus supposées invariables temporellement).

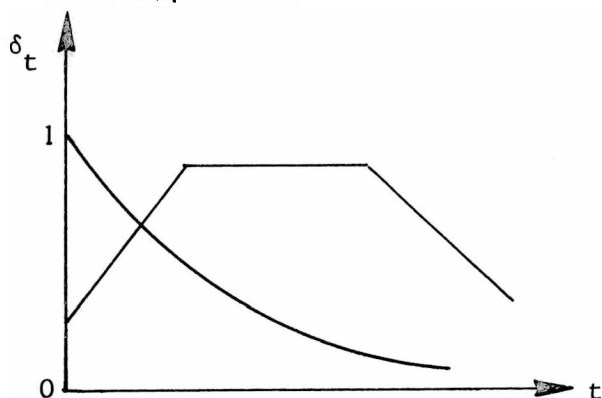
On a encore plus fréquemment et plus simplement :

$$(2.2.) U_t(q_t, q_{t+1}, \dots, q_L) = U(q_t, q_{t+1}, \dots, q_L) = \sum_{\tau=0}^{L-t} \left(\frac{1}{1+\delta}\right)^\tau U(q_{t+\tau})$$

Les coefficients de préférence intertemporelle $\delta_{t+\tau}$ varient alors exponentiellement, δ est appelé taux de préférence intertemporelle. Positif, il traduit une préférence pour le présent $((1/1+\delta)^\tau)$ décroissant avec τ). Ceci dit en rappelant les limites que nous avons imposées précédemment à l'interprétation en terme d'utilité de la fonction f_t .

Des formes mixtes peuvent bien sûr être envisagées. Par exemple, δ_t pourrait être d'abord croissant, puis constant et enfin décroissant. Dans ce cas, la préférence pour le présent culminerait dans la partie intermédiaire du cycle de vie, le ménage préférant relativement plus se "priver" aux extrémités du cycle (figure 2).

FIGURE 2 : Différents processus d'évolution des coefficients de préférence intertemporelle.



Le choix des spécifications (2.1) ou (2.2) plutôt que (1.4) est en général justifié par des considérations sur la faiblesse des substituabilités et complémentarités spécifiques de période à période. Il se justifie en fait surtout par leur simplicité et leur caractère intuitif.

L'additivité est en effet la forme de séparabilité la plus simple. Mais c'est aussi la forme la plus immédiate qui satisfasse la propriété de forte récursivité :

$$(2.3) \text{ Pour tout } t, U_t(q_t, q_{t+1}, \dots, q_L) = F_t(q_t, U_{t+1}(q_{t+1}, q_{t+2}, \dots, q_L))$$

d'où

$$(2.4) \forall t, U_t(q_t, q_{t+1}, \dots, q_L) = F_t(q_t, F_{t+1}(q_{t+1}, F_{t+2}(q_{t+2}, \dots)))$$

c'est-à-dire que l'utilité intertemporelle est non seulement séparable au sens où elle est fonction des différents paniers instantanés par l'intermédiaire de leurs utilités instantanées mais elle l'est aussi au sens où le futur est séparable du présent, où l'utilité intertemporelle à la période t est fonction de l'utilité instantanée du panier consommé à cette date et de l'utilité intertemporelle effective, c'est-à-dire telle qu'elle sera vraiment, de la période suivante¹.

La forte récursivité apparaît donc comme une forme de séparabilité. Il n'est alors guère étonnant que l'on puisse caractériser la relation de préférence intertemporelle à laquelle correspond une fonction d'utilité fortement réursive, d'une façon comparable au cas séparable. On montre en effet les propositions suivantes :

¹On définit la récursivité faible (ou récursivité) en affaiblissant la définition de la forte récursivité sur ce point, c'est-à-dire que l'on n'exige pas la réalisation de U_{t+1} dans l'expression (2.3).

Proposition 3 : tout préordre de préférence intertemporel \mathcal{F}_t vérifiant la propriété (2.5) :

Pour tout entier τ entre 0 et $L-t$ et pour tous paniers intertemporels $(q'_{t+\tau}, \dots, q'_L)$ et $(q''_{t+\tau}, \dots, q''_L)$, alors :

(2.5) - soit, pour tous paniers $q_t, q_{t+1}, \dots, q_{t+\tau-1}$:

$$(q_t, \dots, q_{t+\tau-1}, q'_{t+\tau}, \dots, q'_L) \mathcal{F}_t (q_t, \dots, q_{t+\tau-1}, q''_{t+\tau}, \dots, q''_L) ;$$

- soit pour tous paniers $q_t, q_{t+1}, \dots, q_{t+\tau-1}$:

$$(q_t, \dots, q_{t+\tau-1}, q''_{t+\tau}, \dots, q''_L) \mathcal{F}_t (q_t, \dots, q_{t+\tau-1}, q'_{t+\tau}, \dots, q'_L)$$

induit dans chaque espace de choix intertemporel de même indice temporel de référence $t+\tau$, un préordre de préférence intertemporel (noté $\mathcal{F}_{t+\tau}$) tel que :

définition

(2.6) $(q'_{t+\tau}, \dots, q'_L) \mathcal{F}_{t+\tau} (q''_{t+\tau}, \dots, q''_L) \iff$ pour tout $(q_t, \dots, q_{t+\tau-1})$

$$(q_t, \dots, q_{t+\tau-1}, q'_{t+\tau}, \dots, q'_L) \mathcal{F}_t (q_t, \dots, q_{t+\tau-1}, q''_{t+\tau}, \dots, q''_L)$$

\iff il existe $(q_t, \dots, q_{t+\tau-1})$ tel que :

$$(q_t, \dots, q_{t+\tau-1}, q'_{t+\tau}, \dots, q'_L) \mathcal{F}_t (q_t, \dots, q_{t+\tau-1}, q''_{t+\tau}, \dots, q''_L)$$

Proposition 4 : Toute fonction d'utilité intertemporelle récursive U_t représente un préordre de préférence \mathcal{F}_t vérifiant la propriété (2.5). Réciproquement, tout représentant analytique U_t d'un préordre \mathcal{F}_t vérifiant la propriété (2.5) est récursif. Plus précisément, pour tous les $U_{t+\tau}$, représentant des préordres $\mathcal{F}_{t+\tau}$ induits conformément à la proposition 3, il existe des fonctions $F_{t+\tau}$ vérifiant la propriété (2.3).

Remarque : La récursivité sera forte si chaque préordre induit se réalise effectivement.

La propriété de forte récursivité s'interprète alors très facilement puisque la proposition (2.5) signifie, d'une part, qu'un ménage n'a pas à tenir compte du montant exact de ses consommations passées pour ordonner les différents paniers intertemporels possibles, ceci quelle que soit la date de départ, et d'autre part, que la relation de préférence intertemporelle est dotée d'une parfaite stabilité.

Enfin, une fonction d'utilité simultanément séparable et fortement ré-
cursive aura pour expression :

$$\begin{aligned}
 (2.7) \quad U_t(q_t, q_{t+1}, \dots, q_L) &= f_t(U_t(q_t), U_{t+1}(q_{t+1}), \dots, U_L(q_L)) \\
 &= \bar{f}_t(U_t(q_t), U_{t+1}(q_{t+1}), \dots, q_L) \\
 &= \bar{f}_t(U_t(q_t), \bar{f}_{t+1}(U_{t+1}(q_{t+1}), \bar{f}_{t+2}(\dots)))
 \end{aligned}$$

f_t sera donc en particulier fortement réursive.

La spécification :

$$\begin{aligned}
 (2.8) \quad U_t(q_t, \dots, q_L) &= U(q_t, \dots, q_L) \\
 &= \sum_{\tau=0}^{L-t} \delta_{\tau} U(q_{t+\tau})
 \end{aligned}$$

est ainsi en général (i.e. hors la spécification (2.2)) non réursive, le taux marginal de "substitution intertemporelle" entre les dates t_1 et t_1+1 , $\delta_{t_1} / \delta_{t_1+1}$ dépendant a priori de t . Supposons par exemple que δ_{τ} évolue avec τ comme sur la figure 3 : le ménage est d'abord indifférent entre aujourd'hui et demain puis a ensuite une préférence pour le présent. Il est alors clair que, même en environ-
nement parfait (les anticipations de prix, taux d'intérêt, revenus se réalisent) les prévisions de consommation pour la période t_1 qu'il est amené à faire à la période t sont susceptibles de différer de leur réalisation parce que l'après

$-t_1$ des goûts tel qu'il est prévu depuis la date t varie avec t .

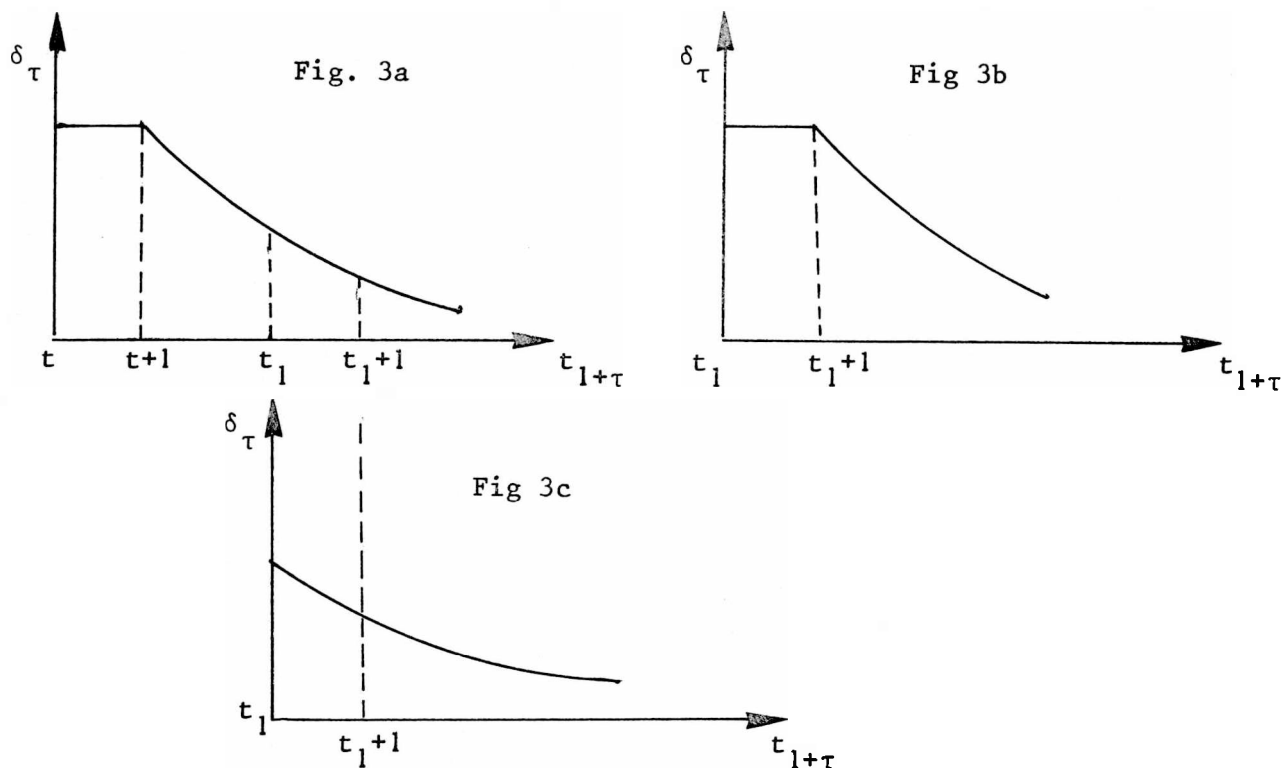


FIGURE 3 : Le taux marginal de substitution varie en fonction de la date de planification.

(figures 3a et 3b : schémas d'évolution des coefficients de préférence intertemporelle aux dates t et t_1 conformes à l'hypothèse (2.5) ;

figure 3c : schéma d'évolution des coefficients de préférence intertemporelle à la date t_1 conforme à l'hypothèse (2.1) : l'ordonnée se déplace sur une courbe stable au cours du temps).

- Notion de cohérence intertemporelle des comportements de consommation.

C'est précisément là tout l'intérêt de l'hypothèse de forte récursivité.

On montre en effet très généralement dans un modèle de choix intertemporel avec révision périodique des plans, qu'en environnement parfait, les choix des ménages sont intertemporellement cohérents, c'est-à-dire que les prévisions de consommation ne se réalisent, que si, et seulement si, la fonction d'utilité intertemporelle,

a priori quelconque, est fortement récurrente.

Ainsi, dans l'exemple précédent, avec de tels coefficients de préférence temporelle, le ménage, à chaque période, consommerait moins qu'il n'a prévu de consommer aux périodes précédentes parce qu'il aurait toujours tendance à sous-estimer ce que serait demain, pour lui, après-demain par rapport à demain.

Considérons en effet le cas simple à un seul bien suivant :

$$(2.9) \quad \left\{ \begin{array}{l} \text{Max} \quad \sum_{\tau=0}^{\infty} \delta_{\tau} \text{Log } x_{t+\tau} \\ \text{s.c.} \quad \sum_{\tau=0}^{\infty} \frac{x_{t+\tau}}{(1+r)^{\tau}} = W_t \end{array} \right.$$

$$\text{avec : } \delta_0 = \delta_1 = 1 \text{ et } \delta_{\tau} = \frac{1}{1+\delta}^{\tau} \text{ pour } \tau \geq 2$$

Les conditions d'optimisation du premier ordre impliquent donc :

$$(2.10) \quad x_{t+\tau} = \delta_{\tau} (1+r)^{\tau} x_t$$

d'où :

$$(2.11) \quad x_t = \frac{W_t}{\sum_{\tau=0}^{\infty} \delta_{\tau}} = \frac{\delta W_t}{1+2\delta}$$

Or, la prévision à la date précédente de x_t était :

$$(2.12) \quad \hat{x}_t = \delta_1 (1+r) x_{t-1} \quad \text{avec} \quad x_{t-1} = \frac{\delta W_{t-1}}{1+2\delta}$$

Comme, de plus, la richesse actualisée de la date t est égale à la richesse actualisée de la date $t-1$, moins la dépense de consommation de cette période :

$$(2.13) \quad \frac{W_t}{1+r} = W_{t-1} - x_{t-1}$$

L'équation (2.11) devient :

$$(2.14) \quad x_t = \frac{1+\delta}{1+2\delta} (1+r) x_{t-1}$$

et donc :

$$(2.15) \quad \hat{x}_t - x_t = \frac{\delta(1+r)}{1+2\delta} x_{t-1} > 0$$

- Extension aux fonctions d'utilité intertemporelles conditionnelles.

Comment cette notion de forte récursivité s'étend-elle aux fonctions d'utilité intertemporelles (et aux préférences donc) conditionnelles ? Considérons par exemple le cas d'un retard unique :

$$(2.16) \quad \bar{U}_t (q_t, q_{t+1}, \dots, q_L ; q_{t-1}) .$$

On verrait alors très facilement qu'en définissant la forte récursivité de \bar{U}_t comme (2.3), c'est-à-dire :

(2.3bis) Pour tout t :

$$\bar{U}_t (q_t, \dots, q_L ; q_{t-1}) = \bar{F}_t (q_t, \bar{U}_{t+1} (q_{t+1}, \dots, q_L ; q_t) ; q_{t-1})$$

le résultat important de cohérence des comportements de consommation, se vérifierait là aussi.

Il est clair, de même, qu'il faut très peu modifier les propositions 3 et 4 pour rendre compte de cette propriété. On montre en effet les propositions suivantes :

Proposition 3 bis : tout préordre de préférence intertemporel conditionnel au

panier de consommations précédent q_{t-1} : \mathcal{J}_t / q_{t-1} , vérifiant la propriété (2.5bis) :

(2.5bis) Pour tout entier τ entre 1 et $L-t$, pour tout panier instantané $q_{t+\tau-1}$ et pour tous paniers intertemporels $(q'_{t+\tau}, \dots, q'_L)$ et $(q''_{t+\tau}, \dots, q''_L)$, soit pour tous paniers $q_t, q_{t+1}, \dots, q_{t+\tau-2}$:

$$(q_t, \dots, q_{t+\tau-2}, q_{t+\tau-1}, q'_{t+\tau}, \dots, q'_L) \mathcal{J}_t / q_{t-1} (q_t, \dots, q_{t+\tau-2}, q_{t+\tau-1}, q''_{t+\tau}, \dots, q''_L)$$

- soit, pour tout panier $q_t, q_{t+1}, \dots, q_{t+\tau-2}$:

$$(q_t, \dots, q_{t+\tau-2}, q_{t+\tau-1}, q_{t+\tau}'' , \dots, q_L'') \mathcal{J}_{t/q_{t-1}} (q_t, \dots, q_{t+\tau-2}, q_{t+\tau-1}, q_{t+\tau}' , \dots, q_L')$$

induit dans chaque espace de choix intertemporel de même indice temporel de référence $t+\tau$, conditionnel à un panier de consommations instantanées de la date précédente donnée : $q_{t+\tau-1}$, un préordre de préférence intertemporel conditionnel $\mathcal{J}_{t+\tau/q_{t+\tau-1}}$ tel que :

$$(2.6bis) \quad \left(\begin{array}{l} (q_{t+\tau}', \dots, q_L') \mathcal{J}_{t+\tau/q_{t+\tau-1}} (q_{t+\tau}'', \dots, q_L'') \iff \text{pour tout } q_t, \dots, q_{t+\tau-2} \\ (q_t, \dots, q_{t+\tau-2}, q_{t+\tau-1}, q_{t+\tau}', \dots, q_L') \mathcal{J}_{t/q_{t-1}} (q_t, \dots, q_{t+\tau-2}, q_{t+\tau-1}, q_{t+\tau}'', \dots, q_L'') \\ \iff \text{il existe } (q_t, \dots, q_{t+\tau-2}') \text{ tel que :} \\ (q_t, \dots, q_{t+\tau-2}, q_{t+\tau-1}, q_{t+\tau}', \dots, q_L') \mathcal{J}_{t/q_{t-1}} (q_t, \dots, q_{t+\tau-2}, q_{t+\tau-1}, q_{t+\tau}'', \dots, q_L'') \end{array} \right. \begin{array}{l} \text{définition} \\ \\ \end{array} \right.$$

Proposition 4 bis : toute fonction d'utilité intertemporelle conditionnelle à un

seul retard représente un préordre $\mathcal{J}_{t/q_{t-1}}$ vérifiant la propriété (2.5bis). Réciproquement, tout représentant analytique d'un tel préordre est récursif.

Alors que, pour une fonction d'utilité non conditionnelle, la récursivité traduisait la possibilité d'oublier l'ensemble des choix de consommation passés pour ordonner selon ses goûts les paniers futurs, ici, dans le cas d'une fonction d'utilité conditionnelle à un seul retard, ce sont tous les choix de consommations passées antérieurs au pénultième choix qu'il est donc seulement possible d'oublier.

Il est clair maintenant que, comme nous l'avions annoncé à la fin de la précédente partie, l'hypothèse de formation d'habitudes myopes conduit à une fonction d'utilité intertemporelle non récursive ; le ménage se trompant systematiquement sur ce que deviennent ses préférences instantanées d'une période à l'autre. Ceci est intéressant car le premier exemple de non-récursivité laissait apparaître les cas de préférences non-récursives comme des cas pathologiques et rares. L'hypothèse de formation d'habitudes et, l'on s'en convaincra, plus généralement le paradigme des hypothèses de changements continus et non anticipés des goûts, associent en revanche beaucoup plus pertinemment puisque beaucoup moins improbablement¹, rationalité (limitée) et non cohérence des comportements de consommation.

2.2. Application : le débat sur l'inertie des consommations : le modèle de Hall.

L'hypothèse de forte récursivité de la fonction d'utilité, ou, de façon équivalente, la cohérence des comportements de consommation, est une hypothèse particulièrement utile. Elle trouve une application immédiate dans le modèle de Hall (1978) bien qu'il n'y soit jamais fait référence, ni par cet auteur ni par tous ceux qui s'en sont inspirés.

Hall montre, qu'étant donné une fonction d'utilité additive de la forme (2.2) (donc séparable et récursive), la rationalité des anticipations des variables exogènes (i.e. les ménages en moyenne ne se trompent pas sur leurs anticipations de prix, taux d'intérêt et revenus) et quelques autres hypothèses auxiliaires, la dépense totale x_t suit le sentier aléatoire :

$$(2.17) \quad x_t = \lambda x_{t-1} + \varepsilon_t$$

¹ Cette non-anticipabilité des changements des goûts étant d'autant plus sûre que le principe de non-conscience dont parlent Bourdieu, Chamboredon et Passeron (1960), à savoir, le fait que : "les sujets sociaux n'ont pas une conscience claire des schémas d'action ou de pensée qu'ils actualisent" (M. Weber, cité par Bourdieu, Chamboredon et Passeron, p. 152), est actif.

où ε_t est un bruit blanc qui traduit des erreurs d'anticipation . C'est-à-dire que se trouve ainsi expliquée sans le recours ad hoc à des hypothèses de formation d'habitudes ou d'interdépendance des préférences (Duesenberry (1949); Brown (1952)), l'inertie empiriquement constatée de la dépense totale de consommation

Plus généralement, on montrerait en appliquant la méthode de Hall, qu'étant donnée une fonction d'utilité intertemporelle fortement récursive et la rationalité des anticipations des variables exogènes, les consommations décidées à la date t vérifient le système dynamique suivant :

$$(2.18) \quad \underline{q}_t = G_t \left(\underline{q}_{t-1}, \frac{\dot{p}_t}{1+r_t}, \dots, \frac{\dot{p}_L}{1+r_L} \right) + \varepsilon_t$$

où $\dot{p}_{t+\tau}$ est le vecteur des prix relatifs anticipés entre la période $t+\tau$ et la période $t+\tau-1$:

$$(2.19) \quad \dot{p}_{t+\tau} = \left(\frac{p_{i,t+\tau}}{p_{i,t+\tau-1}} \right)$$

L'intérêt de la démarche de Hall apparaît donc clairement au niveau des équations de demande, dans le remplacement de la somme des revenus futurs actualisés W_t , très difficilement estimable en toute rigueur, par l'ensemble des consommations de la période précédente, parfaitement connues à la date t .

De quelle démarche s'agit-il plus précisément ? Elle tient en fait, tout simplement, à la résolution en \underline{q}_t du système des conditions du premier ordre du problème de maximisation de l'utilité intertemporelle sous la contrainte de revenu¹ - soit donc le système des égalités entre taux marginaux de substitutions intertemporels subjectifs (i.e. rapport des utilités marginales) et rapports de prix (équations d'Euler)-, qui permet d'exprimer le vecteur de consommations prévues à la période $t+1$

¹ Système qui se trouve être récursif dans l'hypothèse de forte récursivité de la fonction d'utilité, donc parfaitement et facilement soluble.

en fonction des consommations décidées pour la date t présente. Or, du fait de la forte récursivité de l'utilité et de la rationalité des anticipations des exogènes, la prévision sera en moyenne égale à la réalisation, d'où l'équation (2.18). L'aléa ε_t caractérisant donc l'effet sur la décision du supplément d'information disponible d'une période à l'autre. En plus de l'intérêt précédemment signalé, s'ajoute donc celui de la simplicité.

On peut bien sûr remarquer, avec Deaton et Muellbauer (1980, pp. 331-332) qu'il est toujours possible a priori, sans hypothèse particulière sur la fonction d'utilité intertemporelle telle que la récursivité, d'aboutir à une équation autorégressive de la dépense totale, comme l'équation (2.18), en inversant les fonctions de demande dynamiques de la dépense totale (1.3) aux dates t et $t-1$, puis en remplaçant W_t et W_{t-1} par leurs nouvelles valeurs, fonctions de x_t et x_{t-1} , dans la formule de récurrence (2.13) liant les sommes actualisées de revenus futurs W_t et W_{t-1} (comme nous l'avons fait plus haut). Et objecter ainsi que le résultat (2.17) de Hall ou l'équation (2.18) doivent plus à la forme de la contrainte de revenu qu'à celle de la fonction d'utilité puisque, quand la méthode de Hall est applicable, les deux approches conduisent au même résultat. La méthode de Hall étant même un passage obligé de celle suggérée par Deaton et Muellbauer. Cette dernière sera cependant bien peu souvent réalisable du fait de sa complexité mathématique.

La remarque de Deaton et Muellbauer a néanmoins son importance puisqu'elle souligne qu'il n'est besoin d'aucune hypothèse, plus ou moins arbitraire, d'inertie intrinsèque des préférences (comme l'hypothèse de

formation d'habitudes), même pas celle de forte récursivité (bien qu'elle facilite énormément calculs et interprétation), pour rendre compte de l'inertie des consommations. L'hypothèse fondatrice de l'économie intertemporelle du consommateur : l'extension dynamique de la contrainte de budget, y suffisant.

CONCLUSION.

Nous venons de passer du temps à discuter deux hypothèses fondamentales sur la forme des goûts individuels de la microéconomie du consommateur : la séparabilité et la récursivité. La première s'est vue remise en cause par l'existence de changements endogènes des goûts (i.e; produits par les modes de consommation eux-mêmes), la seconde par celle de changements (endogènes ou exogènes) continus et non anticipés.

Si les sociologues ont clairement établi que les acteurs sociaux possédaient rarement la vérité sur la logique réelle de leurs pratiques, rendant par là probable l'hypothèse de non-anticipabilité - bien qu'il ne soit pas douteux que pour une part à préciser, les goûts varient avec l'âge d'une façon fort bien anticipable - ils ont, à notre sens, un peu trop vite admis la réalité du changement, pour se consacrer à la vérification de la conservation diachronique des différenciations sociales de consommation. A l'image de C et Ch. Grignon (1984) qui montrent par exemple, que "l'élévation du niveau de vie (des contremaîtres) ne se traduit pas nécessairement par un changement radical du mode de vie, ni par un 'empetit-bourgeoisement' du goût, même quand elle s'accompagne, comme c'est le cas, d'une promotion sociale et du franchissement de la barrière qui sépare les exécutants des responsables". Force est donc de constater avec eux que "nivellement des consommateurs" ne rime pas avec

"uniformisation et standardisation des pratiques et goûts alimentaires", mais force est aussi de constater qu'ils acceptent comme un fait vérifié un tel nivellement. Il nous paraît aujourd'hui particulièrement important d'avoir une idée plus précise de l'ampleur de ces changements et de faire la part, de leurs explications possibles, qui revient aux facteurs économiques (effet-revenu, prix, innovations de produit), aux modifications des conditions de vie (urbanisation, scolarisation, etc...) et que l'économiste assimilera en première analyse à des changements de goût, tout comme, au niveau agrégé, les changements de structure de la population (la mobilité sociale, effets démographiques), que la construction de données semi-agrégées (i.e. distinguant plusieurs catégories de populations) permettrait de contrôler.

C'est donc une histoire récente des changements intervenus en matière de consommation que nous appelons de nos vœux. Et nous ne serons pas de trop, économistes et sociologues, pour entreprendre son élaboration. La division du travail suggérée précédemment nous semble à cet effet la plus pertinente.

BIBLIOGRAPHIE.

- Bourdieu, P., Chamboredon, J.C., et Passeron, J.C. 1968, *Le métier du sociologue*, Mouton, Paris, 4^e édition (1983).
- Brown, T.M., 1952, "Habit Persistence and Lags in Consumer Behavior", *Econometrica*, Vol. 20, pp. 355-71.
- Deaton, A.S., et Muellbauer, J. 1980, *Economics and Consumer Behavior*, Cambridge : Cambridge University Press.
- Duesenberry, J.S. 1949, *Income, Saving, and the Theory of Consumer Behavior*, Cambridge Mass : Harvard University Press.
- Friedman, M. 1957, *A Theory of the Consumption Function*, Princeton : Princeton University Press.
- Grignon, C. et Ch. 1984, "Les pratiques alimentaires", *Données Sociales*, Paris : INSEE.
- Hall, R.E. 1978, "Stochastic Implications of the Life-Cycle-Permanent Income Hypothesis : Theory and Evidence", *Journal of Political Economy*, Vol. 86, pp. 971-87.
- Lévy-Garboua, L. 1986, "Innovation et Diffusion des produits de consommation", *Economie Appliquée*, n° 3.
- Modigliani, F. et Brumberg, R. 1954, "Utility and Aggregate Consumption Functions : on Attempt at Integrations", mimeo, reprinted in A Abel (ed.), *The Collected Papers of Franco Modigliani*, Vol. 2, Cambridge, Mass : MIT Press.
- Muellbauer, J. 1986, "Habits, Rationality, and Myopia in the Life-Cycle Consumption Function", Working Paper, Communication au Séminaire International sur la Théorie du Cycle de vie, Paris 4-5 juin.
- Phlips, L. et Spinnewyn, F. 1982, "Rationality Versus Myopia in Dynamic Demand Systems", *Advances in Econometrics*, Vol. 1, pp. 3-33, JAI Press.
- Pollack, R.A. 1970, "Habit Formation and Dynamic Demand Functions", *Journal of Political Economy*, Vol. 78, n° 4.
- 1978, "Endogenous Tastes in Demand and Welfare Analysis", *American Economic Review*, Papers and Proceedings, Vol. 60, n° 2
- et Wales, T.J. 1969, "Estimation of the Linear Expenditure System", *Econometrica*, Vol. 37, pp. 611-28.

13 MAR 1987



F