Centre de Recherche pour l'Etude et l'Observation des Conditions de Vie
Crédoc

Collection
des rapports

Juillet 1989 N° 64

CREDOC
"Bibliothèque"
142, rue du Chevaleret
75013 PARIS
Tél. : (1) 40 77 85 06

ANTICIPATIONS DES MENAGES ET ACHATS D'AUTOMOBILES

Crédoc - Collection des rapports.
N° 64. Juillet 1989.

CREDOC•Bibliothèque

François GARDES
Jean-Loup MADRE

Centre de Recherche pour l'Etude et l'Observation des Conditions de Vie
Crédoc

ANTICIPATIONS DES MENAGES ET ACHATS D'AUTOMOBILES

François GARDES
Jean-Loup MADRE

Programme de recherche et de développement technologique dans les transports terrestres.
Cette étude a été financée par le Service des Etudes, de la Recherche et de la Technologie (SERT) (décision d'aide n° 8705) et par le Commissariat Général du Plan.

N° 5034

JUILLET 1989

142, rue du Chevaleret - 75013 PARIS

Nous tenons à remercier MM. GLAUDE et L'HARDY qui nous ont fait bénéficier de longues critiques et suggestions, MAIRESSE et TROGNON pour leurs conseils méthodologiques, Mme CHARPIN, les responsables de la recherche au Ministère des Transports et chez les constructeurs automobiles qui nous ont fait part de leurs suggestions lors des réunions de suivi de la recherche, ainsi que les Professeurs LEVY-GARBOUA et LAFAY, J.M. ROBIN et I. PEAUCELLE pour leurs critiques et suggestions lors de la présentation de communication au Séminaire du LAMIA et aux 6èmes Journées de microéconomie appliquée.

SOMMAIRE

	Pages
INTRODUCTION	1
SECTION 1 : PRESENTATION	3
SECTION 2 : EVOLUTION DU REVENU ET ANTICIPATION DE LA SITUATION FINANCIERE	9
1 - Cohérence des réponses sur la situation financière	9
1.1. Les limites d'une approche mécanique	9
1.2. La structure des réponses : une forte liaison entre détérioration et endettement	10
2 - Modélisation de l'évolution du revenu	12
2.1. Les modèles	12
2.2. Revenu anticipé et revenu conjoncturel	16
SECTION 3 : REALISATION DES INTENTIONS D'ACHAT D'AUTOMOBILES	17
1 - Rapprochement des intentions et des achats	17
1.1. Un dernier test de cohérence	17
1.2. Le champ de la confrontation	17
1.3. Les limites de la confrontation	19
1.4. Intentions à moyen terme et date de réalisation envisagée	20
2 - Différentes catégories de ménages	20
2.1. Selon l'âge	20
2.2. Selon la structure du ménage	20
2.3. Les critères liés au revenu	23
2.4. Revenu conjoncturel et évolution de la situation financière	23
3 - Divers types de véhicules	23
4 - Analyse en évolution	24
SECTION 4 : LA CONSTRUCTION D'INDICATEURS PONDERES D'INTENTIONS D'ACHATS	27
SECTION 5 : ANALYSE DES EFFETS MACROECONOMIQUES DES INDICATEURS D'ANTICIPATION	33
5.1. Cadrage macroéconomique	33
5.2. L'évolution des immatriculations	37
5.3. Les élasticités-revenu et prix	41

Pages

SECTION 6 : ANALYSE DES RELATIONS ENTRE LES INDICES D'INTENTIONS D'ACHAT ET LES IMMATRICULATIONS 49

6.1. Données statistiques et méthode 49
6.2. L'évolution de l'indice d'intentions d'achat I51 50
6.3. La relation entre les immatriculations totales et l'indicateur d'I.A. 55
6.4. Comportement des immatriculations neuves et d'occasion 68

SECTION 7 : LE CELLULAGE 77

1 - La variabilité des séries obtenues par cellulage 77

2 - Une méthode de correction des biais systématiques 78

CONCLUSION 79

ANNEXE I : DEFINITION DES MODELES ET DES VARIABLES 81

1 - Les modèles 81

2 - Les variables 82

3 - Les périodes d'estimation 82

ANNEXE II : PRESENTATION DES MODELES DE REVENU PERMANENT UTILISES DANS LES SECTIONS 5 ET 6 85

1 - Relation entre élasticités decourte et longue période et changement des anticipations dans un modèle de revenu permanent 87

2 - Les processus d'anticipation du revenu permanent 107

REFERENCES 119

INTRODUCTION

De nombreuses recherches ont été réalisées sur les anticipations des ménages et sur leurs intentions d'achat de biens durables. L'analyse de ces travaux (section 1) donne une impression assez négative sur le pouvoir prédictif des anticipations des ménages. Nous avons repris cette question appliquée aux achats d'automobiles en l'éclairant par les théories du revenu permanent.

Nous présenterons tout d'abord l'analyse d'un point de vue micro-économique. A partir des deux interviews du même ménage recueillies à un an d'intervalle dans les enquêtes INSEE de Conjoncture auprès des ménages (anciennement dénommées enquêtes Intentions d'Achat), nous examinerons la cohérence de leurs réponses et la réalisation de leurs anticipations. La section 2 traite du revenu et de la situation financière ; à partir de modèles assez simples, elle dégage une composante permanente (anticipée et une composante conjoncturelle du revenu. La section 3 présente la réalisation des intentions d'achat de voitures en distinguant les comportements des différentes catégories de ménages (notamment en fonction de la composante conjoncturelle de leur revenu) et en fonction des différents segments du marché (neuf/occasion, niveaux de gamme, âge des véhicules,...).

La suite du rapport est plus macro-économique : elle cherche les facteurs explicatifs des séries trimestrielles et semestrielles d'immatriculations. La section 4 compare différents indicateurs synthétiques d'intentions d'achat et étudie leurs évolutions (trends et cycles). La section 5 analyse les facteurs économiques classiques (prix, composante conjoncturelle et permanente du revenu) à l'aide de plusieurs types de modèles. Dans la section 6, nous introduisons dans ces modèles l'indicateur synthétique d'intentions d'achat construit dans la section 4.

Enfin, nous proposons en section 7 une piste permettant d'envisager une synthèse entre les points de vue micro et macro-économiques : l'analyse des séries temporelles par catégories de ménages ou cellulage. Nous proposons une méthode pour résoudre l'important problème statistique posé par la constitution de ces séries désagrégées.

Section 1

PRESENTATION

Les indicateurs d'anticipations et d'intentions d'achat des enquêtes tri-annuelles de conjoncture auprès des ménages de l'I.N.S.E.E., ont été surtout utilisées pour des analyses macroéconomiques des indicateurs globaux - analyses qui, de plus, concernent généralement les anticipations de prix ou de niveau de vie plutôt que les intentions d'achat de biens durables et d'automobiles.

H. STERDYNIAK (1988), analyse ainsi, pour la période 1969-1987, le pouvoir prédictif des opinions déclarées par les ménages sur le niveau d'emploi, les évolutions de prix ou de leur situation financière (toutes variables qualitatives qu'il quantifie en soustrayant aux anticipations positives les réponses négatives) ; il conclut à une médiocre explication du taux d'épargne par les seules variables d'opinion. Par contre, l'ajout de ces variables d'anticipation aux variables macroéconomiques classiques, lui semble permettre d'améliorer légèrement le pouvoir prédictif à court terme du modèle économétrique.

F. CHARPIN (1988) note de son côté, au terme d'une étude systématique des mêmes données globales d'opinion et de réalisation d'achats et d'épargne, que la situation financière actuelle, telle que le ménage la perçoit, constitue un bon indicateur du niveau de revenu réel (avec un décalage de l'ordre de deux à trois trimestres et une moindre fluctuation des variables d'enquête par rapport au taux de croissance trimestrielle du revenu réel) : les opinions émises par les ménages sur leur niveau de vie peuvent donc être utilisées au niveau macroéconomique, comme un indicateur de la tendance du taux de croissance du revenu réel. De même l'opinion sur, l'opportunité de faire des achats importants apparaît comme un bon indicateur de la demande de biens durables en niveau, et les intentions d'achats de biens durables importants (automobile comprise) un prédicteur de la tendance du taux de croissance de la demande de biens durables. Par contre, les intentions d'épargne ne semblent pas être suivies d'effets. Au total, l'enquête lui semble fournir des indications utiles sur les évolutions du revenu réel, de la consommation totale et de celle des biens durables, indications qui sont disponibles un à deux trimestres avant les premières publications des comptes trimestriels provisoires.

D. WEISERBS (1986) étudie quant à lui, à partir des données trimestrielles britanniques de 1974 à 1984 et des modèles à correction d'erreurs, les problèmes théoriques de la conversion des réponses qualitatives en données quantitatives et celui de l'intégration directe des variables de l'enquête dans les systèmes de demande. Il conclut à un effet significatif des anticipations de revenu sur la consommation, avec, à court terme, un surajustement *(1)*, lié aux processus d'anticipation, de la consommation des ménages aux changements de variables exogènes de revenu ou de prix.

---

(1) C'est-à-dire une variation conjoncturelle de la variable expliquée plus forte que celle que prédit le modèle.

L'étude approfondie de S. BORIE (1986) aboutit au contraire à des résultats plutôt négatif sur la valeur prédictive des intentions d'achats au niveau macroéconomique : constatant la saisonnalité de l'évolution des I.A. exprimées et leurs divergences importantes par rapport aux réalisations effectives d'achat (divergences qu'elle attribue à l'importance des non-déclarations et à la trop grande proximité de l'horizon prévisionnel), elle conclut que les I.A. saisies au niveau macroéconomique sont inutilisables à des fins prévisionnelles mais que, par contre, les opinions des ménages sur leur situation financière constituent de bons indicateurs de tendance pour le marché de l'automobile, en particulier comme prédicteurs des retournements de tendance.

Ph. L'HARDY (1976) note des différences de perception des indicateurs d'opinion d'une CSP à l'autre et certaines difficultés d'interprétations des opinions émises par les ménages dues à des problèmes de rédaction du questionnaire. Il n'y a pas lieu, lui semble-t-il, d'attribuer une valeur prévisionnelle aux I.A. d'automobile au niveau macroéconomique, mais simplement une signification d'indicateur conjoncturel concernant la situation actuelle ; il note néanmoins, que les enquêtes peuvent servir à déterminer dans certains cas, le prolongement d'une tendance ou son retournement et qu'elles ont l'avantage de rester fiables dans les périodes de mutation des comportements ou de changements importants de leurs conditions de choix, suite à des modifications de la fiscalité ou de l'environnement économique et social qui enlèvent tout pouvoir prédictif aux modèles économétriques selon la critique de ces modèles proposée par SARGENT.

M. GLAUDE (1981) précise l'ensemble de ces résultats par une étude comparative des données individuelles des enquêtes de 1977/1978 et 1978/1979. L'analyse au niveau microéconomique lui permet d'établir les lois fondamentales concernant les taux de réalisation des I.A., paramètre essentiel qui vient préciser ces intentions par leur degré de réalisme : s'établissant en moyenne à 28 % pour les I.A. à moyen terme pour l'ensemble des biens durables, elles semblent augmenter lorsque le terme annoncé est plus court (ce qui indique une certaine cohérence des I.A. affichées par le ménage), les I.A. à court terme se situant à la moitié du niveau des I.A. à plus long terme. Le taux de réalisation est meilleur pour l'automobile (57 % pour les I.A. à moins d'un an, 45 % pour les I.A. de un à trois ans) que pour les autres biens durables (27 % et 36 % pour la télévision par exemple).

Par ailleurs, GLAUDE note que le taux de réalisation semble augmenter, transversalement, avec le niveau des I.A. déclarées *(1)*. Cette liaison positive semble assez paradoxale, dans la mesure où la déclaration d'I.A. particulièrement optimiste risque de se heurter, au moment de leur réalisation, à des contraintes budgétaires relativement stables qui feront régresser les taux de réalisation par rapport à ceux que le ménage pourrait assurer lorsqu'il a été plus prudent dans ses déclarations d'I.A. GLAUDE explique cette relation paradoxale en suggérant que les I.A. émises par les ménages représentent une demande collective qui active la réalisation, au niveau individuel, des intentions déclarées (comme la notoriété collective d'une marque active sa demande individuelle).

---

(1) Ce phénomène est par exemple observé dans l'étude des I.A. selon la C.S.P. des ménages, selon leur revenu ou selon l'âge du chef de famille (GLAUDE, p. 53 et 55).

En fait, ce schéma explicatif de GLAUDE s'applique, dans son article (p. 51) à la comparaison entre divers types de biens durables des I.A. et de leur taux de réalisation, plutôt qu'à l'évolution des I.A. et de leur réalisation en fonction des caractéristiques socio-économiques des ménages - bien que GLAUDE remarque (p. 53 par exemple) qu'une même liaison positive entre I.A. et taux de réalisation existe pour une comparaison transversale des ménages : que les I.A. élevées correspondent à des biens très demandés - et donc soumis à l'effet de démonstration invoqué par GLAUDE, qui entraîne une bonne réalisation des intentions -, semble constituer une explication transversale convainquante *(1)*, mais on ne peut expliquer de la même manière la variation transversale des I.A. et de leur réalisation d'un ménage à l'autre.

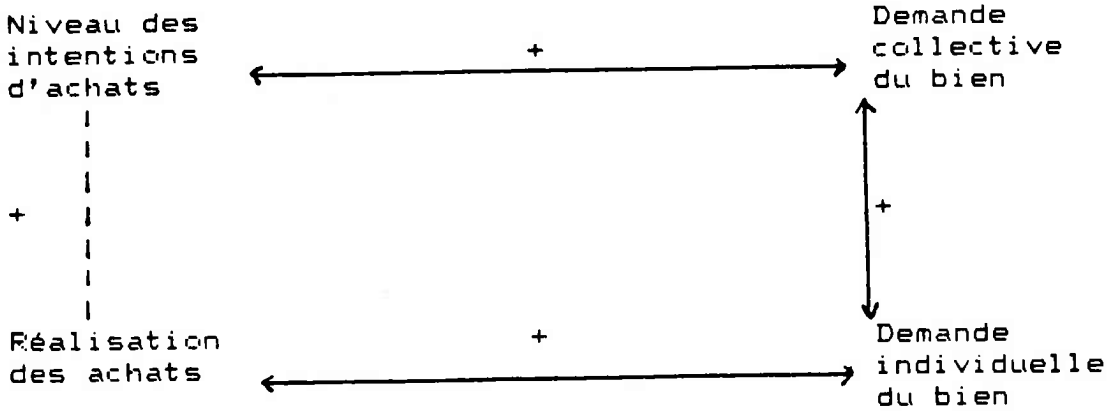
Le schéma causal de GLAUDE ne permet pas non plus de prédire la relation entre niveau des I.A. exprimées et taux de réalisation qui doit s'établir dans une évolution temporelle : on peut s'attendre, en effet, à ce qu'une croissance non anticipée des revenus augmente le taux de réalisation, alors que, transversalement, les ménages à revenu plus élevé ne semblent pas avoir de taux de réalisation très supérieurs à ceux des ménages à plus faible revenu (GLAUDE, p. 56). L'explication du lien transversal positif nous semble plutôt résider dans la segmentation de la population en deux groupes très distincts : une première catégorie regroupe des ménages à bas niveau d'études et de revenu et horizon temporel limité (personnes âgées), qui seront particulièrement enclins à faire des achats spontanés sous l'influence d'un changement conjoncturel ou d'une amélioration de leur information. Dans le même temps, ce type de ménage n'a que peu de capacité d'anticipation, du fait de son faible capital humain ou de la variabilité de ses conditions de vie : déclarant peu d'intentions d'achats, ils les réaliseront également mal.

La seconde catégorie de ménages actifs et bien dotés en revenu et capital humain, aura au contraire, un comportement anticipateur qui l'amènera à émettre un haut niveau d'I.A. mais également à les réaliser, dans la mesure où leurs anticipations sont aussi mieux calculées que celles du type de ménages. Ce double lien positif entre caractéristiques des ménages et quantité ou qualité des anticipations entraîne alors une relation croissance, au niveau transversal, entre niveau des anticipations et degré de leur réalisation, relation transversale qui n'a aucune raison d'être observée également dans une évolution temporelle.

---

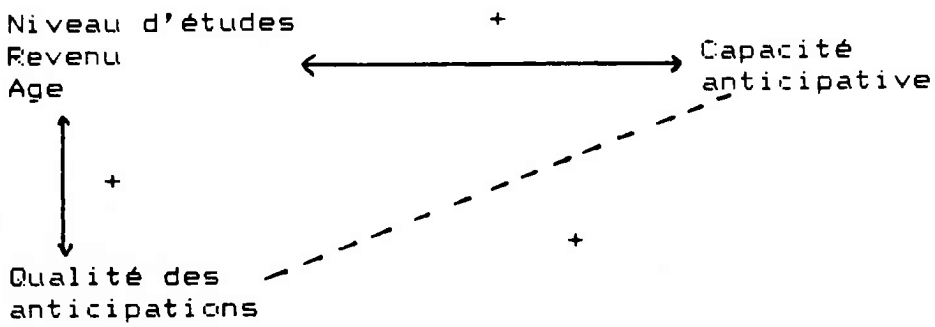
(1) GLAUDE propose une explication alternative ; la censure de la contrainte budgétaire interviendrait au moment de la déclaration des I.A. (donc serait bien anticipée) ; un fort revenu anticipé entraînerait donc un haut niveau d'I.A., et également un fort revenu effectif qui permettrait de les réaliser. Notons deux critiques : cette explication s'applique en fait, au lien temporel entre I.A. et taux de réalisation, et non à la relation transversale que présentent ses statistiques ; pour une telle évolution non anticipée du revenu, la présence d'I.A. élevées est probable, mais n'implique pas une réalisation plus importante qu'à l'habitude, sauf si l'anticipation a sous-estimé l'évolution effective du revenu : une sur-estimation des anticipations de revenu impliquerait au contraire, une baisse du taux de réalisation et donc un lien négatif entre I.A. et réalisation.

SCHEMA EXPLICATIF DE GLAUDE



EXPLICATION ALTERNATIVE

Caractéristiques des ménages



L'étude des données individuelles d'enquête commencée par GLAUDE se révèle donc riche d'informations complémentaires à celles que l'on obtient par des analyses macroéconomiques. Elle permet tout d'abord d'analyser par un appariement des enquêtes d'octobre à un an d'intervalle où une partie de l'échantillon est réinterrogée, la cohérence des réponses fournies par les ménages sur leur situation financière et leur niveau de revenu (section 2) ; puis de préciser les lois de la réalisation des intentions d'achats selon la modalité d'I.A. exprimée ou selon d'autres paramètres (section 3) ; enfin de construire des indicateurs synthétiques d'I.A. qui utilisent l'information fournie par les taux de réalisation (section 4).

Section 2

EVOLUTION DU REVENU ET ANTICIPATION DE LA SITUATION FINANCIERE

Notre objectif est de distinguer au niveau micro-économique un revenu permanent anticipé et un revenu conjoncturel. Or, dans l'enquête de Conjoncture, la question concernant l'anticipation des ressources ne porte pas sur le revenu mais sur la situation financière. Il faut tout d'abord analyser la cohérence des réponses aux différentes questions de ce thème (revenu, situation financière, argent mis de côté,...) abordée sous l'angle de la situation au moment de l'enquête, du jugement sur l'évolution au cours du passé récent ou des anticipations pour "les mois qui viennent". Le rapprochement des deux réponses du même ménage à un an d'intervalle apportera une information précieuse ; la plupart de nos tests porteront sur les 2449 ménages interrogés pour la première fois en Octobre 1986 et réinterrogés un an plus tard. Pour préciser clairement l'analyse des cohérences, le libellé des questions et des différentes réponses proposées figurera au-dessous des tableaux d'analyse.

Sur la base de ces observations, nous construirons des modèles expliquant l'évolution du revenu du ménage à partir de ses anticipations et des modifications dans sa composition ; le codage en classes adopté dans tout le questionnaire de l'enquête de Conjoncture complique un peu cette modélisation. On pourra ainsi distinguer trois catégories de ménages: ceux dont le revenu anticipé (calculé par le modèle) est inférieur au revenu déclaré (revenu conjoncturel positif), ceux qui ont bien anticipé l'évolution de leurs ressources et ceux dont le revenu conjoncturel est négatif.

1 - COHERENCE DES REPONSES SUR LA SITUATION FINANCIERE

La "situation financière" est le seul thème pour lequel le questionnaire aborde successivement la situation actuelle, son évolution perçue au cours des "six derniers mois" et l'anticipation du ménage pour "les mois qui viennent" ; contrairement à celle sur le "niveau de vie des Français", elles concernent individuellement chaque ménage. Pour analyser la cohérence, nous sommes partis d'idées très mécaniques, mais on verra que la logique des réponses des ménages est quelque peu différente.

1.1. Les limites d'une approche mécanique

Remarquons tout d'abord que l'on n'a pas constaté de phénomène de "régression" dans les comportements : l'anticipation d'une amélioration en 1986 n'est pas systématiquement suivie de celle d'une détérioration en 1987, et l'inverse ne se vérifie pas non plus. On constate plutôt une certaine permanence dans les anticipations. Concentrons maintenant notre attention sur les réponses pour lesquelles nous disposons de tous les éléments pour examiner leur cohérence : les situations déclarées en 1986 et 1987, l'anticipation en 1986 et le jugement porté sur le passé récent en 1987. Donnons-nous d'abord quelques définitions :

- La cohérence sera dite "stricte" quand l'évolution constatée au cours des six derniers mois en 1987 ou anticipée en 1986 coïncide exactement avec l'écart entre les déclarations sur la "situation financière actuelle" en 1986 et 1987 ; quand l'écart entre ces réponses est d'au moins deux cases, la cohérence n'est "stricte" qu'avec les modalités "nettement améliorée" ou "nettement détériorée" ; les "ne sait pas" excluent la cohérence stricte.

- On dira que les réponses sont "contradictoires" quand le sens de l'évolution entre les "situations financières actuelles" de 1986 et 1987 n'est pas celui de l'anticipation en 1986 (resp. du jugement porté sur l'évolution au cours des six derniers mois en 1987). On ne considère pas comme incohérente la réponse "reste stationnaire". Les "ne sait pas" sont exclus du calcul de la proportion de réponses "incohérentes".

Compte tenu de ces définitions, près de la moitié des réponses sont "strictement" compatibles et environ 5 % sont "incohérentes". Les déclarations sur l'évolution au cours des 6 derniers mois sont un peu plus cohérentes (50 % strictement et 4 % incohérentes) que les anticipations (respectivement 46 % et 6 %). On ne constate pas de variations sensibles quand ce n'est pas le même membre du ménage qui répond à l'enquêteur lors des deux interviews.

La "stricte cohérence maximale" est obtenue quand la situation du ménage ne change pas et qu'il "met de l'argent de côté" (plus de 70 %) ou "boucle juste son budget" (environ 65 %). Le passage de "boucle son budget" à "tire sur ses réserves ou s'endette" est plus souvent constaté (44 %) qu'anticipé (15 %) ; c'est l'inverse pour ceux qui restent dans la situation "tire sur ses réserves ou s'endette" (respectivement 27 % et 37 %) ; en effet, 67 % des ménages considèrent cette évolution comme une détérioration de leur situation. Environ 30 % des ménages qui passent de "tire sur ses réserves ou s'endette" à "boucle son budget" ont anticipé une détérioration ou perçoivent ainsi cette évolution ; c'est le taux maximum d'incohérence. Les situations les plus mal anticipées (incohérences supérieures à 12 %) sont celles qui mettent en jeu la modalité "tire sur ses réserves ou s'endette".

1.2. La structure des réponses : une forte liaison entre détérioration et endettement

La structure des réponses n'est donc pas aussi mécanique que le suggère la construction de l'indicateur de "stricte cohérence". Comme l'avait remarqué Ph. L'HARDY, les impressions sur l'évolution récente en 1987 dépendent plus de la situation perçue à cette date que de celle qui a été déclarée un an auparavant (tableau 2-1). Les réponses les plus fréquentes sont :

- une nette détérioration quand la situation finale conduit le ménage à s'endetter ; en effet, quand il s'endettait déjà ou tirait sur ses réserves l'année précédente, sa situation devient inquiétante, ses capacités d'emprunt n'étant pas illimitées.

- une faible détérioration quand il "tire sur ses réserves" sans avoir mis d'argent de côté l'année précédente,

- une situation stationnaire dans les autres cas, notamment quand il "boucle son budget" ou "met de l'argent de côté" ; les améliorations semblent alors peu prises en considération.

Tableau 1

EVOLUTION DE LA SITUATION FINANCIERE AU COURS DES SIX DERNIERS MOIS

Situation financière "actuelle" déclarée en :						
Octobre 1986	Octobre 1987					
	S'endette	Tire sur ses réserves	Boucle son budget	Met de l'argent de côté		ENSEMBLE
				un peu	pas mal	
S'endette	-93 -	-55 -	-2 =	69 =	nd (=)	-24
Tire sur ses réserves	(-122) (--)	-79 -	-21 =	0 =	(50) (+)	-39
Boucle juste son budget	-122 -	-69 -	-23 =	13 =	(67) (+)	-25
Met un peu d'argent de côté	(-43) (-)	-63 =	-21 =	4 =	14 =	-10
Met pas mal d'argent de côté	(-133) (--)	nd (=)	(-11) (=)	21 =	(75) (=)	13
ENSEMBLE	-104	-69	-22	9	33	-21

Unités : Réponse modale (la plus fréquente) et moyenne pondérée des réponses à la question :
"Depuis six mois, votre situation financière s'est-elle ?" *en comptant et en notant :*
+ 200 pour "Nettement améliorée" (++),
+ 100 pour "Un peu améliorée" (+),
0 pour "Est restée stationnaire" (=),
- 100 pour "Un peu dégradée" (-),
- 200 pour "Nettement dégradée". (--)

Les chiffres entre parenthèses correspondent à moins de 10 ménages interrogés.

Sources : Enquêtes INSEE de Conjoncture auprès des Ménages d'Octobre 1986 et 1987.

Si l'on construit un indicateur à partir de ces réponses modales, 65 % des réponses sur l'évolution récente deviennent strictement cohérentes ; ce pourcentage est d'autant plus fort que la situation financière finale est bonne. Pour les anticipations, les ménages sont prudents : la réponse la plus fréquente est presque toujours "reste stationnaire" (tableau 2-2). Notre nouvel indicateur de cohérence globale monte à 61 %. Il est supérieur à 67 % quand le ménage n'est en déficit ni en 1986 ni en 1987 ; mais il est inférieur à 37 % dans le cas contraire, car les anticipations sont alors très dispersées.

La similitude des résultats portant sur les anticipations et sur la perception de l'évolution au cours des six derniers mois s'explique par l'analogie des réponses à ces questions. Elles sont identiques dans 52 % des cas et opposées (amélioration/détérioration) seulement dans 6 % : le plus souvent une légère amélioration anticipée suivie par la constatation d'une détérioration. Par ailleurs, on constate une bonne concordance entre les anticipations concernant la situation financière et "mettre de l'argent de côté" quelle que soit la situation du ménage au moment de l'enquête (tableau 2-3). Selon les cas, ces deux questions pourront donc être utilisées pour modéliser les anticipations.

Cherchons maintenant à voir comment cette cohérence varie entre différentes catégories de ménages. Elle diminue quand le niveau d'étude de la personne de référence s'élève ; seul l'indicateur d'incohérence des anticipations est assez indépendant du niveau d'éducation. Ceci s'explique en partie par des réponses d'autant plus nuancées que le niveau d'études est élevé (72 % d'anticipations stationnaires chez ceux qui n'ont pas poursuivi au-delà de l'école primaire, 58 % chez ceux qui ont suivi des études supérieures). La cohérence est beaucoup plus uniforme en fonction du revenu par unité de consommation ; c'est seulement pour le jugement porté sur l'évolution récente que l'on retrouve un résultat analogue à l'effet du niveau d'éducation, mais avec des écarts moindres. On observe aussi une grande cohérence des réponses chez les ménages sans actif ou sans voiture et chez ceux qui possèdent leur logement mais n'ont pas de charge de remboursement pour le financer.

La cohérence des réponses croît avec l'âge du chef de ménage. Cependant, à la cinquantaine, la situation financière connaît une certaine détérioration (29 % des anticipations, 37 % des impressions sur le passé récent) ; ceci coïncide avec une cohérence des réponses un peu en retrait par rapport à celle des quadragénaires.

Après cette présentation de la cohérence des questions touchant à la situation financière, nous allons considérer leur articulation avec le revenu déclaré par le ménage et son évolution d'une année à l'autre.

2 - MODELISATION DE L'EVOLUTION DU REVENU

2.1. Les modèles

Dans les enquêtes de Conjoncture, jusqu'en 1986, le revenu était codé en 10 classes (y compris la modalité "non déclaré"). En 1987, les deux tranches supérieures ont été éclatées en deux, mais on les a regroupées pour rendre la nomenclature homogène entre 1986 et 1987. L'amplitude des tranches est variable : de 10 à 15.000 F pour les 4 plus basses, 20.000 F pour les 3 suivantes, 120.000 pour l'avant-dernière. Le passage d'une classe à l'autre n'a donc pas la même signification selon le niveau de revenu initial du ménage. On a donc traité séparément les trois groupes décrits ci-dessus:

Tableau 2

ANTICIPATION DE LA SITUATION FINANCIERE

Situation financière "actuelle" déclarée en :						
Octobre 1986	Octobre 1987					
	S'endette	Tire sur ses réserves	Boucle son budget	Met de l'argent de côté		ENSEMBLE
				un peu	pas mal	
S'endette	13	(-73)	5	77	nd	7
Tire sur ses réserves	(33)	-13	-10	21	(100)	-6
Boucle juste son budget	-15	-6	-8	8	(0)	-6
Met un peu d'Argent de côté	(0)	3	-2	2	20	1
Met pas mal d'argent de côté	(167)	nd	(-29)	21	(63)	32
ENSEMBLE	6	-8	-7	7	33	-2

Unité : Moyenne pondérée des réponses à la question : "Croyez-vous que dans les mois qui viennent votre situation financière va ?" en comptant :
+ 200 pour "s'améliorer nettement",
+ 100 pour "s'améliorer un peu",
0 pour "rester stationnaire",
- 100 pour "se dégrader un peu",
- 200 pour "se dégrader nettement",

Les chiffres entre parenthèses correspondent à moins de 10 ménages interrogés.

Sources : Enquêtes INSEE de Conjoncture auprès des Ménages d'Octobre 1986 et 1987.

- les plus pauvres (moins de 60.000 F en 1986 : 4 classes),

- un groupe médian (60 à 120.000 F : 3 classes),

- les plus riches (plus de 120.000 F : 2 classes).

Pour chacun de ces trois groupes, on a cherché à expliquer l'évolution du revenu quantifiée par la différence DR entre les numéros des classes, par l'évolution du nombre d'actifs du ménage DNA et par ses anticipations. Or, ces anticipations (situation financière ou argent mis de côté) sont repérées comme le revenu par des variables qualitatives ordonnées. On aurait pu les synthétiser en affectant à chaque modalité un poids déterminé a priori comme aux tableaux 2-1 à 2-3. Pour donner plus de souplesse aux modèles, on a préféré les introduire par des variables indicatrices (ou variables muettes) :

- *Situation financière anticipée* :

  . AMNET S'améliore nettement
  . AMPEU S'améliore un peu
  . STA Reste stationnaire
  . DEPEU Se détériore un peu
  . DENET Se détériore Nettement
  . ND Ne sait pas

- *Anticipation pour "Mettre de l'argent de côté"* :

  . CRTO Oui certainement
  . PEO Oui peut-être
  . SDN Sans doute que non
  . CRTN Certainement pas

Dans les équations, les chiffres figurant entre parenthèses sous les coefficients sont les Student. Par ajustement sur les données individuelles, on obtient :

- *pour les ménages ayant déclaré un revenu inférieur à 60.000 F en 1986 :*

$$DR = \underset{(3,3)}{0,40}\ DNA + \underset{(4,5)}{1,72}\ AMNET + \underset{(5,6)}{0,85}\ AMPEU + \underset{(8,6)}{0,54}\ STA + \underset{(2,6)}{0,40}\ DEPEU + \underset{(2,9)}{0,61}\ ND$$

$$R2 = 0,197$$

- *pour les ménages dont le revenu est compris entre 60 et 120.000 F :*

$$DR = \underset{(3,6)}{0,29}\ DNA + \underset{(4,3)}{0,43}\ AMPEU + \underset{(3,0)}{0,15}\ STA \qquad R2 = 0,040$$

- *pour les ménages dont le revenu est supérieur à 120.000 F :*

$$DR = \underset{(3,1)}{0,24}\ DNA - \underset{(1,8)}{0,15}\ CRTO - \underset{(3,5)}{0,24}\ PEO - \underset{(3,5)}{0,28}\ SDN - \underset{(5,9)}{0,42}\ CRTN$$

$$R2 = 0,109$$

Dans cette dernière équation, les coefficients négatifs des termes d'anticipation s'expliquent par la diminution psychologique de revenu ressentie par les ménages les plus aisés au lendemain du choc boursier d'Octobre 1987. Pour le calcul du revenu anticipé, on introduira toutes les modalités de la situation financière anticipée bien que les coefficients correspondant à certaines ne soient pas statistiquement significatifs.

Tableau 3

COHERENCE DES ANTICIPATIONS SUR LA SITUATION FINANCIERE ET SUR "METTRE DE L'ARGENT DE COTE"

	Situation financière "actuelle"					
	S'endette	Tire sur ses réserves	Boucle son budget	Met de l'argent de côté		ENSEMBLE
				un peu	pas mal	
Evolution anticipée :						
. S'améliore nettement	(-64)	(25)	29	80	(150)	35
. S'améliore un peu	-86	-62	-28	70	(150)	-10
. Reste stationnaire	-119	-90	-80	45	127	-35
. Se dégrade un peu	-132	-113	-112	8	nd	-81
. Se dégrade nettement	(-150)	-130	-148	(-75)	nd	-137
ENSEMBLE	-111	-87	-78	43	134	-39

Unité : Moyenne pondérée des réponses à la question : "Pensez-vous réussir à mettre de l'argent de côté dans les mois qui viennent ?" en comptant:
+ 150 pour "Oui certainement",
+ 50 pour "Oui peut-être",
- 50 pour "Sans doute que non",
- 150 pour "Certainement pas",

Les chiffres entre parenthèses correspondent à moins de 10 ménages interrogés.

Source : Enquête INSEE de Conjoncture auprès des Ménages d'Octobre 1986.

2.2. Revenu anticipé et revenu conjoncturel

Pour différencier le plus possible le comportement de chaque ménage, on a ajusté les équations sans terme constant. En effet, ce terme rend simplement compte de la dérive monnétaire et diminue d'autant les autres coefficients, donc la probabilité que le modèle conduise à un changement de classe. Il en résulte que les coefficients des termes d'anticipation sont tous de même signe.

Pour les ménages dont les ressources sont faibles ou moyennes, c'est l'anticipation de la situation financière qui explique le mieux les variations de revenu ; par contre, pour les plus riches, c'est la question sur l'argent que les ménages pensent pouvoir mettre de côté. Pour les deux groupes extrêmes, toutes les modalités de la variable d'anticipation interviennent avec des coefficients croissants quand on va des prévisions les plus pessimistes vers les plus optimistes ; mais ces coefficients peuvent être sensiblement différents des poids retenus pour calculer des indicateurs agrégés dans les tableaux 2-2 et 2-3. C'est pour les revenus moyens que le modèle fonctionne le moins bien, car les anticipations apportent peu d'information.

En partant de la tranche de revenu déclarée en 1986 et en calculant à partir des équations ci-dessus sa variation, on peut déterminer pour chaque ménage un revenu anticipé pour 1987. On a signalé plus haut que l'anticipation majoritaire est presque toujours "reste stationnaire". On s'est donné comme contrainte de maintenir le coefficient de cette modalité inférieur à 0,5 pour ne pas obtenir un glissement systématique de tranche en l'absence d'effet du nombre d'actifs, par le simple jeu des arrondis ; pour les plus pauvres, ceci nous a amené à diminuer le coefficient de STA à 0,49, valeur tout à fait comprise dans l'intervalle de confiance de ce coefficient. Le revenu conjoncturel est calculé par différence entre ce revenu anticipé et le revenu déclaré en 1987. Quand le revenu de 1987 est une tranche au-dessus de celui de 1986 et que le modèle ne donne pas de changement de tranche pour le revenu anticipé, on n'a pas considéré qu'il s'agit d'un revenu conjoncturel positif, pensant que le ménage pouvait avoir franchi la barre séparant les deux tranches par le seul jeu de l'inflation sans amélioration de son revenu réel.

Compte tenu des informations disponibles qui sont de type qualitatif ordonné, il a fallu bâtir des modèles assez complexes pour distinguer au niveau individuel les composantes permanente et transitoire du revenu. Une information quantitative aurait été plus facile à mettre en oeuvre ; mais on peut s'interroger sur la capacité des ménages à répondre à des questions trop précises. Une certaine standardisation des réponses proposées (tranches de revenu d'égale amplitude, par exemple) pourrait pourtant faciliter les traitements. Quoiqu'il en soit, nous allons présenter une première application de cette décomposition du revenu dans l'analyse de la réalisation des intentions d'achat d'automobiles ; on verra au tableau 3-4 que la composante conjoncturelle du revenu éclaire bien cette question.

Section 3

REALISATION DES INTENTIONS D'ACHAT D'AUTOMOBILES

Cette analyse est menée sur les ménages interrogés à deux reprises en Octobre, les années t-1 et t. Elle compare les achats effectivement réalisés entre les deux enquêtes avec les intentions manifestées en Octobre t-1. Un travail analogue a été effectué à l'INSEE par M. GLAUDE ; il porte sur la période 1977-80. Nous nous y réfèrerons quand les résultats sont comparables.

Il faut tout d'abord bien cerner le champ et les limites du rapprochement des intentions et des achats effectifs. Nous regarderons ensuite comment les résultats globaux varient selon les diverses catégories de ménages et de véhicules. Nous regrouperons presque toujours trois fichiers appariés : 1984-85, 1985-86 et 1986-87. En effet, l'essentiel de l'analyse porte sur des fichiers réduits puisque, chaque année, environ 20 % des ménages achètent une voiture. Ce problème d'échantillonnage limitera les observations significatives en évolution.

1 - RAPPROCHEMENT DES INTENTIONS ET DES ACHATS

1.1. Un dernier test de cohérence

Des questions presque semblables sur les intentions d'achat d'automobiles à court terme (avant la fin de l'année t) et sur la date de réalisation de cet achat sont posées deux fois lors de la même enquête : d'abord dans le tableau concernant une dizaine de biens durables, puis dans la partie spécifique sur les intentions d'achat d'automobiles qui suit la description des véhicules du ménage. Nous avons comparé les réponses à ces questions dans l'enquête de Mai 1987.

Les réponses totalement incohérentes sont rares. Les confusions se font le plus souvent entre réponses voisines (tableau 3-1) : "oui certainement" et "oui peut-être" d'une part, "sans doute que non" et "certainement pas" d'autre part. Les réponses sont plus polarisées vers les extrêmes à la seconde interrogation. Pour la date, on constate un taux de non-réponses un peu plus élevé à la seconde interrogation, mais la structure des résultats est peu modifiée.

1.2. Le champ de la confrontation

Sur la période 1985-87, la proportion des ménages qui ont acheté au-moins une voiture entre les deux enquêtes est de :

- 66 % chez ceux qui ont répondu "oui, certainement" à la question sur les intentions à court terme (intention ferme),
- 43 % chez ceux qui ont répondu "oui, peut-être" (intention douteuse),
- 26 % chez ceux qui ont répondu "sans doute que non",
- 13 % chez ceux qui ont répondu "certainement pas",
- 23 % chez ceux qui n'ont pas su répondre à cette question.

Tableau 1

STABILITE DES INTENTIONS D'ACHAT D'AUTOMOBILE A COURT TERME

Dans le questionnaire :						
Général Biens Durables	Spécifique Automobile (hors commandes fermes)					
	OUI Certainement	OUI Peut-être	Sans Doute que Non	Certainement Pas	Ne sait pas	TOTAL
Oui certainement	256	11	1	9	3	280
Oui peut-être	57	172	12	14	3	258
Sans doute que Non	1	11	176	195	8	391
Certainement pas	2	2	33	729	2	768
Ne sait pas	2	6	9	28	21	66
Réponse négative aux intentions Intentions d'Achat à long terme	11	12	236	5070	48	5377
TOTAL	329	214	467	6045	85	7140

Unité : Nombre de réponses pondérées.

Source : Enquête de Conjoncture auprès des Ménages de Mai 1987.

Plus l'intention est ferme, plus les ménages achètent de voitures ; mais l'écart entre les deux réponses médianes ("oui, peut-être" et "sans doute que non") est comparable à celui qui les sépare des réponses extrêmes.

La période d'observation du ménage ne coïncidant pas avec l'année civile, deux types de problèmes se posent pour rapprocher intentions et achats. D'une part, parmi les voitures achetées en t-1, aucune question de l'enquête ne permet de repérer directement celles qui ont été acquises en Novembre ou Décembre ; on a résolu ce problème en cherchant systématiquement à apparier les voitures décrites en t-1 et en t, méthode très lourde. D'autre part, un achat programmé pour "avant la fin de l'année t" peut très bien ne pas avoir été réalisé avant fin Octobre, date de l'enquête. On a éliminé de la comparaison les intentions manifestées en t-1 pour "pendant ou après les vacances d'été de l'année t" et réitérées en t pour la fin de l'année ou le premier trimestre de l'année t+1. Environ 40 % des intentions déclarées en t-1 et non réalisées sont suivies de la réponse "certainement pas" en t ; les autres réponses sont proches de celle de t-1 et manifestent donc une certaine permanence des intentions. Par ailleurs, on a assimilé les "commandes fermes" enregistrées à l'enquête d'Octobre t à des achats concrétisés avant la fin de l'année. On a enfin éliminé de la comparaison entre intentions et achats les voitures "reçues en cadeau", "mises à votre disposition" ou "louées", ainsi que celles qui ont été apportées par un nouveau membre du ménage ; en effet, il est normal que plus de 80 % de ces voitures apparaissent dans le ménage sans que des intentions d'achat aient été manifestées.

1.3. Les limites de la confrontation

Intentions et achats peuvent être confrontés de deux manières :

- on a vu plus haut que 66 % des intentions fermes et 43 % des intentions douteuses se réalisent, soit 56 % de l'ensemble des intentions à court terme.

- 62 % des achats ne sont pas précédés par une réponse positive à la question sur les intentions à court terme, part un peu inférieure à celle observée par M. GLAUDE. Mais seulement 48 % du total des achats correspondent à la modalité "certainement pas". A peu près autant d'achats suivent les réponses "sans doute que non" et "oui, peut-être" ; en effet, cette dernière modalité est plus souvent choisie (9 % contre 6 %) et on a vu que la différence en termes d'achats observés n'est pas très importante. Si l'on considère aussi les intentions à long terme (tableau 3-2), c'est seulement le tiers des achats qui suit deux réponses "certainement pas". Globalement sur la période étudiée, on observe 1,5 achat par intention à court terme.

Tous les membres du ménage ne sont pas également concernés par l'automobile. Cependant, les indicateurs de réalisation des intentions d'achat que nous venons de présenter diffèrent peu selon que c'est le chef de ménage ou son conjoint qui répond à l'enquêteur ; un peu plus d'achats "spontanés" (non précédés d'intentions) quand c'est le conjoint (64 % contre 60 %), mais des intentions sensiblement mieux réalisées (63 % contre 54 %). Par contre, quand un autre membre du ménage (par exemple un ascendant ou un descendant du chef de ménage) répond à l'enquêteur, les résultats sont très mauvais.

1.4. Intentions à moyen terme et date de réalisation envisagée

Jusqu'à présent, on n'a considéré que les intentions d'achat à court terme. Ne pourrait-on pas constituer des groupes plus homogènes quant aux taux de réalisation en prenant aussi en compte les intentions à moyen terme ("dans les 2 ou 3 années à venir") et la date de réalisation prévue pour les intentions à court terme?

Pour ceux qui ont déclaré une intention ferme à court et à moyen terme, la date de livraison influe sur le pouvoir prédictif des intentions d'achat (tableau 3-2) : 76 % des intentions fermes réalisables avant le 1er Avril de l'année t se sont concrétisées, 63 % après cette date. En général, les intentions sont d'autant plus fermes que la date de réalisation envisagée est proche. En outre, quand on s'éloigne de l'enquête initiale, la proportion des achats spontanés augmente un peu et celle des achats réalisés à la période pour laquelle ils ont été programmés diminue sensiblement : cette dernière passe de 65 % pour "avant la fin de l'année t-1" à 35 % pour "pendant ou après les vacances d'été de l'année t".

Si la réponse aux intentions à court terme est l'un des deux items négatifs, les taux de réalisation sont d'autant plus grands que les intentions à long terme sont fermes. Enfin, les non-réponses aux questions décrivant la voiture que le ménage compte acheter sont nettement plus fréquentes quand l'intention est douteuse que lorsqu'elle est ferme. Les intentions fermes sont réalisées un peu plus souvent s'il y a moins de non-réponses. On retrouve cet effet des non-réponses à propos de la date de réalisation, dans le cas des intentions douteuses par exemple (tableau 3-2).

Examinons maintenant comment les différentes catégories de ménage se situent par rapport au schéma d'ensemble que nous venons de décrire.

2 - DIFFERENTES CATEGORIES DE MENAGES

2.1. Selon l'âge

La cohérence entre intentions et achats est bien meilleure chez les jeunes que pour les ménages âgés (tableau 3-3). On constate 58 % d'achats spontanés quand le chef du ménage a moins de 50 ans contre 70 % au-delà. Le taux de réalisation des intentions déclarées plafonne en dessous de 60 % de 30 à 60 ans et diminue ensuite, tombant au-dessous de 40 % chez les ménages dont le chef a dépassé 70 ans. Cette mauvaise qualité des réponses au-delà de 50 ans n'influe heureusement pas trop sur la cohérence d'ensemble puisque les achats concernés ne représentent qu'environ 30 % du marché global.

2.2. Selon la structure du ménage

Suivant les types de ménages, on retrouve les résultats de M.GLAUDE : valeur prédictive des intentions d'autant meilleure que le nombre d'actifs et le nombre d'enfants sont importants. Toutefois, 67 % des achats des ménages comportant au-moins 3 actifs ne suivent pas une intention déclarée ; on retrouve ici la difficulté de collecter tous les souhaits dans des ménages complexes comportant plusieurs personnes économiquement autonomes.

Tableau 2

GROUPES HOMOGENES QUANT A LA REALISATION DES INTENTIONS D'ACHAT

Intentions d'achat à :		Date de commande envisagée	% de ménages acheteurs	% d'achats	% de ménages
1 an	2 ou 3 ans				
Oui certainement	Oui certainement	Av fin Mars	76 %	5,2 %	1,3 %
Oui certainement	Oui certainement	Après le 1-4	63 %	4,6 %	1,4 %
Oui certainement	Autres réponses *(1)*	*(2)*	62 %	12,3 %	3,9 %
Oui peut-être	Oui	Exprimé	54 %	4,8 %	1,7 %
Oui peut-être	Oui	N.S.P. *(1)*	46 %	8,7 %	3,7 %
Certainement pas					
Sans doute Non	Oui certainement		31 %	6,2 %	3,9 %
Sans doute Non	Autres réponses		22 %	7,5 %	6,7 %
Certainement pas	Oui peut-être		23 %	5,2 %	4,5 %
Certainement pas	Sans doute Non		17 %	7,4 %	8,6 %
Certainement pas	Certainement pas		11 %	35,5 %	61,9 %
Autres combinaisons de réponses			21 %	2,6 %	2,4 %
ENSEMBLE			19 %	100,0 %	100,0 %

Source : Enquêtes INSEE de Conjoncture auprès des Ménages d'Octobre 1983 à 1987.

(1) La date de commande est seulement précisée quand le ménage a l'intention d'acheter une voiture neuve.

(2) Y compris intentions fermes à court et long terme et non-réponse sur la date de commande.

Tableau 3

REALISATION DES INTENTIONS D'ACHAT D'AUTOMOBILE

	Achats pour 100 ménages	% d'achats spontanés	Intentions pour 100 ménages	% d'intentions réalisées
ENSEMBLE	20	62	13,3	56
AGE DU CHEF DE MENAGE :				
moins de 30 ans	26	58	20,5	54
30 à 39 ans	28	56	21,1	58
40 à 49 ans	26	62	17,1	58
50 à 59 ans	21	69	10,9	59
60 à 69 ans	11	69	6,1	51
70 ans ou +	5	77	2,8	38
REVENU PAR UNITE DE CONSOMMATION :				
Quartile pauvre	17	77	8,9	45
2ème quartile	17	65	10,1	58
3ème quartile	21	63	14,2	54
Quartile aisé	27	46	22,0	62
Non déclaré	20	66	9,6	63
DERNIER ETABLISSEMENT D'ENSEIGNEMENT FREQUENTE :				
Primaire (ou aucun)	13	76	6,0	51
Secondaire	24	60	15,6	60
Technique, Commerc.	27	56	20,2	58
Supérieur	26	48	24,1	55
EQUIPEMENT EN AUTOMOBILE :				
Sans voiture	4	66	4,5	30
Une seule voiture	22	63	14,6	57
Deux voitures	32	60	19,9	64
Trois voitures ou +	37	64	25,0	50
AGE DE LA PLUS VIEILLE DES VOITURES DU MENAGE *(1)* :				
3 ans ou moins	20	60	12,9	63
4 à 8 ans	24	62	16,2	57
9 à 13 ans	29	60	19,3	60
14 ans ou plus	29	68	16,5	54
N.D. ou sans voiture	4	66	4,6	33

Sources : Enquêtes INSEE de Conjoncture auprès des Ménages d'Octobre 1984 à 1987.

(1) Parmi les deux premières ; les suivantes, non décrites dans l'enquête, ont été acquises depuis plus longtemps que la seconde.

2.3. Les critères liés au revenu

Les achats spontanés sont d'autant moins fréquents que le niveau de vie du ménage (revenu par unité de consommation) et le niveau de diplôme de son chef sont élevés. Par contre, les variations du taux de réalisation des intentions d'achat sont plus complexes ; les minima s'observent chez le quart le plus pauvre (45 %) ou chez ceux qui n'ont pas poursuivi leurs études au-delà de l'école primaire (51 %), mais aussi chez les ménages dont le chef a suivi des études supérieures (55 %). Chez les jeunes et surtout chez les plus âgés, c'est pour ceux qui se sont arrêtés aux études secondaires que les intentions d'achat se concrétisent le plus souvent. En fonction de la CSP du chef de ménage, les résultats sont d'autant meilleurs que les achats sont fréquents ; on notera seulement les mauvais scores des agriculteurs (plus de 80 % d'achats spontanés et seulement 40 % d'intentions réalisées). Enfin, parmi les ménages propriétaires de leur logement, le pouvoir prédictif des intentions d'achat est meilleur chez ceux qui remboursent les emprunts contractés pour accéder à la propriété, car leur contrainte budgétaire est plus serrée ; les locataires occupent une position intermédiaire entre les deux catégories de propriétaires (ceux qui ont des charges d'emprunt et ceux qui n'en ont pas).

2.4. Revenu conjoncturel et évolution de la situation financière

Reprenons maintenant le partage du revenu en composante permanente et composante transitoire élaborée dans la section 2, et considérons la réalisation des intentions d'achat en fonction du revenu conjoncturel (tableau 3-4). Les anticipations correctes du revenu et des achats de voiture coïncident : c'est quand la composante conjoncturelle du revenu est négligeable que la part des achats spontanés est minimale. Un revenu conjoncturel négatif limite la réalisation des intentions fermes (seulement 52 %). Par contre, une augmentation de ressources non anticipée permet de réaliser des achats totalement imprévus (21 % suivent la réponse "certainement pas"). C'est pour les intentions douteuses que le revenu conjoncturel différencie le plus les proportions d'achats (32 % quand il est négatif, 45 % quand il est négligeable et 55 % quand il est positif). Les prévisions des ménages quant à l'évolution de leurs ressources expliquent donc bien les distorsions entre intentions et achats.

L'acquisition d'une voiture représente une dépense importante susceptible de perturber temporairement l'équilibre financier du ménage. On constate cependant que cet achat ne coïncide avec la perception d'une dégradation de la situation financière que quand il est réalisé à crédit, notamment quand le ménage s'endette ou tire sur ses réserves (tableau 3-5).

3 - DIVERS TYPES DE VEHICULES

Après avoir considéré les différents types de ménages, nous allons voir comment se situent les différentes catégories de voitures qu'ils achètent. Pour celà, on relèvera la fréquence des achats spontanés et on analysera la cohérence des caractéristiques du véhicule acheté avec celles que le ménage avait données en déclarant ses intentions.

Comme l'a montré M. GLAUDE, la réalisation des intentions d'achat est d'autant plus cohérente que le ménage a de voitures ; toutefois, on retrouve chez les ménages qui ont trois voitures ou plus, la difficulté de saisir les intentions d'achat déjà observée chez les ménages complexes (3 actifs, ascendant ou descendant du chef de ménage répondant à l'enquêteur). Lors des renouvellements, les intentions se réalisent plus souvent chez les multi-équipés (64 %) que chez les mono-équipés (51 %) ; les achats

spontanés sont plus fréquents pour la seconde voiture (75 %) que pour la première (46 %). L'accroissement de l'équipement du ménage est plus souvent précédé de la déclaration d'une intention d'achat que le renouvellement d'une voiture.

Ceci suggère qu'un bon nombre de remplacements sont liés à des pannes. En effet, la part des achats spontanés croît en fonction de l'âge du véhicule remplacé (de 57 % quand il a moins de 4 ans à 69 % quand il a 14 ans ou plus). La perception que le ménage a de cette probabilité de panne se traduit par une attirance vers les réponses médianes : 14 % d'intentions douteuses et 17 % de "sans doute que non" quand la voiture remplacée a de 9 à 13 ans. Cette perception s'émousse quand ce véhicule est plus ancien (7 % d'intentions douteuses et 15 % de "sans doute que non"). On retrouve ces résultats au tableau 3-3 en fonction de l'âge du plus vieux véhicule du ménage : les acquisitions sont d'autant plus fréquentes qu'il est ancien, mais on constate moins d'intentions d'achat quand il est très vieux que quand il a environ dix ans.

Il n'y a pas de différences significatives quant à la réalisation des intentions selon que les achats ont été programmés neufs ou d'occasion, à crédit ou au comptant. Par contre, il y a un peu plus d'achats spontanés dans les voitures d'occasion et dans celles payées comptant. Environ 80 % des véhicules programmés ont effectivement les caractéristiques prévues : un peu plus pour le neuf et pour les achats comptant.

Tant en matière de réalisations d'intentions que d'achats spontanés, les meilleurs résultats sont obtenus pour la gamme "moyenne-supérieure" et les moins bons pour le bas de gamme. Dans 60 % des cas le niveau de gamme du modèle choisi correspond à celui qui a été envisagé, sinon il en est proche ; cependant, la moitié des ménages déclarant une intention hésitent sur le choix du modèle.

4 - ANALYSE EN EVOLUTION

Année par année depuis 1978, nous avons calculé des taux d'achat pour les quatre modalités des intentions à court terme, et aussi selon la nomenclature plus complexe figurant au tableau 3-2 (croisement de la date de réalisation et des intentions à court et moyen terme). Comme les achats d'automobiles constituent un phénomène assez peu fréquent, les intervalles de confiance de ces taux d'achat sont assez amples. Leurs fluctuations conjoncturelles ne sont presque jamais significatives ; on peut seulement faire des remarques ponctuelles telle que la faible réalisation des intentions fermes en 1981 (59 %). Le regroupement des années en périodes homogènes resserre les intervalles de confiance, mais ne permet toujours pas de déceler des variations significatives ; nous avons testé trois types de périodisation :

- forte inflation (1980-83) et inflation ralentie (1984-87),
- périodes fastes et crises du marché de l'automobile,
- phases ascendantes, descendantes et stagnantes de la conjoncture automobile.

L'impression que donne la lecture des séries est que le taux de réalisation des intentions à court terme est stable depuis 1982 et que la part des achats spontanés tend à diminuer. Il semble donc légitime de retenir des pondérations fixes pour synthétiser l'information sur les intentions d'achat au niveau macro-économique. C'est ce que nous nous proposons de faire dans la section suivante.

Tableau 4

REALISATION DES INTENTIONS D'ACHAT D'AUTOMOBILES EN FONCTION DE LA COMPOSANTE CONJONCTURELLE DU REVENU

	Revenu déclaré en t par rapport aux anticipations en t-1			
	Inférieur	Equivalent	Supérieur	Ensemble
Achats pour 100 ménages	16	20	27	20
% d'Achats spontanés	65	59	72	62
Intentions pour 100 ménages	12,8	14,2	12,1	13,6
% d'Achats pour ceux qui ont déclaré comme Intentions à court terme :				
- Oui certainement	52	69	66	65
- Oui peut-être	32	45	55	43
- Sans doute que Non	26	24	34	25
- Certainement pas	10	13	21	13

Sources : Enquêtes INSEE de Conjoncture auprès des Ménages d'Octobre 1984 à 1987.

Tableau 5

EVOLUTION PERCUE DE LA SITUATION FINANCIERE ET ACHATS DE VOITURES

	Situation financière "actuelle"					
	S'endette	Tire sur ses réserves	Boucle son budget	Met de l'argent de côté		ENSEMBLE
				un peu	pas mal	
Pas d'achat de voiture	- 31	- 40	- 26	- 5	0	- 21
Achat à crédit	- 45	- 52	- 10	- 33	(67)	- 21
Achat comptant	(29)	- 9	- 24	- 10	(60)	- 15
ENSEMBLE	- 24	- 39	- 25	- 10	13	- 21

Unité : Moyenne pondérée des réponses à la question "Depuis 6 mois, votre situation financière s'est-elle?" en comptant :
+ 200 pour "Nettement améliorée",
+ 100 pour "Un peu améliorée",
0 pour "Est restée stationnaire",
- 100 pour "Un peu dégradée",
- 200 pour "Nettement dégradée".

Les chiffres entre parenthèses correspondent à moins de 10 ménages interrogés.

Sources : Enquêtes INSEE de Conjoncture auprès des Ménages d'Octobre 1986 et 1987.

Section 4

LA CONSTRUCTION D'INDICATEURS PONDERES D'INTENTIONS D'ACHATS

1 - Les intentions d'achat d'automobiles prennent, dans les enquêtes de l'I.N.S.E.E., sept modalités : deux d'intentions positives (fermes (A), ou douteuses (B)), deux négatives ("peut-être que non" (C) ou "certainement non" (D)), auxquelles s'ajoutent les réponses de commandes fermes (E) et les refus de réponses (non réponse ou "non concerné" (F). Ces deux catégories ne regroupent qu'environ 1 % de la population (N).

Les indicateurs d'intentions d'achats sont généralement fondés sur la somme des deux réponses positives (ce semble être, par exemple, le cas d'un article de GLAUDE) ou sur leurs différences avec les réponses négatives. Or, on constate au niveau des données individuelles, un taux de réalisation variable des deux réponses positives : dans les enquêtes d'octobre 1986 et 1987 analysées dans ce document, 65 % des I.A. fermes à court terme, ont été suivies d'achat dans l'année qui suit, contre seulement 39 % pour les I.A. douteuses. Il conviendrait donc de pondérer ces deux réponses par leurs proportions respectives d'achat *(1)*.

Mais on observe également des achats pour les réponses négatives ou les non-réponses : l'indicateur synthétique des I.A. qui seront normalement réalisées, devra donc dépendre également avec une pondération appropriée, de ces réponses négatives.

On remarquera qu'une semblable amélioration pourrait être apportée aux indicateurs d'anticipations du revenu, de la situation financière ou des évolutions de prix.

2 - Plusieurs modes de calcul de ce type d'indicateur synthétique sont possibles :

(i) Une pondération égale des deux types de réponses positives et nulles des autres réponses fournit des indices équivalents à la proportion des I.A. :

$$\frac{A + B}{N} = I_1$$

---

(1) Ce calcul nous a été suggéré par M. BACHELET (PSA).

La soustraction à cet indice des réponses négatives, souvent utilisée pour les données d'anticipation (indicateur de THEIL, utilisé, par exemple par L'HARDY) est équivalent à I_1 (aux commandes fermes et non-réponses près) puisque :

$$\frac{(A + B) - (C + D)}{N} = \frac{2\ (A + B)}{N} - 1 + \frac{E + F}{N}$$

$$\approx 2\ I_1 - 1$$

(ii) La pondération des réponses peut concerner l'ensemble des modalités :

$$I_4 = (0.66A + 0.39B + 0.30C + 0.12D + E + 0 + 0.25F) / N$$

ou seulement certaines d'entre elles, lorsque toutes ne sont pas disponibles (c'est le cas des résultats agrégés publiés dans les Notes d'Informations Rapides de l'I.N.S.E.E.) :

$$I_2 = (0.66A + 0.39B) / N$$

$$I_3 = [(0.66A + 0.39B + 0.13\ (N - A - B)] / N$$

Les coefficients correspondent aux taux de réalisation en 1987 et diffèrent légèrement de ceux présentés en section 3 sur le regroupement des enquêtes de 1985, 86 et 87.

L'indice I_3, que l'on peut construire, comme I_2, à partir des informations rapides, tient compte des trois catégories de réponses non positives en les pondérant par un coefficient unique (représentant leur taux de non réalisation moyen) calculé à partir des taux de réalisation de chacune des catégories et de leurs proportions relatives pour l'ensemble des enquêtes.

(iii) Au leu de déterminer les coefficients de pondération à partir des données individuelles des enquêtes, on pourrait les calculer par une régression (sur des séries temporelles globales) des achats réels par rapport aux valeurs globales des I.A. ou de non-achat, et d'une tendance temporelle.

Remarques :

D'autres décompositions des I.A. sont possibles, par exemple, selon qu'elles concernent le neuf ou l'occasion, ou selon leur horizon (3, 6, 9, 12 mois), ou selon le type de ménage qui permettraient de construire des indicateurs synthétiques plus fins.

Par ailleurs, les taux de réalisation varient sans doute selon la saison de l'enquête, ce qui devrait être pris en compte dans le calcul des indicateurs synthétiques d'achats prévus *(1)*.

---

(1) L'appariement ne sera possible que pour l'enquête d'octobre, les ménages interrogés en mai étant réinterrogés en janvier (fichier non disponible au CREDOC).

Enfin, les réalisations d'I.A. ne se répartissent sans doute pas uniformément pour chaque catégorie de réponse, et leur répartition exacte pourrait être prise en compte dans le calcul de l'indicateur.

3 - Le tableau 9 présente les indicateurs synthétiques d'I.A. calculés de mai 1974 à octobre 1987, à partir des ventilations complètes des réponses aux enquêtes de mai et d'octobre.

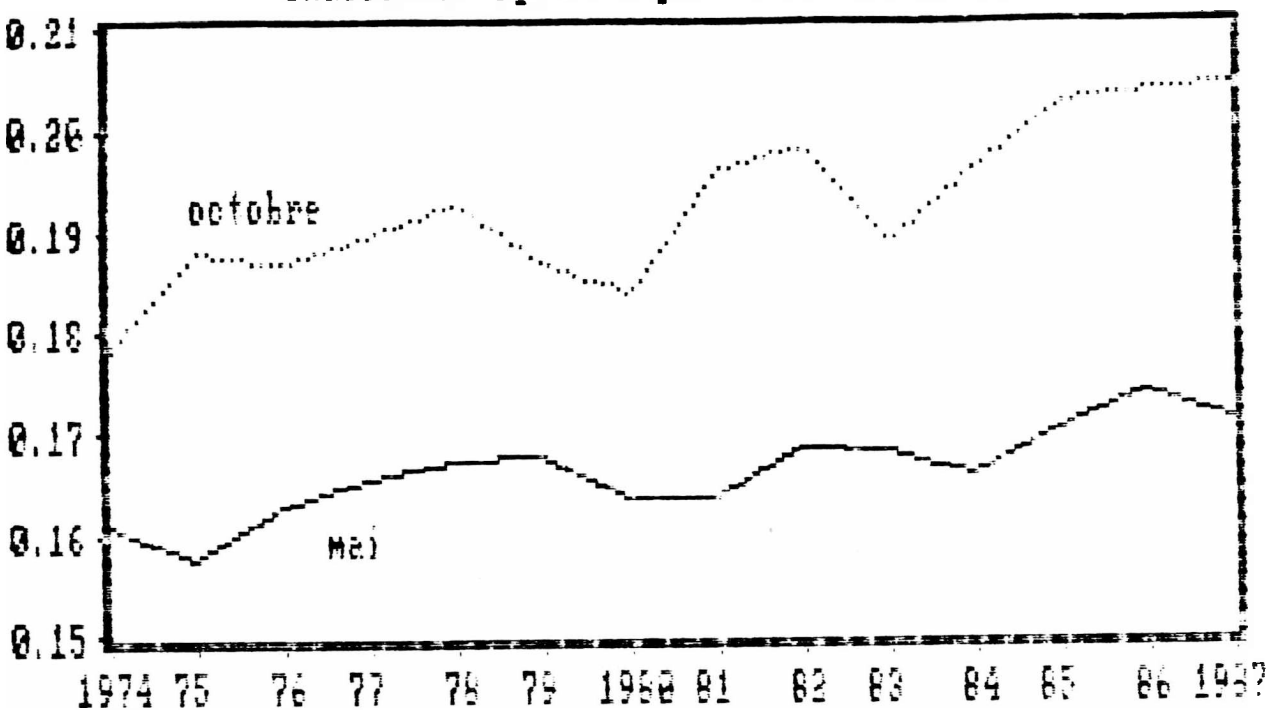
Tableau 1

INDICATEURS SYNTHETIQUES D'I.A.

	obs	I0	I1	I1A	I2	I3	I4
Enquêtes de MAI	mai 1974	0.033699	0.057786	-0.868483	0.031635	0.154123	0.160900
		0.033062	0.055906	-0.872231	0.030730	0.153462	0.157926
		0.032122	0.059242	-0.862621	0.031777	0.154076	0.162660
		0.034719	0.058860	-0.864236	0.032330	0.154678	0.165725
		0.038066	0.066088	-0.848481	0.036052	0.157461	0.167193
		0.040435	0.067799	-0.850354	0.037359	0.158545	0.167944
		0.036581	0.064228	-0.857781	0.034926	0.156576	0.163644
		0.035332	0.061291	-0.859993	0.033443	0.155475	0.163864
		0.039239	0.066895	-0.848127	0.036684	0.157987	0.168640
		0.038050	0.070112	-0.844040	0.037617	0.158503	0.168200
		0.035244	0.063037	-0.857020	0.034100	0.155905	0.165986
		0.036884	0.069638	-0.841213	0.037118	0.158065	0.170698
		0.043454	0.072187	-0.832413	0.039885	0.160501	0.174453
	mai 1987	0.045777	0.075553	-0.830527	0.041826	0.162004	0.171748
Enquêtes d'OCTOBRE	oct. 1974	0.059000	0.096946	-0.787136	0.053739	0.171136	0.178447
		0.062556	0.111386	-0.752025	0.060331	0.175851	0.187732
		0.062058	0.104019	-0.766564	0.057323	0.173801	0.186740
		0.066534	0.115624	-0.747570	0.063058	0.178026	0.189332
		0.066061	0.115668	-0.744843	0.062947	0.177910	0.192549
		0.059759	0.104096	-0.770361	0.056733	0.173200	0.186655
		0.058979	0.105440	-0.768175	0.057046	0.173339	0.183705
		0.067625	0.122290	-0.729029	0.065952	0.180054	0.195737
		0.067706	0.119823	-0.730805	0.065012	0.179435	0.198087
		0.062731	0.110417	-0.753704	0.060000	0.175646	0.188720
		0.070006	0.118099	-0.738190	0.064960	0.179607	0.196042
		0.075381	0.136646	-0.701016	0.073645	0.185881	0.202465
		0.087563	0.145008	-0.688511	0.080195	0.191344	0.203706
	oct. 1987	0.071687	0.139483	-0.692970	0.073754	0.185621	0.204312

3.1 - Les I.A. de l'enquête d'octobre se révèlent nettement plus élevées (et par ailleurs plus fluctuantes) que celles déclarées en mai, comme l'indique le graphique 4.1 et l'ajustement des deux séries d'indicateurs I_4 pour chacune des enquêtes :

GRAPHIQUE 4.1
Indicateur synthétique i4 de Mai et Octobre



$$I_4 \text{ (octobre)} = \underset{(4.19)}{1.374} I_4 \text{ (mai)} - \underset{(0.66)}{0.036} \quad ; \; R^2 = 0.594$$

On peut penser que cette différence des I.A. déclarées lors des deux enquêtes provient de l'horizon plus lointain proposé aux ménages en octobre (14 mois contre 8 mois en mai) - mais on remarquera que cet écart est plus faible que le prorata temporis.

On a donc normalisé ces deux séries en corrigeant l'indicateur d'octobre à l'aide de cette équation, ou par un simple ajustement des moyennes :

$$I_{411}(\text{octobre}) = \frac{I_4(\text{octobre}) - 0.0362176}{1.3741873}$$

$$I_{412}(\text{octobre}) = I_4(\text{octobre}) - (\bar{I}_4(\text{oct}) - \bar{I}_4(\text{mai}))$$

3-2. Evolution des indicateurs synthétiques :

Les deux indicateurs d'I.A. I411 et I412 sont affectés d'une tendance croissante soutenue (aux rythmes annuels de 3,1 % et 3,7 %) qui est légèrement supérieur à la croissance régulière du parc (de l'ordre de 2,5 %). On distingue nettement trois cycles, avec des creux en octobre 74, octobre 80 et octobre 83 et un maximum d'I.A. aux deux tiers environ du cycle (on notera que ces cycles correspondent bien -avec une précédence- aux crises du marché des véhicules neufs en 1974-75, 80-81 et 84-85). Si le cycle actuel se poursuit, on devrait donc noter en 88 la continuation de la baisse des I.A.

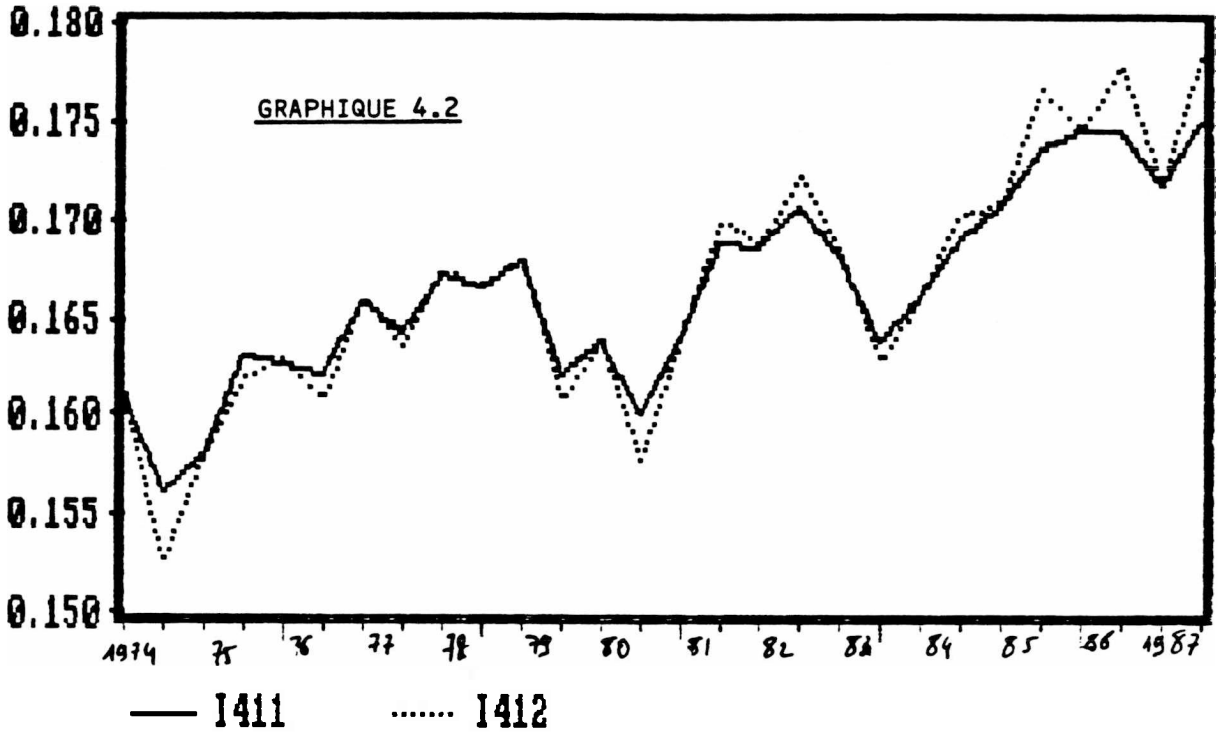


Tableau 2

INDICATEURS SYNTHETIQUES D'I.A.

obs	I411	I412
1974	0.160900	0.160900
	0.156212	0.152400
1975	0.157926	0.157926
	0.162969	0.161685
1976	0.162660	0.162660
	0.162247	0.160693
1977	0.165725	0.165725
	0.164133	0.163285
1978	0.167193	0.167193
	0.166474	0.166502
1979	0.167944	0.167944
	0.162185	0.160608
1980	0.163644	0.163644
	0.160038	0.157658
1981	0.163864	0.163864
	0.168794	0.169690
1982	0.168640	0.168640
	0.170504	0.172040
1983	0.168200	0.168200
	0.163688	0.162673
1984	0.165986	0.165986
	0.169016	0.169995
1985	0.170698	0.170698
	0.173690	0.176418
1986	0.174453	0.174453
	0.174593	0.177659
1987	0.171748	0.171748
	0.175034	0.178265

SECTION 5

Analyse des effets macroéconomiques des indicateurs d'anticipation

Les indicateurs d'I.A. construits dans la section précédente mesurent les anticipations moyennes d'achat à court terme des ménages : on peut donc leur supposer une valeur anticipative pour prévoir les achats de véhicules, d'autant plus précisément que les différentes modalités d'I.A. ont été plus exactement pondérées par les taux de réalisation qui leur correspondent. On pourra également étudier l'intérêt de la prise en compte, pour la prévision, des anticipations de situation financière et d'inflation, pour compléter les analyses de STERDYNIAK et CHARPIN (1988).

On commencera par présenter brièvement les évolutions macroéconomiques essentielles de la période étudiée (1973-1987) et celles des immatriculations et du prix relatifs des voitures, avant d'étudier les relations des indicateurs d'anticipations avec ces évolutions macroéconomiques et les achats d'automobiles.

5-1. Cadrage macroéconomique :

On observe nettement dans les graphique 1, 2 et 3 la cassure en 1978 de la tendance du revenu disposible réel par tête des ménages, dont le taux de croissance annuel passe de 3,1 % entre 1970 et 1978 à 0,85 % entre 1979.1 et 1987.4 (1)

Ce changement du rythme d'évolution de leur niveau de vie -non perçu entre 1973 et 1978, période marquée par une propension moyenne (PMC) constante- amène les ménages à modifier leurs comportements de consommation et d'épargne : la PMC augmente continûment à partir de cette date (graphique 2), d'une manière assez indépendante des cycles courts du revenu (79-83, 84-87). La corrélation entre la PMC et le taux de croissance du revenu (TY), sans être absolue (voir le graphique 3), indique nettement cette modification de la consommation :

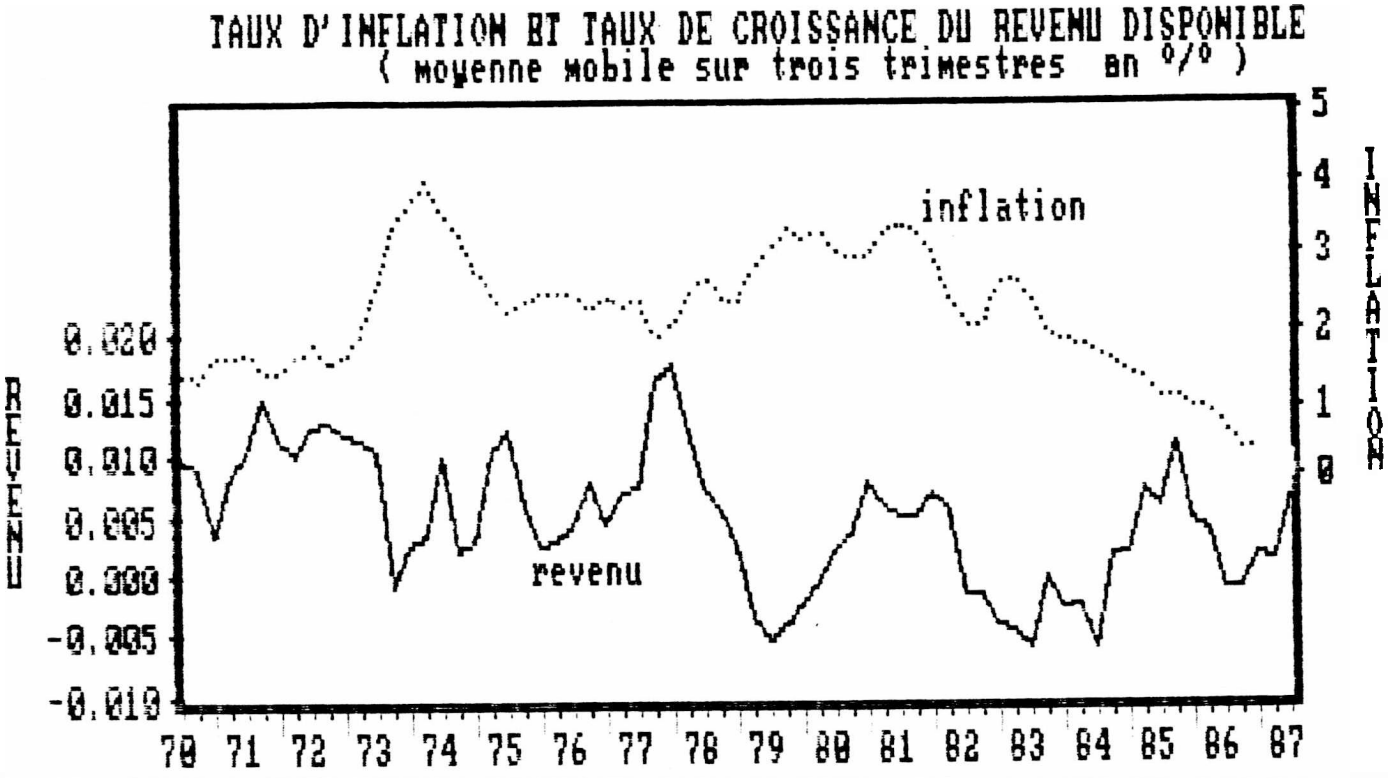
(1) $PMC_t = \underset{(7.05)}{-0.483TY} + \underset{(6.91)}{1.117}$; $R^2 = 0.980$

(période 1970.1 - 87.4 ; autocorrélation du 1er ordre corrigée par COCHRANE - ORCUTT).

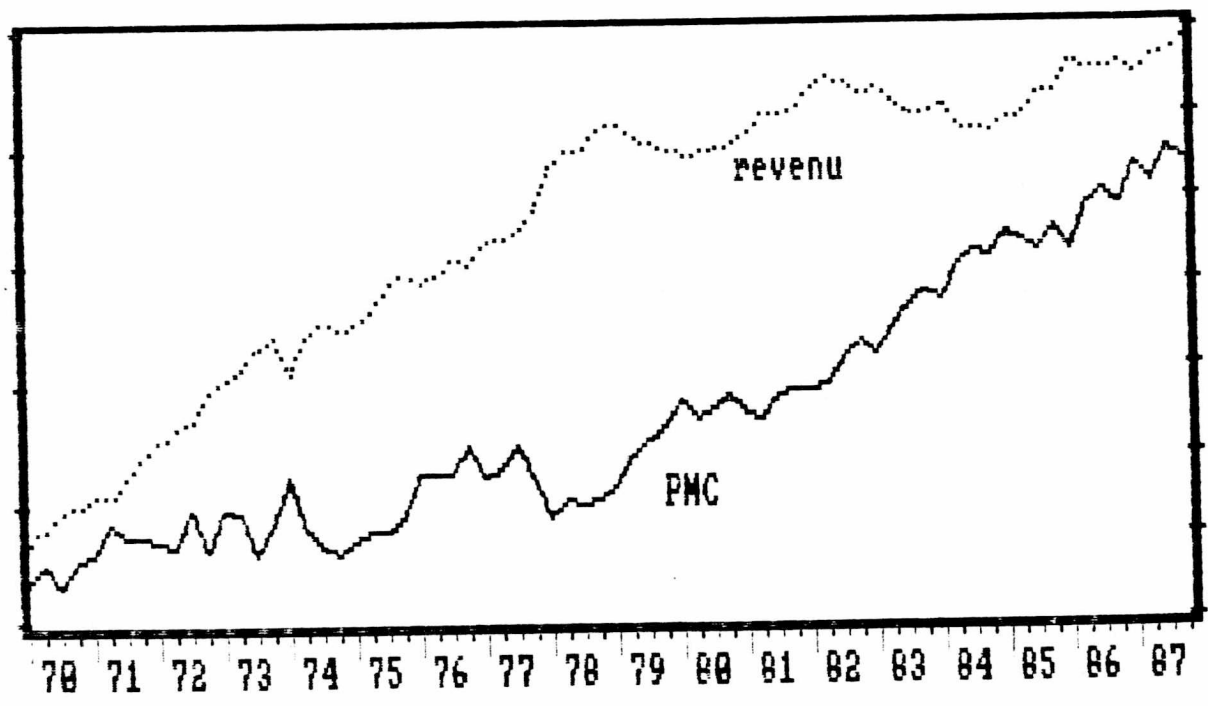
---

(1) Ajustements exponentiels corrigés de l'autocorrélation des résidus sur données trimestrielles.

Graphique 1

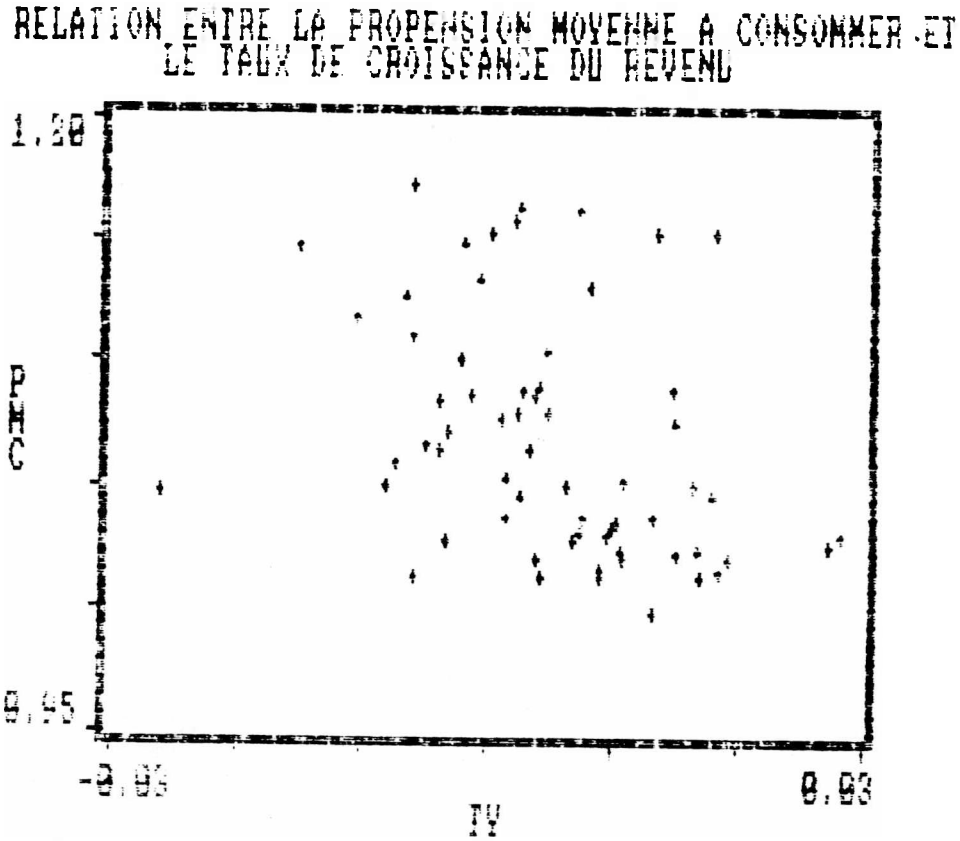


Graphique 2



PROPENSION MOYENNE A CONSOMMER ET REVENU DISPONIBLE REEL
(FRANCE 1970 - 1986)

Graphique 3



L'effet des changements de la croissance est progressif, comme l'indiquent les équations (2) et (3), avec un effet qui s'affaiblit :

$$(2) \quad PMC_t = \underset{(7.87)}{-0.700}\ TY_t \underset{(3.77)}{-0.431}\ TY_{t-1} \underset{(2.65)}{-0.303}\ TY_{t-2} \underset{(2.20)}{-0.195}\ TY_{t-3} \underset{(6.60)}{+1.121}$$

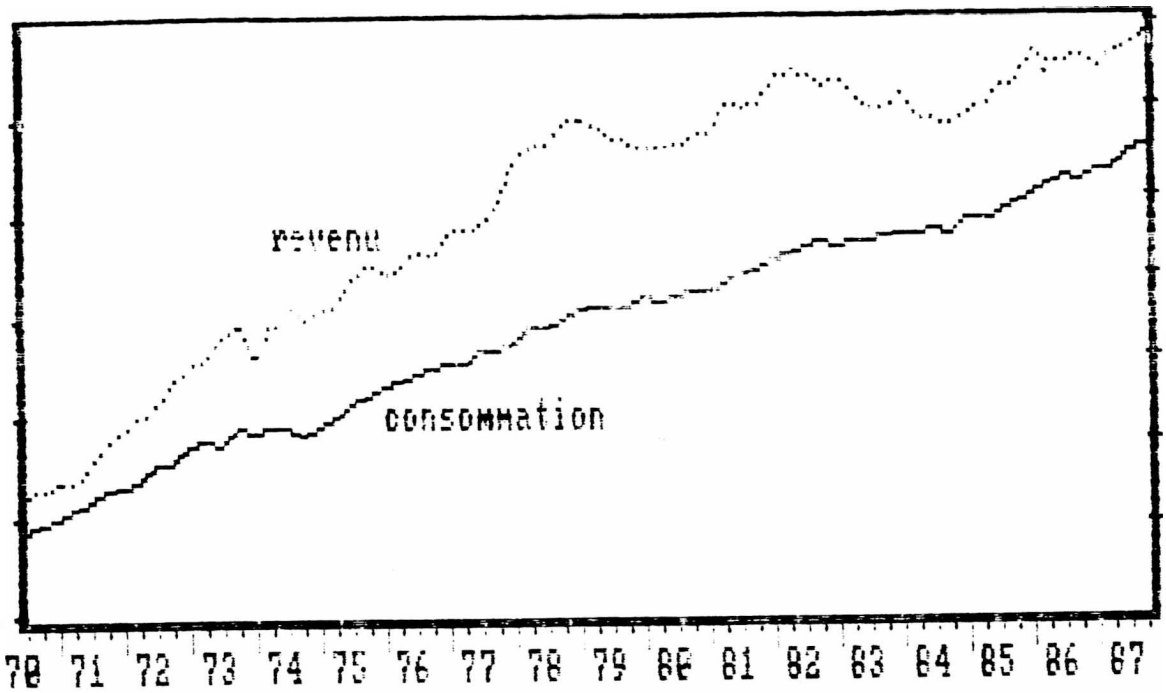
(MCO ; R^2 = 0.984 ; DW = 2.38)

$$(3) \quad PMC_t = \underset{(57.87)}{0.976}\ PMC_{t-1} \underset{(8.56)}{-0.756}\ TY \underset{(1.76)}{+0.029}$$

(MCO ; R^2 = 0.963 ; DW = 2.52)

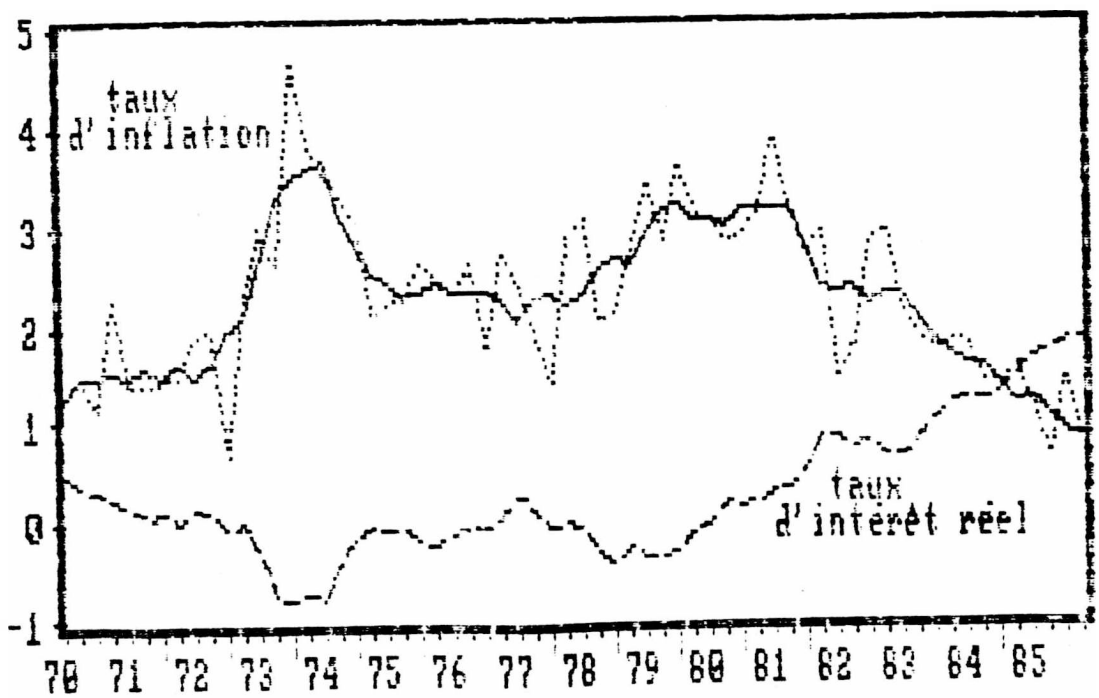
Cette augmentation de la PMC pendant la seconde période régularise la croissance de la consommation par tête, qui apparaît remarquablement stable entre 1970 et 1987, son élasticité de diffusion s'établissant à 1,31 sur la

Graphique 4



REVENU DISPONIBLE ET CONSOMMATION REELS PAR TETE
(FRANCE,1970 - 1987)

Graphique 5



TAUX D'INFLATION (TRIMESTRIEL ... ET EN MOYENNE
MOBILE SUR 5 TRIM—)ET D'INTERET REEL (1970-1986)

période (1). L'allocation du revenu entre consommation et épargne dépend d'autres évolutions macroéconomiques, dont celles du taux d'intérêt réel (qui influence l'allocation intertemporelle du revenu) et du taux d'inflation qui sont sensiblement inverses (pour un taux d'inflation parfaitement anticipé dans le calcul du taux d'intérêt réel), l'inflation augmentant jusqu'en 1981 (avec un pic à 4,5 % trimestriellement en début 1974) pour diminuer rapidement après. Les effets de ces deux variables sont généralement complexes, et nécessitent des procédures d'estimation élaborées. Une simple régression multiple indique un effet négatif de l'inflation sur la PMC (1 % d'inflation supplémentaire entraînant une baisse de la PMC de 3 %) et un faible effet positif, mais non significatif, du taux d'intérêt réel.

5-2. L'évolution des immatriculations

Le graphique 7 indique des évolutions tendancielles et conjoncturelles assez marquées du nombre d'immatriculations de véhicules neufs français (à peu près stables, avec un cycle marqué entre 1975 et 1985) et étrangers (en hausse tendancielle à un rythme annuel d'environ 7 %, avec un cycle 76-82 inverse du précédent). L'ensemble des immatriculations neuves augmente légèrement (tendance annuelle d'environ 1,5 %) avec un cycle 1975-85 séparé en deux par le creux de 1980-81, les immatriculations d'occasion augmentant plus rapidement jusqu'en 1983 (rythme annuel supérieur à 4 % entre 1975 et 83) en subissant deux crises en fin 74 et 85-86 (la série est apparemment moins heurtée conjoncturellement : ceci est lié à un lissage sur douze mois antérieurs de données mensuelles désaisonnalisées).

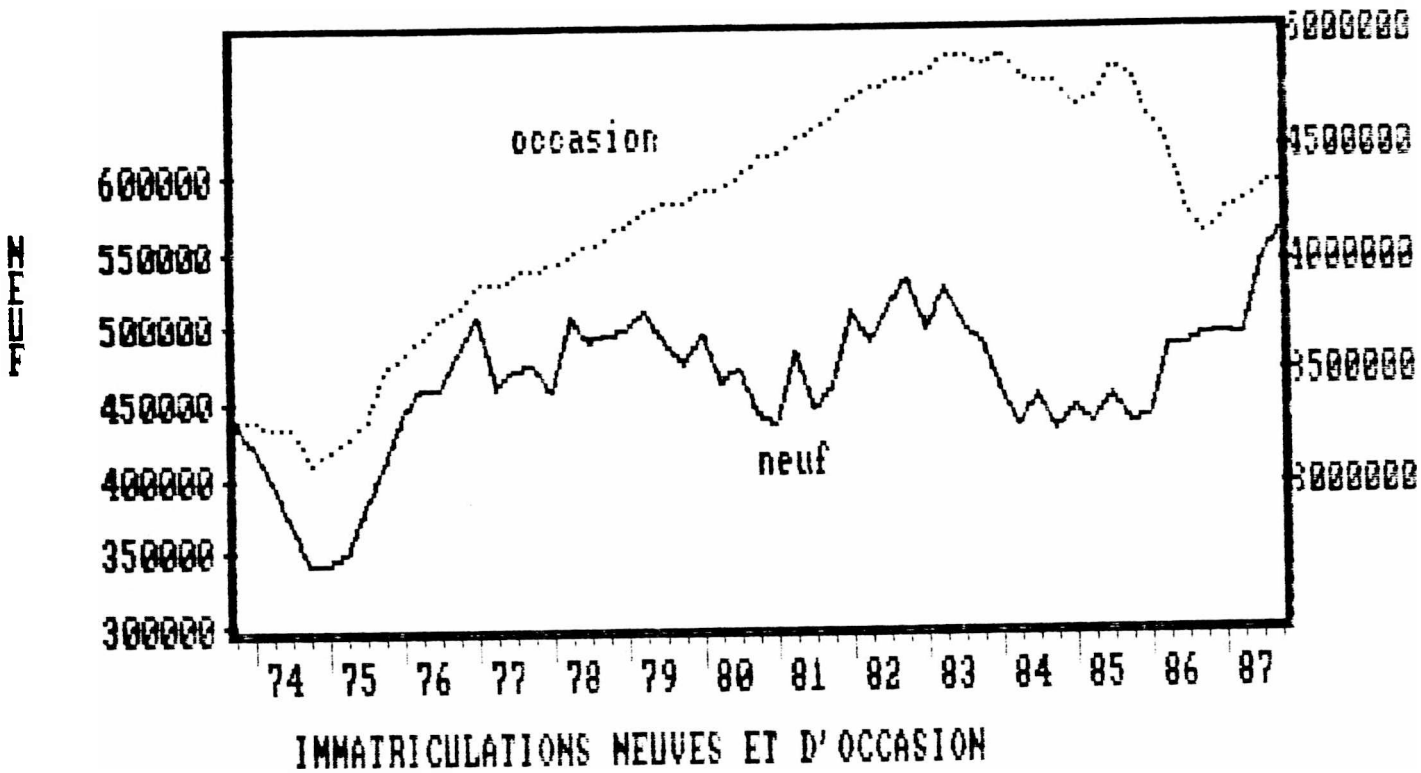
Les graphiques 8 à 11 indiquent les relations complexes qui existent entre les prix relatifs et le nombre d'immatriculations : si de nettes liaisons décroissantes apparaissent sur certaines sous-périodes (par exemple en 74, 76-78 et 83-85 pour les voitures françaises neuves), cette correlation n'est pas systématique ni à long ni à court terme (2). L'évolution des prix relatifs du neuf est assez nette (forte hausse en 74 et 75, baisse régulière jusqu'en 83, remontée après 85) alors que celle de l'occasion (malgré un lissage des prix sur quatre trimestres) est plus régulière.

---

1 - L'élasticité de diffusion de la consommation passe de 1.10 et 2.58 d'une sous-période à l'autre, ce qui indique l'augmentation de la PMC ; dans un ajustement log-linéaire de la consommation sur le revenu en moindre carré généralisé (avec des termes autorégressifs $\rho \log C_{t-1}$ et $\rho \log Y_{t-1}$ des deux variables), l'élasticité est légèrement supérieure à 1 : 1,12 à 1,38 pour ρ = 0.85 à 0.70, et 1,41 pour les MCO (ρ = 0), l'ajustement par la méthode itérative de Cochrane-Orcutt n'étant pas significative économiquement (ρ = 0.92 pour une élasticité de 0.60).

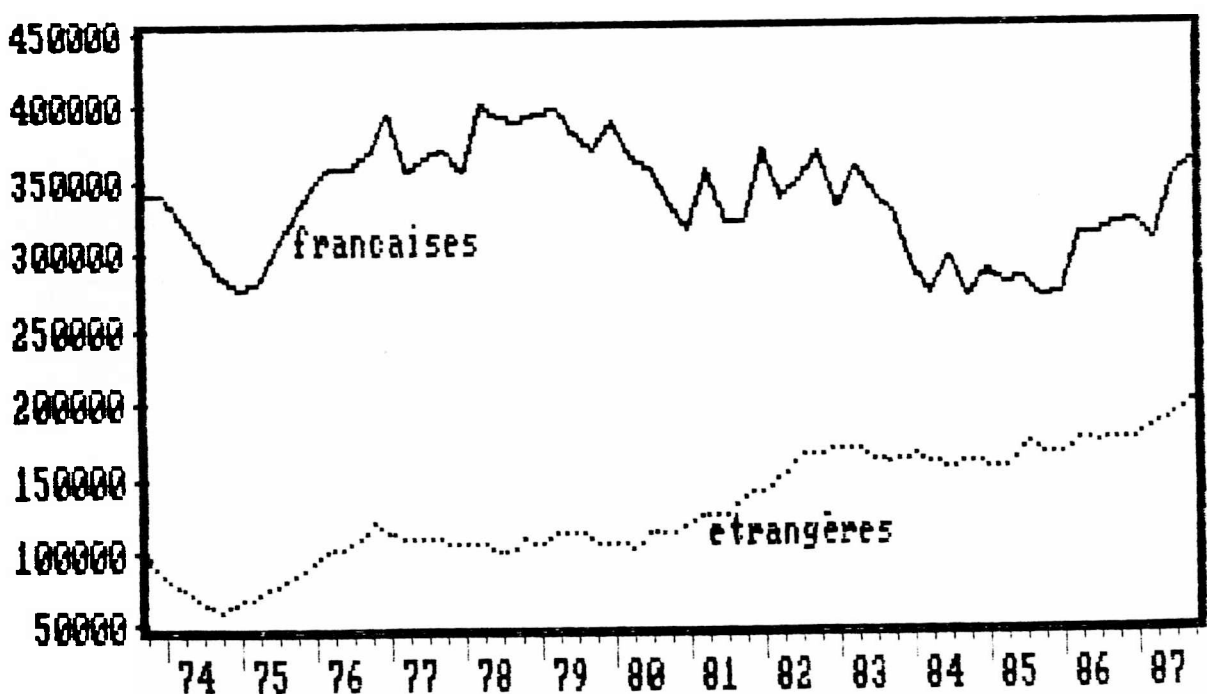
2 - On observe ainsi une évolution parallèle des prix et des quantités de 78 à 85 pour le neuf français ou de 78 à 83 pour l'occasion.

Graphique 6



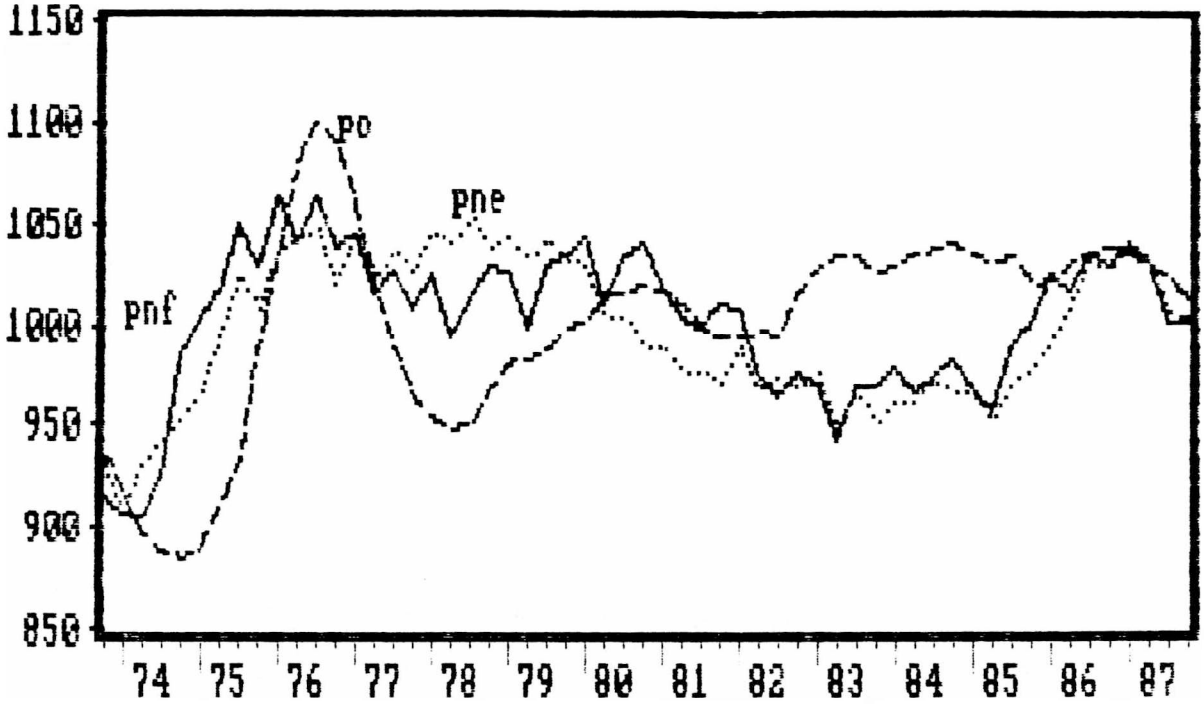
IMMATRICULATIONS NEUVES ET D'OCCASION

Graphique 7



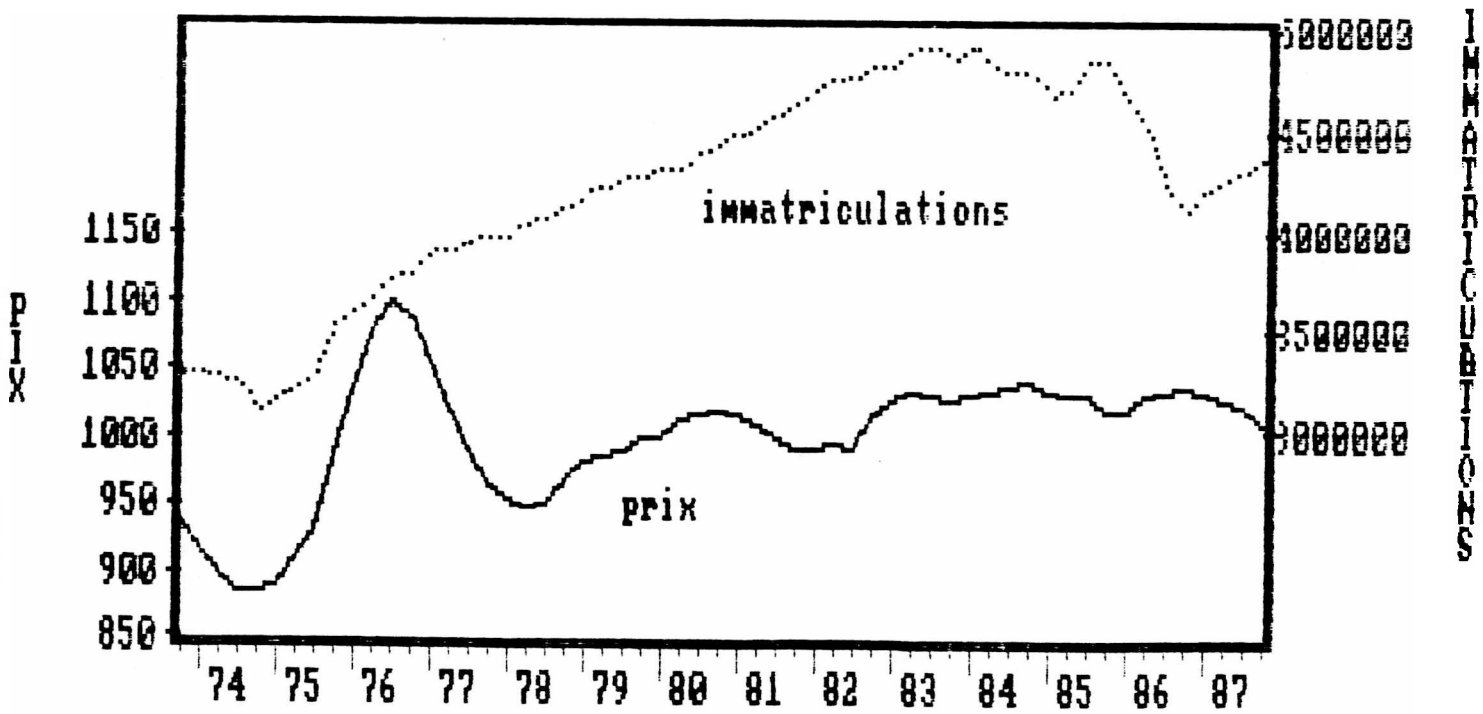
IMMATRICULATIONS NEUVES (FRANCAISES ET ETRANGERES)

Graphique 8



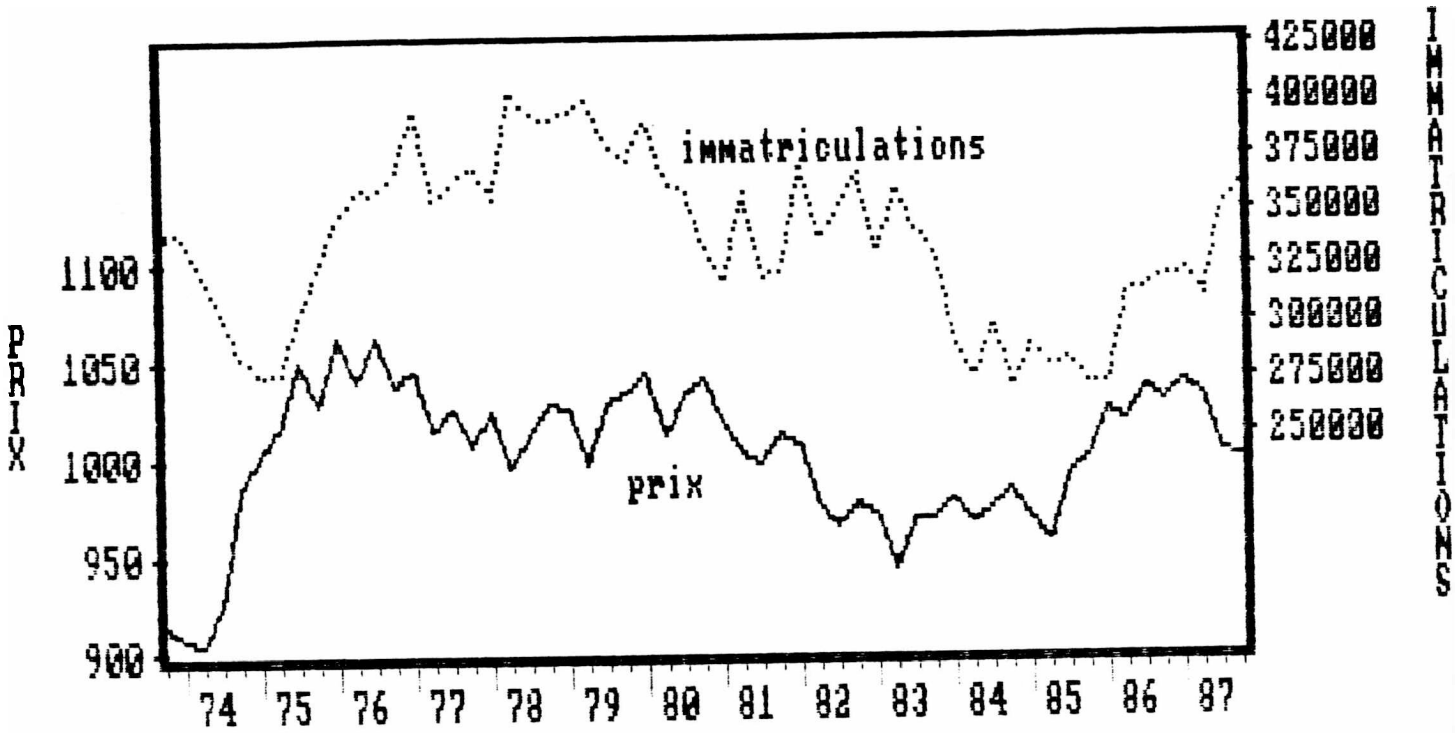
INDICES DE PRIX RELATIF DES IMMATRICULATIONS NEUVES FRANCAISES, NEUVES ETRANGERES ET D'OCCASION

Graphique 9



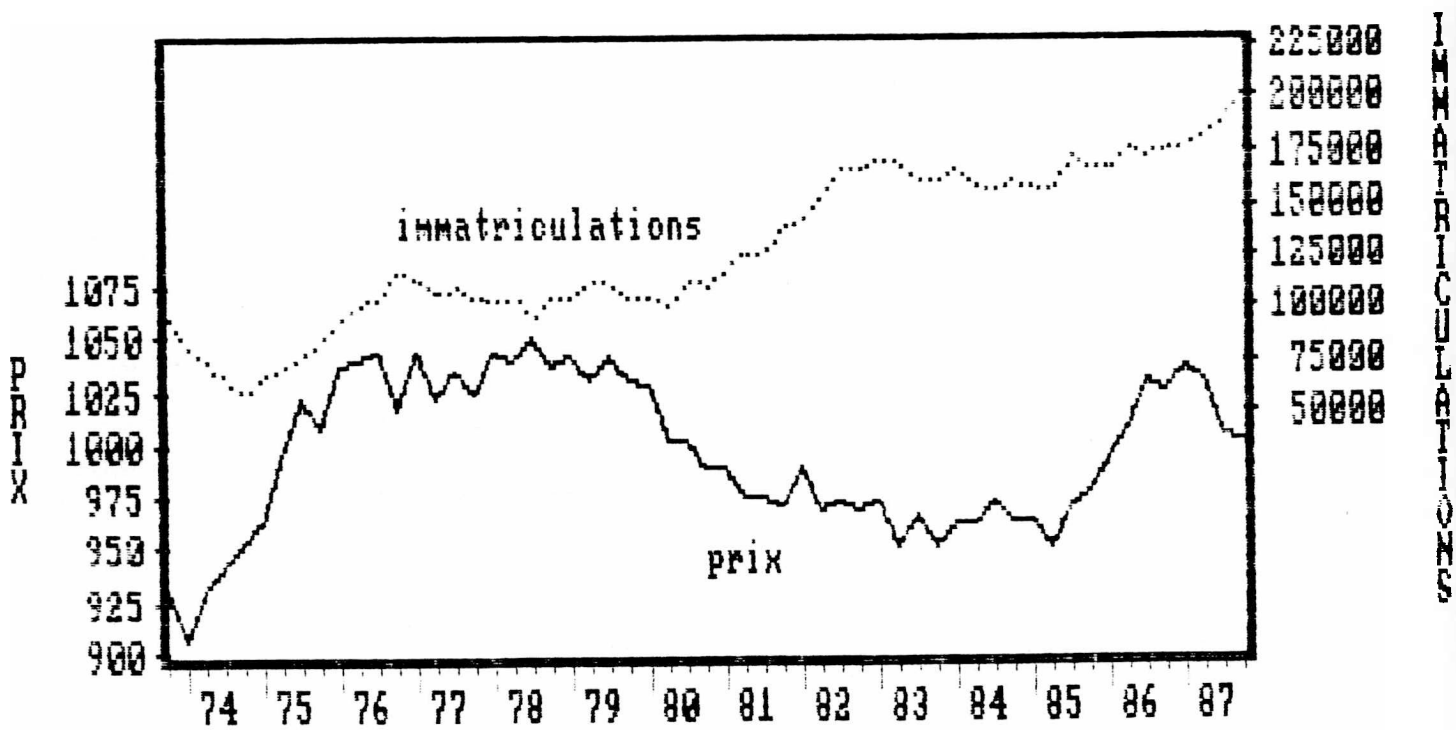
IMMATRICULATIONS D'OCCASION ET LEUR PRIX RELATIF

Graphique 10



IMMATRICULATIONS FRANCAISES ET LEUR PRIX RELATIF

Graphique 11



IMMATRICULATIONS ETRANGERES ET LEUR PRIX RELATIF

Les évolutions du neuf et de l'occasion sont assez différentes avec de nettes périodes de substitution (par exemple 85 et 86).

5-3. Les élasticités-revenu et prix.

Nous présenterons brièvement les élasticités calculées à partir de trois modèles sur des données trimestrielles ou semestrielles de 1973 à 1987 : une équation double logarithme avec effet direct du prix relatif du poste estimé, un modèle de revenu permanent où celui-ci est déterminé tendanciellement sur l'ensemble de la période ou l'une des sous-périodes (les achats dépendant également dans ce modèles des prix et de la part non anticipée du revenu disponible total, des élasticités conjoncturelles sont également estimées) et un modèle autorégressif. On pourra se reporter pour une présentation détaillée de ces modèles aux annexes I et II.

Les plages de variation des élasticités-revenu de longue et courte période et les élasticités-prix non compensées directes présentées dans le tableau 1 peuvent être repérées sur les tableaux 2 à 10 présentés en section 6.

Tableau 1

ELASTICITES-REVENU ET PRIX DIRECTES DE MODELES DE REVENUS TENDANCIEL ET CONJONCTUREL

Elasticité / Immatriculations		Revenu		Prix directe
		de LT	de CT	
Totales		1.5	1.9	0.7
Neuves	totales	≈ 0.5	2.5	-0.3 à +0.5
	françaises	0	2	- 0.1 ?
	étrangères	3.5	0.8	- 0.9 ?
D'occasion		2	1	≈ 0.4

Note : Les immatriculations neuves sont ajustées sur la période 1974-II - 87-II, les immatriculations d'occasion et totales de 1974-II à 83-I, sur des séries semestrialisées à partir de données trimestrielles.

* Estimation sur données trimestrielles.

On note que les élasticités-revenu conjoncturelles des immatriculations neuves sont élevées (particulièrement, semble-t-il, pour les voitures françaises), ce qui traduit l'influence des "windfall incomes" (revenu non anticipé) sur l'avancement des achats (ou le passage à une catégorie supérieure). La tendance est quasiment inexistante sur cette période pour les véhicules français, alors qu'elle est soutenue pour les voitures neuves étrangères ou d'occasion, ce que traduisent des élasticités de long terme allant de 1,5 à 3,5.

L'estimation des élasticités-prix, directes ou croisées, s'est révélée difficile sur ces données trimestrielles, point sur lequel nous reviendrons dans le paragraphe suivant.

On peut également estimer les élasticités-revenu de court et long terme à partir de modèles autorégressifs traduisant des effets d'habitude (modèle de Brown), d'ajustement partiel (modèle de revenu permanent de Friedman) ou simplement d'allocation intertemporelle (modèle de Hall). On a effectué cette estimation sur des données trimestrielles en corrigeant la corrélation qui existe par construction entre le terme d'erreur (MA(1)) et la variable explicative d'immatriculation retardée par la méthode des variables instrumentales (1). Les résultats de cette estimation sont moins probants que ceux du modèle de revenus tendanciel et conjoncturel, dans la mesure où ils indiquent systématiquement des élasticités-revenu de long terme supérieures à celles de courte période, élasticités-revenu très différentes, sauf pour les véhicules d'occasion, de celles des modèles de revenu tendanciel et conjoncturel. Par contre, trois des élasticités-prix directes combinées ont un signe correct, avec une valeur faible.

Cette difficulté de calculer des élasticités-prix directes de signe correct peut provenir de plusieurs facteurs :

- le lissage des séries de prix de l'occasion et les biais d'agrégation des prix des différents modèles et puissances fiscales (on notera ainsi que dans le modèle autorégressif, seule l'occasion où le biais d'agrégation est maximal, a une élasticité-prix positive) ;

---

1 - L'autocorrélation des résidus du premier ordre a été corrigée lorsque celà était nécessaire, par Moindres Carrés généralisés ou méthode de Cochrane-Orcutt bien que le modèle de Friedman implique une autocorrélation à structure MA(1) et non AR(1). Mais l'équation estimée diffère de toute manière, par l'absence de certaines variables explicatives en différences premières de l'équation réduite du modèle de Friedman.

Tableau 2

EQUATIONS AUTOREGRESSIVES

Immatriculations	Paramètres statistiques	LIM t-1	LY .	LP	R^2	Autocorrélation des revenus DW	Autocorrélation des revenus H	Méthode
NEUVES	totales	0.80 (10.1)	0.17 (1.4)	0.35 (2.0)	.759		- 0.74	MCO
	totales 2.a	0.46 (1.4)	0.95 (2.1)	- 0.10 (0.3)	.757	2.04		c.o. avec var.instum. P = .77(9.3)
	françaises	0.89 (8.2)	- 0.03 (0.4)	0.41 (2.3)	.763		0.22	c.o. P = -.26(2.0)
	françaises 2.a	0.62 (2.6)	0.40 (0.8)	- 0.13 (0.3)	.751	2.28		c.o. avec var.instum. P = .74(8.3)
	étrangères	0.81 (12.6)	1.04 (3.3)	0.11 (0.4)	.964		- .52	c.o. P = .25(2.0)
	étrangères 2.a	0.87 (3.7)	1.44 (1.6)	- 0.0004 (0.0)	.960	1.49		c.o. avec var.instum. P = .82(11.1)
D'OCCASION		0.71 (16.1)	0.52 (5.6)	0.22 (5.2)	.992		- .55	MCO
		1.01 (2.8)	- 0.08 (0.1)	- 0.01 (0.04)	.793	0.22		avec variable instrumentale *
		0.53 (4.4)	1.03 (4.9)	- 0.05 (0.6)	.979	0.98		MCG ** P = 0.7
		0.36 (3.3)	0.96 (5.4)	0.15 (1.6)	.985	1.33		MCG ** P = 0.8
		0.22 (2.2)	0.82 (5.1)	0.35 (3.4)	.988	1.57		MCG ** P = 0.9

* Corrections par C.O. non significative (ρ trop élevé)

** En fixant le coefficient d'autocorrélation.

Note : ajustements (2.a.) avec variables instrumentales et correction de l'autocorrélation AR(1)*, sauf les véhicules estimés en MCG(λ = 0.8)

* Une correction MA(1) serait sans doute préférable.

Tableau 3

ELASTICITES DES MODELES AUTOREGRESSIFS

Immatriculations \ Elasticité		Revenu		Prix directe
		de LT	de CT	
Neuves	totales	1.75	0.95	- 0.18
	françaises	1.05	0.4	- 0.34
	étrangères	10.84	1.44	- 0.003
D'occasion		1.48	0.96	0.24

- la faible variabilité des prix relatifs sur la période 73-87, marquée par exemple par trois évolutions tendancielles pour le neuf (croissance jusqu'en 1975), palier jusqu'en 80, décroissance jusqu'en 84, croissance jusqu'en 87) avec une variation maximale de 0.93 à 1.06 (1) ;

- des effets-qualité, théoriquement annulés par la correctio n des changements de qualité sans les séries trimestrielles de prix relatif ;

- enfin et surtout des effets dynamiques liés au fait que le changement de prix en période t, s'il n'est pas corrigé dans les périodes suivantes, n'aura son effet que lors de l'achat, plusieurs périodes plus tard aussi bien qu'en cette période t -et que par ailleurs l'avancement des achats peut suivre une croissance de prix qu'on anticipe devoir se poursuivre.

---

1 - *Un effet saisonnier peut également provenir du fait que les hausses de prix se produisaient toujours en juillet pour les nouveaux modèles lorsque les prix étaient administrés, le prix relatif tendant à diminuer au deuxième trimestre pour augmenter au troisième.*

L'effet dynamique peut être pris en compte simplement (mais sans grande rigueur, dans la mesure où il est continu) par la mesure des élasticités des achats par rapport aux prix des semestres antérieurs : en effet, l'augmentation du prix en période (t-j) peut retarder les achats jusqu'en période t et provoquer une hausse des immatriculations en cette date ; si les prix en t sont corrélés à ceux du semestre (t-j) et augmentent (1), une élasticité-prix positive apparaîtra qui ne traduit pourtant aucun lien causal entre prix et achats en t.

Les estimations du tableau 4 montrent que la prise en compte des prix passés tend à réduire les élasticités-prix instantanées qui deviennent négatives pour les véhicules neufs (les prix lissés de l'occasion voyant simplement leur élasticité positive se réduire), les élasticités retardées étant significatives, positives et décroissantes, ce qui correspond bien au phénomène de retardement des achats que nous avons évoqué. Une analyse plus systématique des effets dynamiques des prix semble donc nécessaire.

Les élasticités croisés ne peuvent évidemment pas être estimés par les méthodes classiques dans la mesure où les effets-prix directs eux-mêmes posent problème. Plusieurs méthodes d'estimation ont été tentées, dont on présentera la plus simple qui semble fournir des coefficients de substitution entre les différents types de véhicules assez réalistes.

La différence logarithmique des achats de deux types de véhicules doit varier en sens inverse de l'écart logarithmique entre les prix de ces véhicules, cette discordance agrégeant les effets de substitution directe aux effets croisés avec des signes négatifs aux quatre effets :

$$\underset{-}{\mathrm{Cov}(LI_1 - LI_2, Lp_1 - Lp_2)} = \underset{-}{C(LI_1, Lp_1)} + \underset{-}{C(LI_2, Lp_2)} - \underset{+}{C(LI_1, Lp_2)} - \underset{+}{C(LI_2, Lp_1)} < 0$$

Cet effet de substitution globale peut être estimé en ajustant la différence logarithmique des consommations (détrendées) au revenu conjoncturel (le coefficient en sera la différence des élasticités-revenu conjoncturelles des deux consommations) et au différentiel logarithmique de prix.

---

1 - Les prix logarithmiques des véhicules neufs sont par exemple corrélés (R^2=0.55) avec une période d'écart (coefficient de 0.79 (t = 6.4)).

Tableau 4

EFFETS-PRIX RETARDES

Elasticités / Immatriculations	Revenu		Prix directe				R^2	DW	Méthode
	LYT	LYC	LP t	LP t-1	LP t-2	LP t-3			
NEUVES	0.95 (3.4)	2.75 (5.5)	0.95 (2.00)				.676	1.89	MA(1)
	0.82 (1.4)	2.18 (2.1)	- 0.41 (0.3)	1.64 (3.3)			.809	1.98	MA(1) λ = .68(2.8)
	0.64 (2.7)	1.69 (3.5)	- 0.70 (1.2)	1.15 (1.6)	0.62 (1.3)		.779	1.90	MA(1) λ = .82(3.3)
	0.29 (0.4)	1.31 (1.4)	- 0.25 (0.3)	1.22 (1.9)	0.09 (0.1)	- 0.004 (0.3)	.603	1.61	AR(1) P = .54(2.3)
D'OCCASION	2.68 (20.5)	1.05 (5.9)	0.41 (5.5)				.988	1.62	MCO
	2.62 (39.0)	1.13 (12.2)	0.30 (5.2)	0.25 (4.8)			.997	2.71	MCO
	2.60 (44.1)	1.11 (16.3)	0.30 (6.1)	0.25 (5.8)			.998	2.16	MA(1) (non convergent)

Tableau 5

EFFETS-PRIX CROISES

Elasticité / Immatriculations	Revenu tendancielle	Revenu conjoncturelle	Prix globale	$2\ R$ (R des MCO)	DW	Méthode
Neuves (1)	[- 5.4]	0.56 (0.6)	- 0.78 (0.8)	0.451 [.114]	1.20	c.o. e = .61 (5.9)
Françaises (2) moins étrangères	[- 5.4]	0	- 0.92 (1.0)	0.448	1.23	c.o. p = .64 (6.4)
	- 3.38 (8.0)	2.02 (2.2)	- 0.52 (0.6)	0.927 [.884]	1.18	c.o. P = .51 (4.6)
	e_y = - 1.51 (1.1)		- 1.24 (1.3)	0.911 [.653]	1.55	c.o. P = .91 (15.5)
Neuf - Occasion (1)	[- 0.6]	- 0.27 (1.0)	- 0.91 (14.9)	0.941 [.833]	1.50	c.o. P = .76 (8.7)

(1) séries détrendées : élasticité-revenu tendancielle déterminée implicitement par la tendance.

(2) séries détrendées avec e_c contrainte à 0

On note que les élasticités-revenu des différentiels d'immatriculations correspondent (sauf pour l'élasticité -conjoncturelle du neuf-occasion) aux différences des élasticités présentées dans le tableau 1. L'effet de substitution global est assez bien estimé et correspond à des élasticités croisées de l'ordre de +0.5 (pour des élasticités-prix directes proches de 0) ou plus (si les élasticités directes sont positives), ce qui indique un net effet de substitution entre les différents types de véhicules (on pourrait éventuellement réintroduire ces élasticités croisées dans les estimations des lois de demande effectuées précédemment).

Section 6

ANALYSE DES RELATIONS ENTRE LES INDICES D'INTENTIONS D'ACHAT ET LES IMMATRICULATIONS

6-1. DONNES STATISTIQUES ET METHODE :

Les indices synthétiques d'intentions d'achat ont pu être calculés pour les enquêtes de mai et d'octobre entre 1974 et 1987 ; les intentions d'achat à court terme exprimées dans ces enquêtes étant surtout significatives à un horizon de six mois (1), on pourra les comparer à l'évolution des achats des deux trimestres suivant les enquêtes : deuxième et troisième trimestres de l'année pour l'enquête de mai, quatrième trimestre de l'année et premier trimestre de l'année suivante pour l'enquête d'octobre (2) (dans la mesure où la réalisation des intentions d'achat est maximale dans le proche horizon, cette agrégation des achats trimestrielle a semblé préférable à celle qui consistait à réunir les achats des deux derniers et des deux premiers trimestres pour les comparer aux enquêtes de mai et d'octobre).

On commencera par analyser les évolutions de l'indicateur synthétique I51 calculé à partir des taux de réalisation moyens des dix dernières enquêtes d'octobre de l'échantillon -les variations de cet indice étant pratiquement identiques (à une translation près) à celles de l'indice I41, calculé à partir d'une pondération légèrement différente, que l'on a étudiée dans la quatrième section.

Pour mesurer le pouvoir prédictif des intentions d'achat, on peut estimer le pouvoir explicatif des indices synthétiques considérés isolément ou en conjonction avec d'autres variables explicatives dans les modèles de demande analysés antérieurement : les tests statistiques consistent à mesurer la significativité de cet indice comme régresseur isolé ou supplémentaire des immatriculations totales, neuves ou d'occasion.

---

1 - Voir section 3, tableau 5.

2 - Le biais introduit par la mise en correspondance des achats du mois d'avril et de l'enquête de mai peut être considéré comme négligeable dans la mesure où les achats suivent une évolution assez continue d'un mois à l'autre.

Un second type de test consiste à mesurer le pouvoir prédictif des intentions d'achat en le comparant à celui des autres déterminants économiques des achats d'automobiles : il s'agit alors d'ajuster les immatriculations sur un ensemble de variables explicatives pour une période donnée, puis de mesurer le pouvoir prédictif de l'ajustement pour les années suivantes. Ce test, théoriquement plus rigoureux, est également plus difficile à mener en raison de la sensibilité de ses résultats au choix des périodes d'ajustement et de prédiction.

6-2. L'EVOLUTION DE L'INDICE D'INTENTIONS D'ACHAT I51.

L'indice d'intentions d'achat est affecté d'une faible tendance croissante de l'ordre de 1 % annuel (ce qui correspond à une augmentation d'un sixième entre 1974 et 1987), avec d'importantes variations conjoncturelles qui dessinent des cycles triennaux repérables sur le graphique 1 : 1974-77, 1977-80, 1980-83, 1984-87, parallèles aux cycles de revenu. La reprise des intentions d'achat en 1974, 81 et 84 correspond à des phases de croissance conjoncturelle de revenu (avec un décalage d'un an pour la troisième reprise, les intentions d'achat anticipant le revenu). Les ajustements présentés dans le tableau 1 montrent que les composantes tendancielles et conjoncturelles du revenu disponible suffisent en effet à expliquer les trois quarts de la variance de l'indicateur.

GRAPHIQUE 1: Indicateur d'intention d'achat et revenu conjoncturel

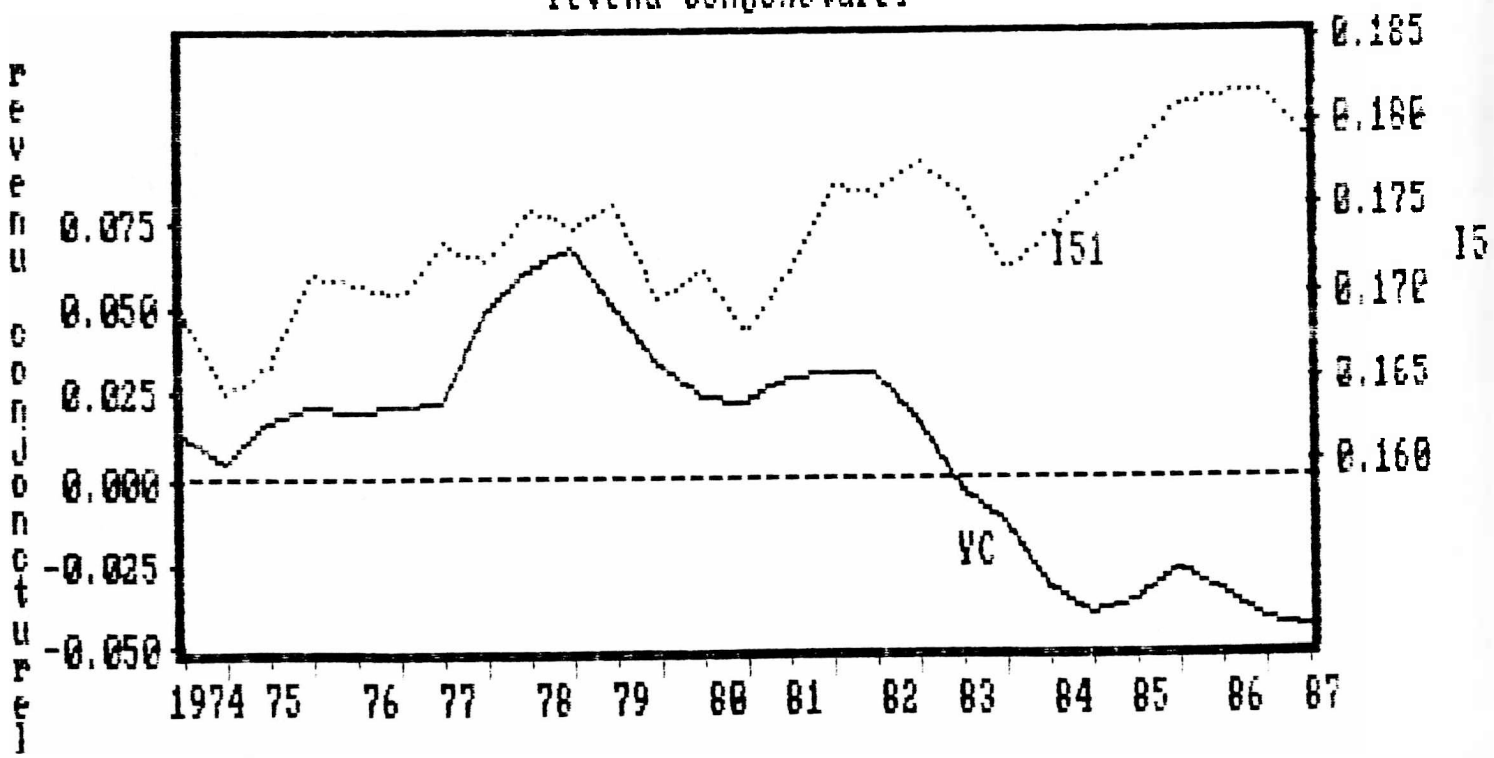


Tableau 1

AJUSTEMENT DES INTENTIONS D'ACHAT

PAR RAPPORT AUX REVENUS TENDANCIEL ET CONJONCTUREL

Type d'ajustement \ Variables explicatives	Revenu tendanciel	Revenu conjoncturel	R^2	DW (ρ) (1)	Méthode d'ajustement
Linéaire : revenu tendanciel généré sur données trimestrielles (1)	-	-6.91×10^{-3} (2.58)	0.211	0.59	MCO
	-	4.89×10^{-3} (0.83)	0.645	2.16 (ρ = 0.89) (7.45)	C.O.
idem (2)	6.89×10^{-3} (6.02)	3.38×10^{-3} (1.40)	0.686	1.15	MCO
	8.23×10^{-3} (3.87)	5.83×10^{-3} (1.52)	0.741	1.85 (ρ = 0.44) (2.4)	C.O.
Log-linéaire : revenu tendanciel calculé sur des séries semestrielles (3)	-	0.17 (0.78)	0.024	0.38	MCO
	-	0.37 (1.16)	0.652	2.18 (ρ = 0.84) (6.5)	C.O.
idem (4)	0.44 (6.99)	0.17 (1.33)	0.679	1.14	MCO
	0.49 (4.24)	0.31 (1.51)	0.736	1.85 (ρ = 0.45) (2.4)	C.O.

(1) Coefficient d'autocorrélation d_1 = 1.13 pour (2) et (4) ; 1.21 pour (1) et (3). t de Student entre parenthèses.
Méthodes d'ajustement : Moindres Carrés Ordinaires, Cochrane - Orcutt.

La tendance croissante de l'indice provoque sa corrélation à la composante tendancielle, avec une élasticité-revenu tendancielle d'un demi ; on observe par ailleurs une élasticité conjoncturelle de l'ordre de 0.3 qui s'accorde avec l'observation faite à partir du graphique 1 : l'indicateur d'intentions d'achat se comporte donc par rapport aux deux composantes d'évolution du revenu comme les achats d'automobiles, avec néanmoins une élasticité conjoncturelle plus faible des trois quarts et une élasticité tendancielle des deux tiers.

On peut donc chercher à rapprocher le taux d'évolution des intentions d'achat (TI) à celui du revenu disponible des ménages (TY) (1) : les graphiques 2 et 3 montrent que ces deux variables évoluent parallèlement, bien que cette conjonction soit moins nette sur les taux d'évolution bruts que sur les séries lissées sur un an. Les ajustements du taux de variation de l'indice sur celui du revenu indiquent une plus forte corrélation lorsque l'on retarde le revenu d'un semestre :

$$TI_t = \underset{(1.62)}{0.36}\ TY_{t+1} + \underset{(0.50)}{0.003} \quad ; \quad R^2 = 0.101 \ ; \ DW = 1.38$$

$$TI_t = \underset{(3.12)}{0.61}\ TY_t - \underset{(0.40)}{0.001} \quad ; \quad R^2 = 0.297 \ ; \ DW = 1.49$$

$$TI_t = \underset{(3.35)}{0.54}\ TY_{t-1} - \underset{(0.04)}{0.0001} \quad ; \quad R^2 = 0.338 \ ; \ DW = 1.22$$

$$TI_t = \underset{(0.82)}{0.16}\ TY_t + \underset{(2.37)}{0.46}\ TY_{t-1} - 0.001 \ ; \ R^2 = 0.358 \ ; \ DW = 1.25$$

Lorsqu'on ne lisse pas préalablement les séries, les corrélations s'affaiblissent (graphique 4) mais restent significatives :

$$TI_t = \underset{(1.56)}{0.46}\ TY_t - \underset{(0.18)}{0.001} \quad ; \quad R^2 = 0.092 \ ; \ DW = 2.45$$

$$TI_t = \underset{(2.52)}{0.66}\ TY_{t-1} - \underset{(0.26)}{0.001} \quad ; \quad R^2 = 0.216 \ ; \ DW = 2.08$$

$$TI_t = \underset{(0.35)}{0.109}\ TY + \underset{(1.99)}{0.61}\ TY_{t-1} - 0.001 \ ; \ R^2 = 0.220 \ ; \ DW = 2.17$$

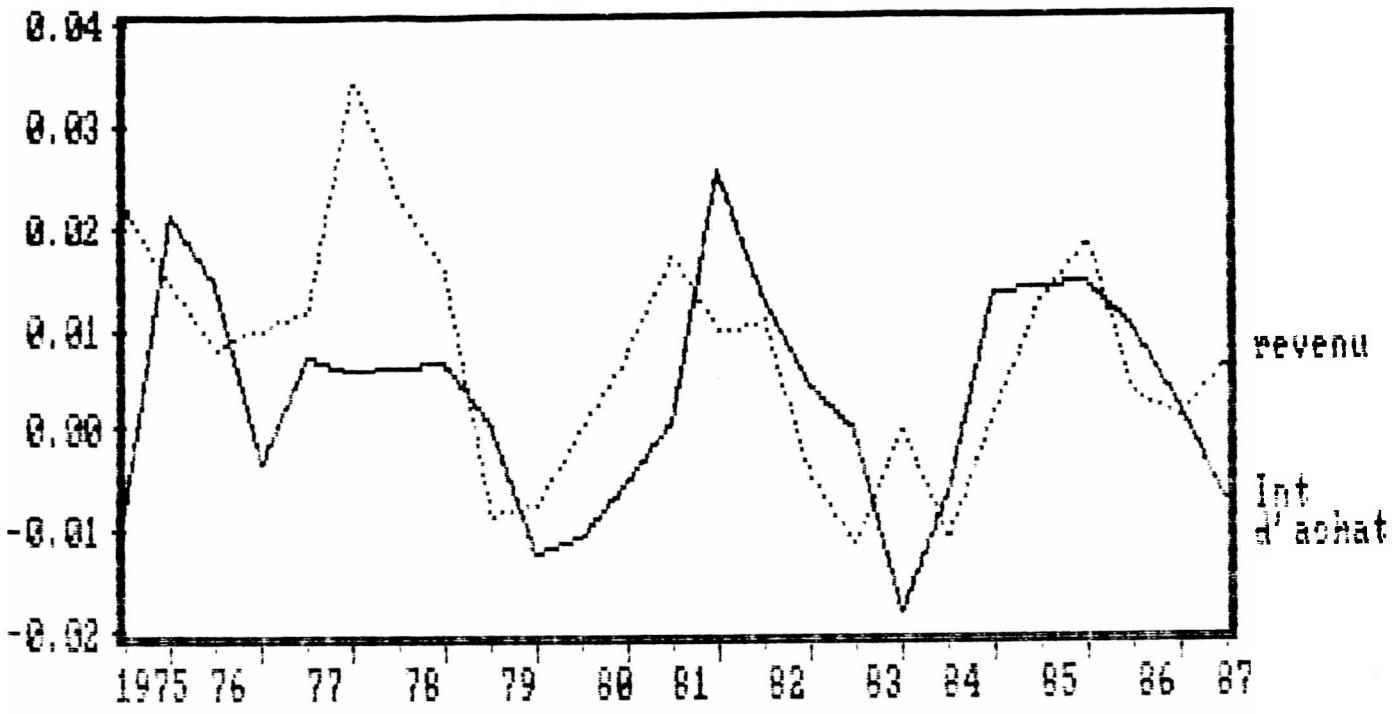
alors que le taux de variation TY_{+1} n'influence pas significativement le taux de variation de l'indice I_{51} : en ce sens, les ménages n'anticipent pas par leurs intentions d'achat le rythme d'évolution de leur pouvoir d'achat.

---

1 - Taux de variation semestriels des séries lissées annuellement :

$$\frac{I + I_{-1}}{2} \quad et \quad \frac{Y + Y_{-1}}{2}$$

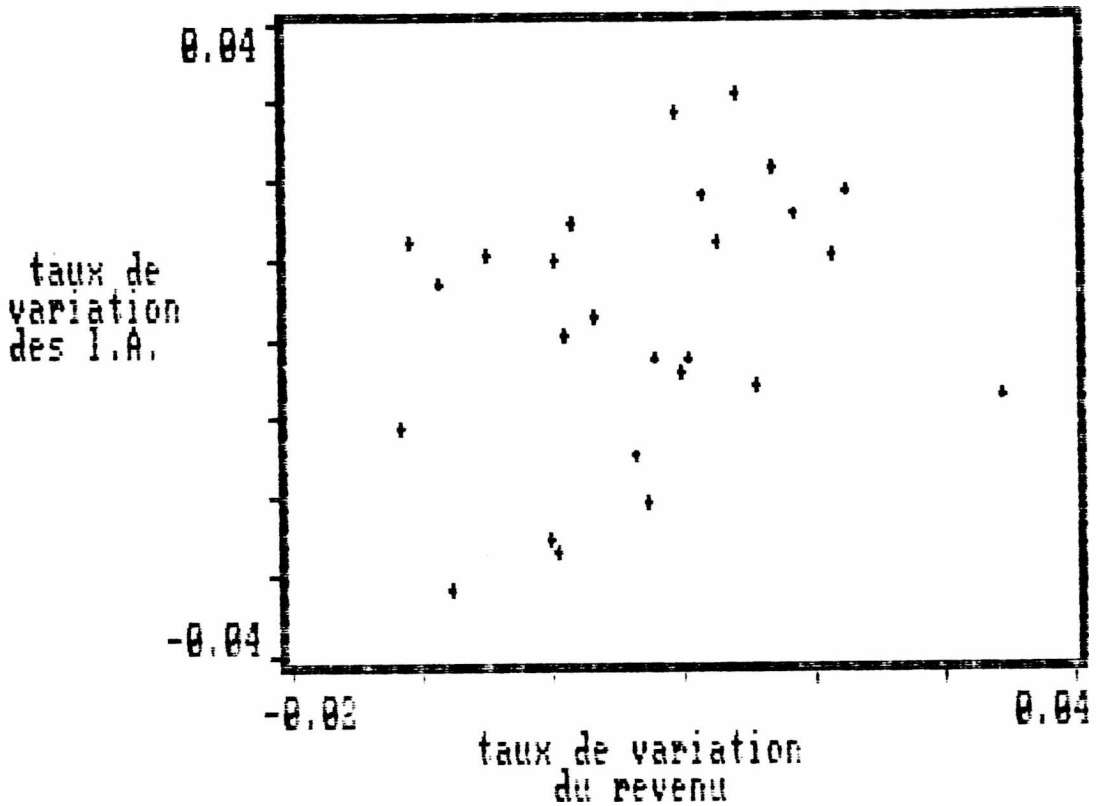
GRAPHIQUE 2: Taux de variation du revenu et des intentions d'achat



note: les IA sont lissées sur une année . Les taux de variation sont semestriels.

GRAPHIQUE 3: Taux de variation semestriels du revenu et des intentions d'achat

GRAPHIQUE 4: Taux de variation semestrielle des I.A. et du revenu



La corrélation entre TI_t et TY_{t-1} peut s'expliquer par le fait qu'une modification dans le rythme d'évolution n'est sans doute perçue qu'avec quelque retard par le ménage et ne modifie ses anticipations de revenu et ses plans de consommation qu'après s'être confirmée sur une période plus ou moins longue selon la structure autorégressive du revenu, les caractéristiques du ménage et ses habitudes de consommation (qui dépendent de la structure de son budget entre biens durables et non durables)(1).

Du taux d'inflation et du taux d'intérêt réel, seul le second influence statistiquement les intentions d'achat avec un décalage d'un semestre :

$$TI51_t = \underset{(2.29)}{0.53}\ TY_{t-1} + \underset{(3.06)}{1.27}\ TR_{t-1} - \underset{(0.45)}{0.001} \quad ; \quad R^2 = 0.450 \ ; \ DW = 2.15$$

$$TI51_t = \underset{(2.61)}{0.57}\ TY_{t-1} + \underset{(1.95)}{0.68}\ TR_t + \underset{(3.79)}{1.69}\ TR_{t-1} \quad ; \ R^2 = 0.534 \ ; \ DW = 2.19$$

---

1 - Des études antérieures (GARDES-POUCHAIN, 1987) semblent montrer que la révision des anticipations de revenu se produit au cours de la seconde année après le changement de tendance.

mais dans un sens contraire à celui auquel on pourrait s'attendre si l'on suppose que l'effet de substitution du coût du crédit domine les effets de revenu et de richesse du taux d'intérêt (1). Le taux d'intérêt réel a une forte structure autorégressive positive (R^2 de 42 % entre les taux de variation en t et (t-1), avec un coefficient $\underset{(3.95)}{-0.63}$), et donc l'effet immédiat ou faiblement retardé d'une augmentation de l'intérêt peut être positif si l'agent économique émet des anticipations régressives sur son évolution (c'est-à-dire s'attend à un retour du taux d'intérêt vers son niveau normal de longue période).

Par ailleurs, on notera que, la structure des taux n'étant pas rigide et les taux du crédit à la consommation soumis à diverses réglementations restrictives, le taux de base bancaire mesure mal les changements du coût du crédit -les achats à crédit d'automobiles ne représentant en France que la moitié du neuf et le quart de l'occasion.

Les évolutions de l'indicateur synthétique d'intentions d'achat ne sont donc pas entièrement réductibles à celles du revenu des ménages ; par ailleurs, les intentions d'achats sont connues très tôt après l'enquête (le mois suivant), alors que la publication des comptes trimestriels définitifs est beaucoup plus tardive. Les intentions d'achats de l'enquête fournissent donc des informations sur la manière dont les ménages interrogés perçoivent les changements de leurs conditions de vie, et permettent d'éviter le biais de sélection lié au fait que les ménages désirant acheter un véhicule ne sont pas assimilables à la moyenne de la population.

6-3. LA RELATION ENTRE LES IMMATRICULATIONS TOTALES ET L'INDICATEUR D'I.A.

Le graphique 5 indique que les immatriculations totales suivent une tendance et un mouvement cyclique très proche de ceux des intentions d'achat, jusqu'en 1984 du moins (le décrochement des I.A. après cette année serait intéressant à analyser). L'analyse économétrique confirme cette correspondance.

Le tableau 2 présente les ajustements d'un modèle de revenu permanent

---

1 - On notera que le taux d'intérêt n'est pas corrélé au revenu (coefficient de corrélation de 2,4 % seulement entre leurs taux de variation), ce qui exclue qu'il joue un rôle de proxy du niveau de vie.

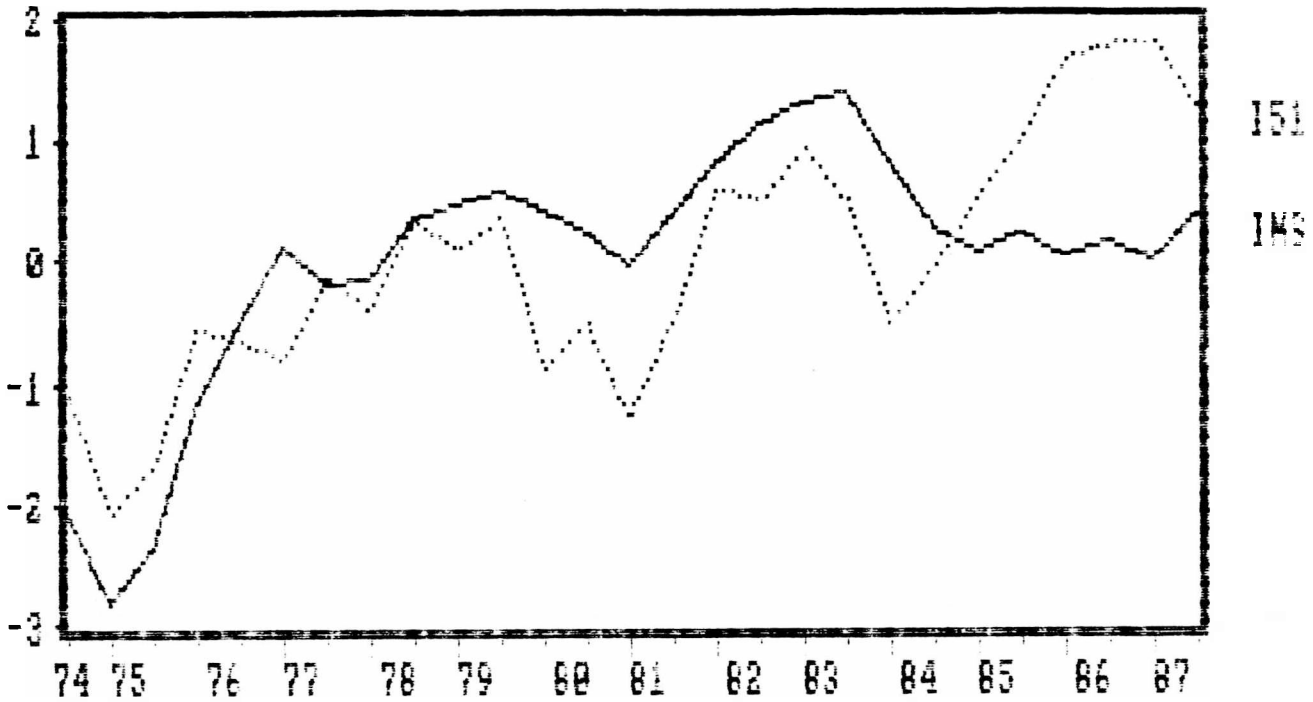
Tableau 2

INFLUENCE DES INTENTIONS D'ACHAT SUR LES IMMATRICULATIONS TOTALES (1974-83)

Modèle \ Variable explicative	LIM_{t-1}	Revenu			Indice d'I.A.		LP	R^2	DW (ρ)	Méthode
		LY	LYT	LYC	LI51	$LI51_{t-1}$				
1. Tendanciel-Conjoncturel			1.58 (11.9)	1.77 (5.4)			0.78 (5.7)	0.944	1.19	MCO
			1.66 (14.7)	1.97 (7.2)			0.97 (7.7)	0.962	1.99 (ρ=0.45) (1.6)	MA
			1.27 (9.5)	1.20 (4.0)	1.28 (3.5)		0.69 (6.4)	0.970	1.33	MCO
			1.26 (9.7)	1.22 (4.2)	1.27 (3.6)		0.76 (6.5)	0.973	1.99 (ρ=0.39) (1.3)	MA
			1.43 (9.8)	1.77 (6.7)		0.77 (2.3)	0.87 (7.7)	0.967	1.98	MCO
			1.20 (7.4)	1.29 (4.2)	0.89 (2.7)	0.67 (2.1)	0.74 (5.4)	0.966	1.76	MCO
2. Autorégressif	0.78 (9.9)						0.57 (3.0)	0.895	1.42	MCO
	0.57 (8.6)				1.67 (4.9)		0.49 (3.5)	0.960	0.36	MCO
	0.62 (6.3)				1.70 (4.8)		0.48 (3.8)	0.961	0.99	MCO
	0.26 (2.5)	1.22 (5.6)					0.78 (6.6)	0.966	1.59	MCO
	0.27 (4.2)	0.87 (5.7)			1.10 (5.0)		0.66 (8.6)	0.988	1.50	MCO

Méthode d'estimation : Moindres Carrés Ordinaires ; correction de l'autocorrélation MA(1).
DW = H de Durbin pour les modèles autorégressifs.

GRAPHIQUE 5 : Immatriculations totales et indicateur d'I.A.
(series normalisees)



autorégressif estimé avec ou sans la présence de l'indicateur d'I.A.. On y a conservé les indices de prix relatif malgré la positivité des élasticités-prix combinées, en raison de leur valeur assez stable d'une estimation à l'autre et de leur significativité statistique : les test de l'influence des I.A. sur les immatriculations sera en effet d'autant plus rigoureux que l'on a cherché à expliquer le mieux possible la variable dépendante. Sans les prix les résultats sont identiques à ceux qu'indique le tableau 2 (voir le tableau 3).

6-3-1. Test d'ajustement.

La comparaison des six premiers ajustements (où l'on a corrigé au mieux l'autocorrélation des résidus du premier ordre) montre que l'indice I51 améliore de manière très significative les estimations, l'élasticité des immatriculations par rapport à cet indice étant de l'ordre de 1,25 -donc proche d'une élasticité unitaire qui indiquerait l'absence de biais entre les intentions et les achats effectifs. On constate également que l'indice d'I.A. du semestre précédent demeure presque aussi

influent que celui du semestre des achats, ce qui est normal dans la mesure où les I.A. déclarées dans les enquêtes concernent l'année à venir (huit mois pour l'enquête de mai et quatorze pour l'enquête d'octobre) : ils seront donc corrélés aux achats du semestre en cours et du suivant, avec un second coefficient plus faible dans la mesure où on a montré que la réalisation des achats était meilleure sur les six premiers mois.

Dans les ajustements sans prix relatifs, l'élasticité des immatriculations totales par rapport aux I.A. reste très significative quoique un peu plus éloignée de 1 (1) ; on observe également un effet encore positif des I.A. de la période antérieure, mais plus faible et moins significatif (2).

Cette influence de l'indicateur d'I.A. apparaît clairement lorsque l'on compare les ajustements des immatriculations sur les seules I.A. ou sur les seules variables économiques de revenu et de prix relatif (qu'on a considérées connues du consommateur un semestre plus tard que les I.A.) : l'indice I51 explique à lui seul 69 % de la variance des immatriculations totales, 79 % en commun avec sa valeur du trimestre précédent, dans un ajustement par les MCO sur la période 1975-I-84-I, contre 83 % pour le modèle tendanciel-conjoncturel sans les prix, 87 % pour le modèle autorégressif avec revenu (tableau 3) et 95 % pour le modèle log-linéaire en fonction du revenu et des prix, enfin 79 % pour l'ajustement en fonction du seul revenu. Les intentions d'achat considérées isolément constituent donc un facteur explicatif très important.

---

1 - Mais statistiquement, ces élasticités ne sont pas différentes de 1 puisque distantes d'un écart-type au plus de l'unité.

2 - Il faut remarquer que les intentions d'achat sont positivement corrélées d'un semestre à l'autre :

$$LI51_t = \underset{(6.4)}{0.80}\ LI51_{t-1} + \underset{(1.6)}{2.43} \quad ; R^2 = 0.632 \ , \ DW = 1.82,$$

ce qui peut expliquer le partage de l'effet des intentions d'achat dans les ajustements en fonction des intentions d'achat de deux semestres successifs.

Tableau 3

AJUSTEMENTS SANS LES PRIX

Modèle \ Variable explicative	LIM_{t-1}	Revenu			Indice d'I.A.		R^2 ($\bar{R}^2$)	DW (ρ)	Méthode
		LY	LYT	LYC	LI51	$LI51_{t-1}$			
1. Tendanciel - Conjoncturel			1.82 (8.5)	1.80 (3.2)			0.830 (0.810)	0.82	MCO
			1.83 (11.5)	2.23 (5.2)			0.910	1.80 (ρ=0.96) (3.8)	MA(1)
			1.33 (5.3)	0.92 (1.8)	1.85 (2.8)		0.885 (0.864)	0.86	MCO
			1.40 (6.6)	1.21 (2.6)	1.53 (2.7)		0.925	1.99 (ρ=0.74) (2.8)	MA(1)
			1.05 (3.3)	0.78 (1.4)	1.73 (2.5)	0.82 (1.3)	0.882 (0.795)	0.76	MCO
			1.04 (4.2)	1.08 (2.3)	1.12 (2.0)	1.10 (2.2)	0.934	2.12 (ρ=0.92) (3.2)	MA(1)
2. Autorégressif.	0.54 (3.0)	0.77 (2.0)					0.859 (0.853)	3.73	MCO
	0.14 (0.7)	1.46 (3.6)					0.913	0.27	MA(1)
	0.49 (3.4)	0.34 (1.0)			1.66 (3.3)		0.924 (0.908)	1.93	MCO
	0.34 (2.0)	0.70 (1.8)			1.37 (2.7)			0.06 (ρ=0.55) (1.6)	MA(1)

$\bar{R}^2$ = R^2 ajusté au nombre de degrés de liberté.
DW = H de Durbin pour les équations autorégressives.

Tableau 4

POUVOIR PREDICTIF COMPARE DES INTENTIONS D'ACHAT ET DES VARIABLES ECONOMIQUES 1975-I - 84-I

Variables / Modèles	Revenu		Prix	I.A.		R^2	DW	Méthode
	LY	LY t-1	LP t-1	LI 51	LI 51 t-1			
$LIM = a\ LI_{51} + b$				3.99 (6.1)		.688	1.02*	MCO
				3.74 (5.9)		.737	1.86	MA(1)
$LIM = a\ LI_{51} + b\ LI_{51,t-1} + c$				2.79 (4.0)	1.90 (2.7)	.788	0.78	MCO
				1.89 (2.9)	2.31 (4.0)		2.22	MA(1)
$LIM = a\ LY + b$		1.66 (8.0)				.788	0.46*	MCO
$LIM = a\ LY_{t-1} + b$	1.80 (8.2)					0.798	0.65*	MCO
$LIM = a\ LY_{t-1} + b\ LP_{t-1} + c$		1.45 (10.6)	0.76 (5.2)			.921	1.04	MCO
		1.40 (11.7)	0.67 (5.1)			.945	1.91	MA(1)

* Autocorrélation du premier ordre

6-3-2. Test prédictif

Le test de prédiction à l'aide des intentions d'achat a d'abord été opéré sur les deux mêmes modèles, estimés avec prix sur la période 1974-II - 1982-I et utilisés pour prévoir les immatriculations des cinq semestres suivants (au-delà de l'année 1985, l'évolution atypique des immatriculations d'occasion, liées au contrôle technique, biaise toute prédiction des immatriculations totales). Pour le modèle autorégressif, il conviendrait de comparer une prédiction à l'aide des immatriculations passées telles que les a prévues le modèle, à celle qu'on obtiendrait à l'aide des immatriculations réelles du semestre précédent. Seule la seconde méthode a été utilisée ici pour une première analyse qui pourra être complétée.

Tableau 5

Distance des prévisions aux immatriculations totales

Cas / Modèles	Estimation		Diminution de la distance due aux I.A.
	Sans I.A.	Avec I.A.	
Modèle tendanciel-conjoncturel	3.74	1.45	- 61 %
Modèle autorégressif	1.85	1.66	- 11 %

On voit que les I.A. améliorent sensiblement la prévision, surtout pour le modèle de revenus tendanciel et conjonturel. Il s'agit ici d'une prévision supposée effectuée en 1982.I pour les cinq semestres à venir, donc d'une prévision de longue pérode (bien qu'on utilise en chaque période l'information disponible - revenu, prix, intentions d'achat - en cette période, qui n'est pas connue en 82.I). La prévision peut également être effectuée chaque semestre pour le semestre suivant, en utilisant le vecteur de changement des achats indiqué par le modèle, gradient que l'on applique aux immatriculations connues au moment de la pévision.

Dans le premier type de prévision utilisé pour le tableau 5, les immatriculations (en log) anticipées pour (t + 1) sont déterminées par le modèle :

$$LIM^{a}_{t\ t+1} = LIM_{t+1} = f(x_t),$$

x_t désignant l'information des consommateurs en t.

Le second modèle de prévision suppose que le ménage corrige son estimation par l'erreur qu'il a commise dans sa prévision antérieure :

$$LIM^{a}_{t\ t+1} = f(x_t) + [LIM_t - f(x_{t-1})]$$

ce qui permet de définir une erreur de prévision :

$$U_t = LIM_{t\ t+1} - LIM^{a}_{t\ t+1} = (LIM_{t+1} - LIM_t) - (LIM_{t+1} - LIM_t)$$

L'erreur logarithmique correspond donc à la différence entre le taux de variation effectif des immatriculations et le taux de variation prédit par le modèle (qui est le gradient utilisé dans la prévision).

Le tableau 6 indique la différence relative des sommes de carrés des résidus (distance euclidienne) des prévisons (selon le second modèle) obtenues par les ajustements effectués avec ou sans l'indicateur synthétique d'intentions d'achat. Les résidus sont, en moyenne, plus faibles sur la période d'ajustement, comme on l'a observé par le test de qualité des ajustements opéré précédemment pour l'ensemble de la période (cette diminution des résidus est normale lors de l'ajout d'une variable supplémentaire, mais on constate qu'elle est très sensible, de l'ordre de 30 % pour l'ensemble des modèles).

Tableau 6

Test de prédiction selon la seconde méthode

Modèle logarithmique (variables explicatives) \ Période		Estimation 1975.I-1982.I	Prévision 1982.II-1984.I
Revenu	sans prix	- 23.6	- 38.8
	avec prix	- 42.5	- 44.9
Autorégressif avec revenu	sans prix	- 32.8	- 75.6
	avec prix	- 38.0	- 69.2
Revenus tendanciel et conjoncturel	sans prix	- 16.1	- 62.5
	avec prix	- 38.5	- 39.0
Autorégressif avec revenus tendanciel et conjoncturel	sans prix	- 55.7	+ 31.1
	avec prix	- 53.6	- 89.3

Note : d $= \frac{SCR(I) - SCR}{SCR}$ *avec SCR(I), SCR = somme des carrés des résidus des modèles ajustés (de 75.I à 82.I), avec ou sans l'indicateur synthétique d'I.A.*

On constate une amélioraton des prévisions par la prise en compte des I.A., qui diminuent en moyenne les résidus de 40 à 90 % selon les modèles (sauf dans un cas), et permettent d'éviter les grosses erreurs de prévision : ainsi de la prévision du semestre 84.I (point 20) pour le modèle autorégressif avec revenu. Cette amélioration des prévisions demeure lorsque l'on considère les prévisions annuelles et non plus semestrielles.

Le graphique 6 montre la détérioration importante des prévisons après 1985 (que ne réduit pas l'utilisation de l'indicateur d'I.A.), qui est entièrement due au changement de la série statistique en cette année. Les graphiques suivants montrent que les I.A. améliorent nettement la prévision (entre 1982.II et 1984.I) et que le modèle qui décompose le revenu en ses deux composantes tendancielle et conjoncturelle prévoit nettement mieux la chute des immatriculations après 1984 que les modèles utilisant le revenu disponible total des ménages (graphiques 8, 9, 10 et 11).

Tableau 7

Résidus du modèle de revenu tendanciel, estimé sans (UYT) ou avec les I.A. (UYTI) et avec ou sans prix et du modèle autorégressif avec revenu total (UYC, UYCI)

obs	UYT	UYTI	UYTP	UYTPI	UYC	UYCI
1	NA	NA	NA	NA		
2	-0.074511	-0.021610	-0.066381	-0.046620	-0.097370	-0.066460
3	0.007171	0.004930	-0.030390	-0.026910	0.022330	0.027620
4	0.096530	0.035580	0.010480	-0.003410	0.097200	0.052139
5	0.049180	0.055900	-0.012780	-0.002980	0.041599	0.028120
6	0.038400	0.052811	0.050341	0.054590	0.036811	0.042570
7	-0.047910	-0.083260	0.016700	-0.004610	-0.046391	-0.070220
8	-0.064661	-0.004992	-0.029901	-0.010571	-0.030850	-0.016661
9	-0.001019	-0.019959	0.001410	-0.006280	0.006620	-0.008800
10	-0.019680	0.007610	-0.039120	-0.026199	-0.022430	-0.011550
11	0.033830	-0.007520	0.032800	0.016740	-0.000999	-0.008810
12	0.008511	0.059640	0.005090	0.025490	-0.013690	0.037070
13	-0.010490	-0.044410	-0.012950	-0.025929	-0.015350	-0.007480
14	-0.032860	0.016029	-0.025860	-0.007541	-0.027670	0.015739
15	0.004789	-0.029870	0.015479	0.000670	0.020900	0.010850
16	0.017401	-0.044880	0.025870	0.000520	0.017640	-0.032860
17	0.006190	0.017151	0.007431	0.011580	0.007521	-0.008260
18	0.033090	-0.011661	0.014469	-0.000891	0.011950	-0.015680
19	0.034600	0.030800	0.034511	0.033031	0.009940	0.012390
20	-0.039471	0.008870	-0.026020	-0.008660	-0.041370	0.004740
21	-0.014950	-0.072640	-0.011901	-0.034830	-0.033871	-0.036941
22	-0.013790	-0.057380	-0.012400	-0.029610	-0.010989	-0.038779
23	-0.010810	-0.031381	-0.004420	-0.013210	0.004749	-0.026840
24	-0.050579	-0.069679	-0.044589	-0.052770	-0.032649	-0.069340
25	0.009910	-0.003850	-0.014260	-0.016840	-6.01D-05	-0.021470
26	-0.011450	-0.023340	-0.018320	-0.022180	-0.021490	-0.032500
27	0.024479	0.058110	0.036520	0.048300	0.024560	0.048300

La périodisation de cette analyse de prévision a été choisie pour couvrir la période la plus étendue jusqu'à l'application du contrôle technique, afin de disposer d'un nombre maximal de degrés de liberté pour les estimations : l'analyse d'une autre période serait utile pour confirmer nos résultats.

Il serait également intéressant d'utiliser pour la prévision toutes les modalités d'I.A. à la place du seul indicateur synthétique, ce qui permettrait de calculer des taux de réalisation moyens sur séries temporelles.

On pourrait par ailleurs continuer ces analyses dans plusieurs directions :

- en n'utilisant pour la prévision que les valeurs des variables que l'on sait être connues de l'observateur lors de la prévision (en tenant compte des délais de publication) ;

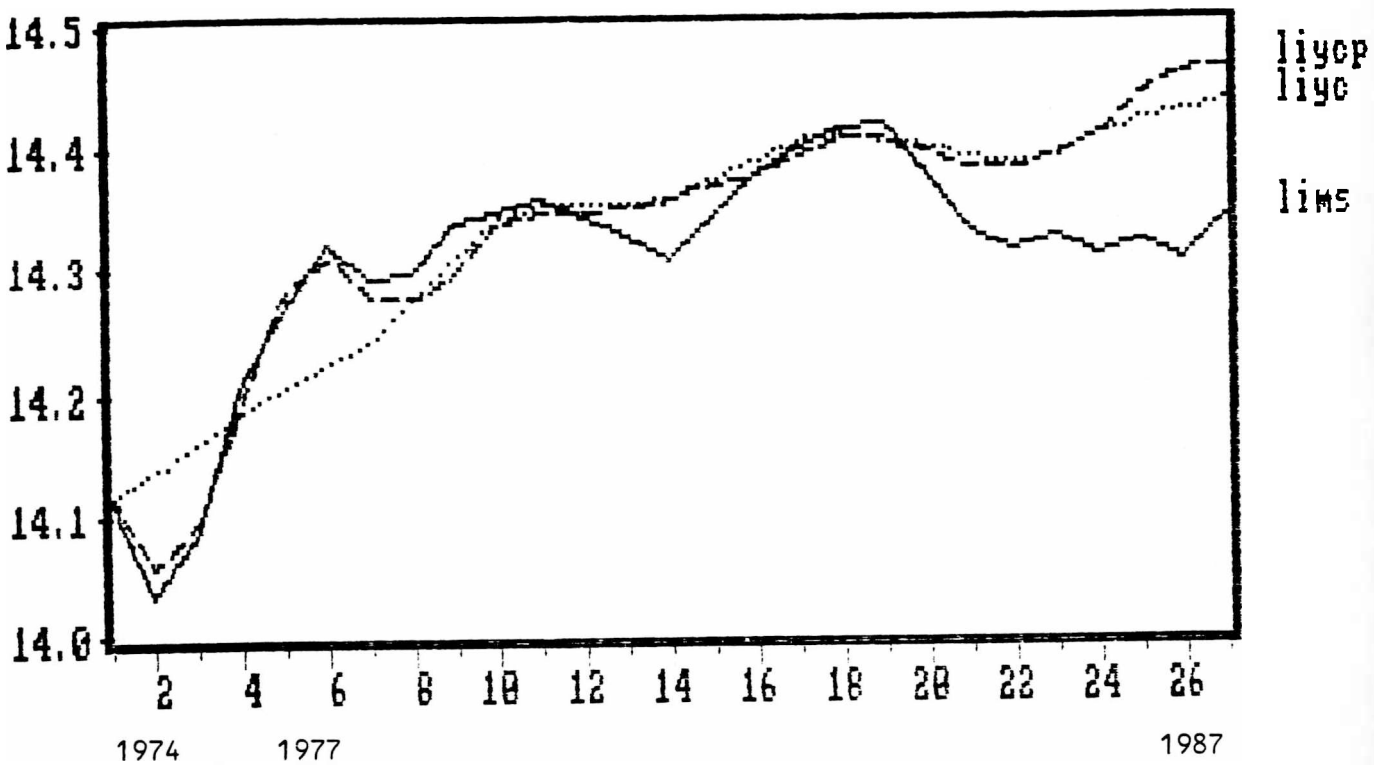
- en analysant la prévision par des modèles ARMA ou de revenu permanent plus complexes (voir GARDES-POUCHAIN, mai 1989) ;

- en dégageant l'effet des "nouvelles" *(1)* contenues dans les I.A. qu'on ne peut réduire à la part des I.A. explicable par les déterminants économiques des achats : l'analyse de ces résidus inexpliqués serait intéressante à la fois d'un point de vue théorique et pour la pratique des prévisions d'immatriculations ;

- en analysant les séries d'immatriculations désagrégées selon le neuf et l'occasion, dont la prévision doit normalement être améliorée par les I.A. qui leur correpsondent.

Graphique 6

Modèles logarithmiques linéaires autorégressifs avec revenu (LIYC) et prix (LIYCP) comparés aux immatriculations réalisées (LIMS)



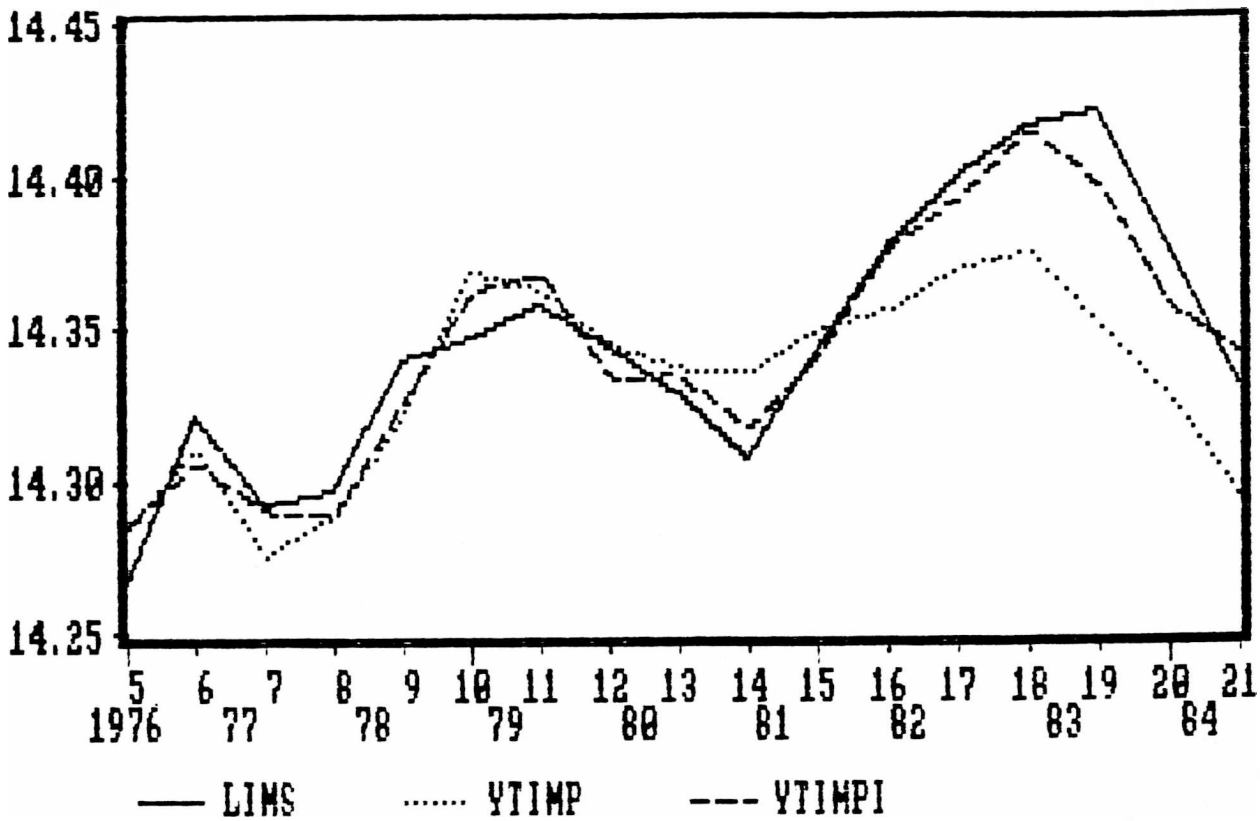
Note : L'ajout des prix relatifs améliore nettement l'ajustement lors de la hausse des immatriculations en 1977.

---

(1) "News" des théories de la consommation de Hall et des anticipations rationnelles, telle une modification imprévue de la TVA, de la tendance de revenu ou des dispositions réglementaires.

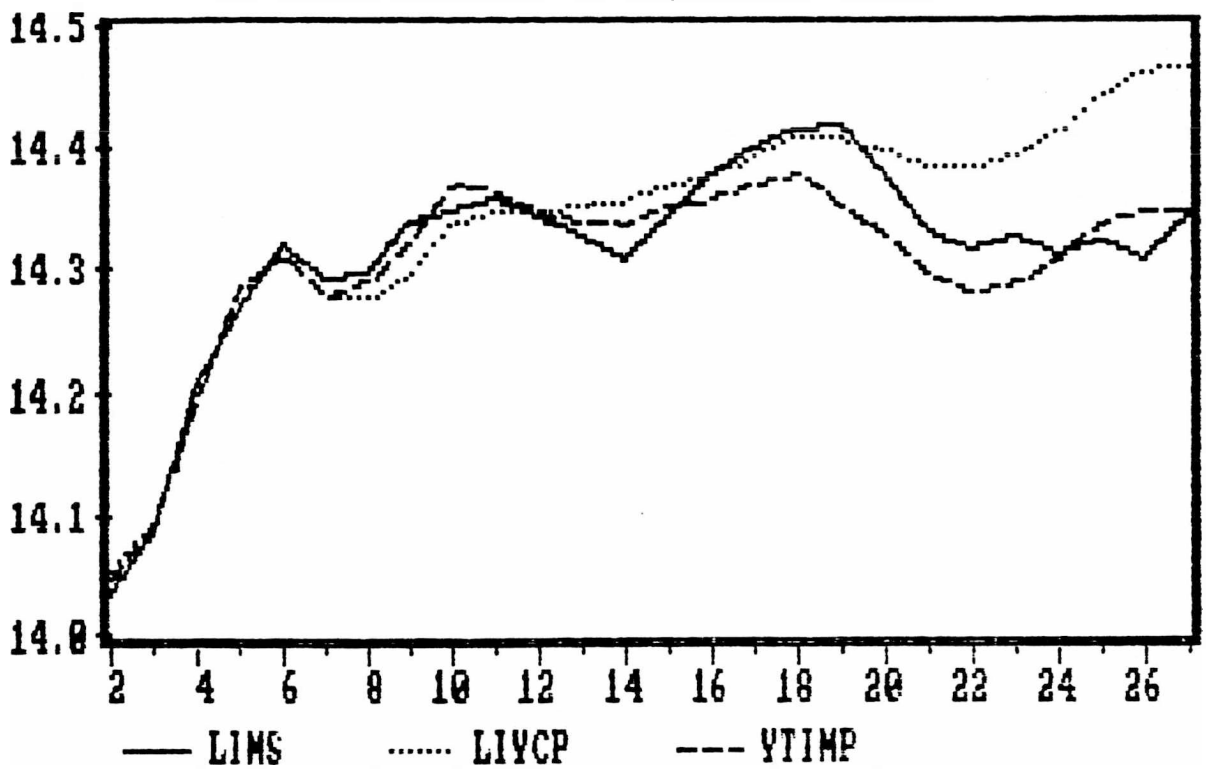
Graphique 7

Modèles autorégressifs avec revenus tendanciel et conjoncturel et prix (YTIMP) et I.A. (YTIMPI)



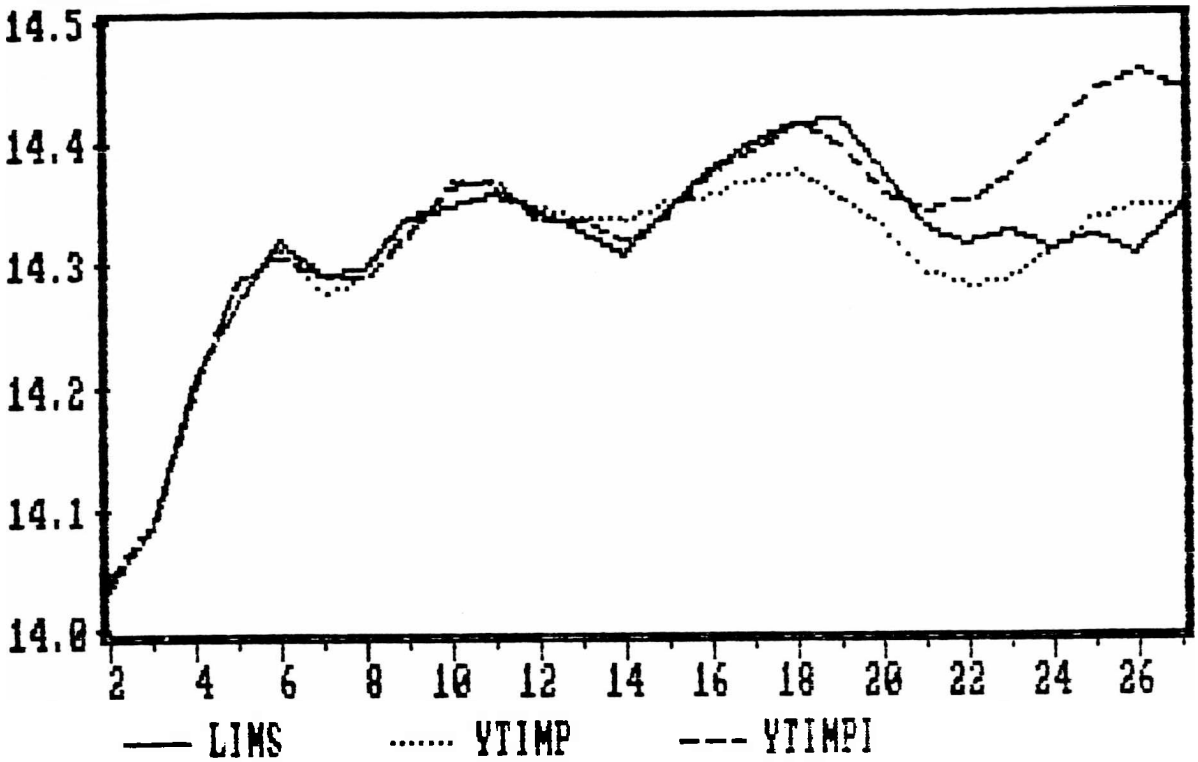
Graphique 8

Modèles autorégressifs avec prix et revenu total (LIYCP) ou revenus tendanciel et conjoncturel (YTIMP)



Graphique 9

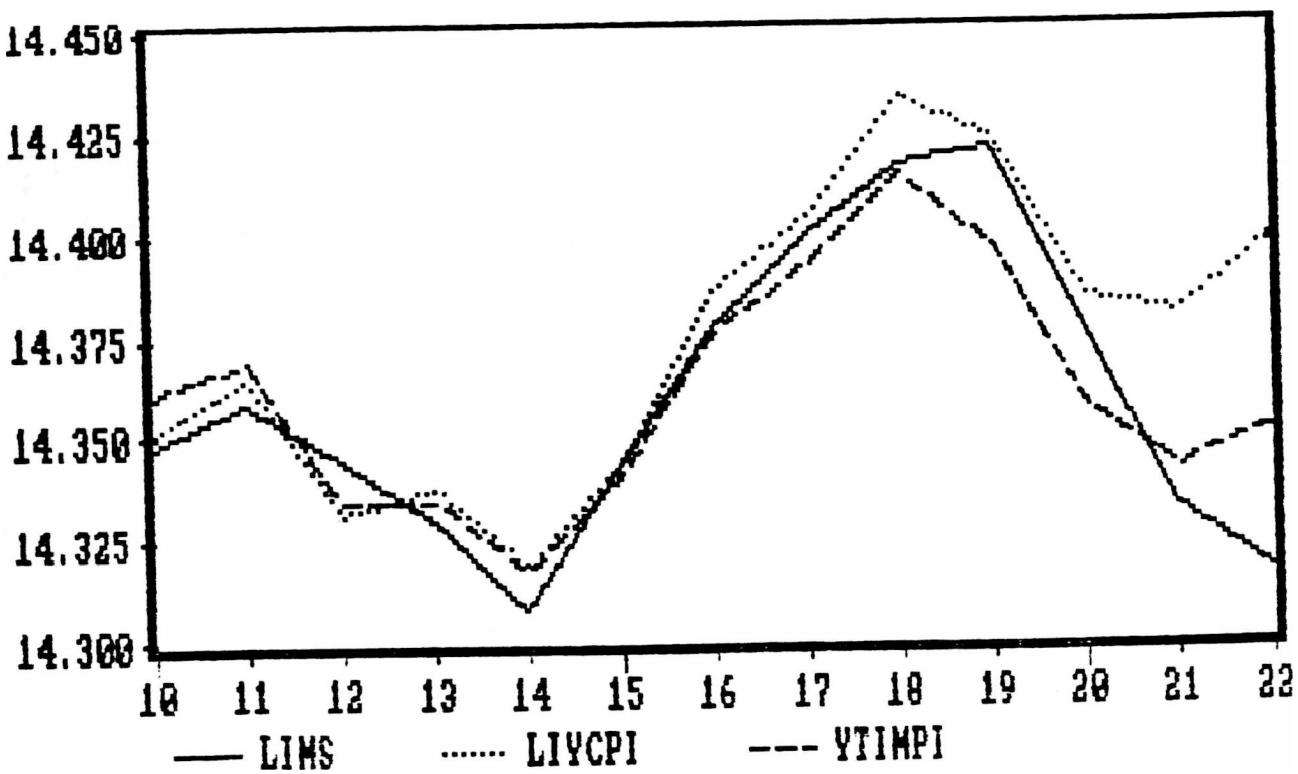
Modèle de revenus tendanciel et conjoncturel avec terme autorégressif



LIMS : immatriculations totales (en logarithmes)
YTIMP : immatriculations estimées par le modèle de revenu tendanciel et conjoncturel, avec terme autorégressif et prix (en logarithmes)
YTIMPI : idem avec les I.A.

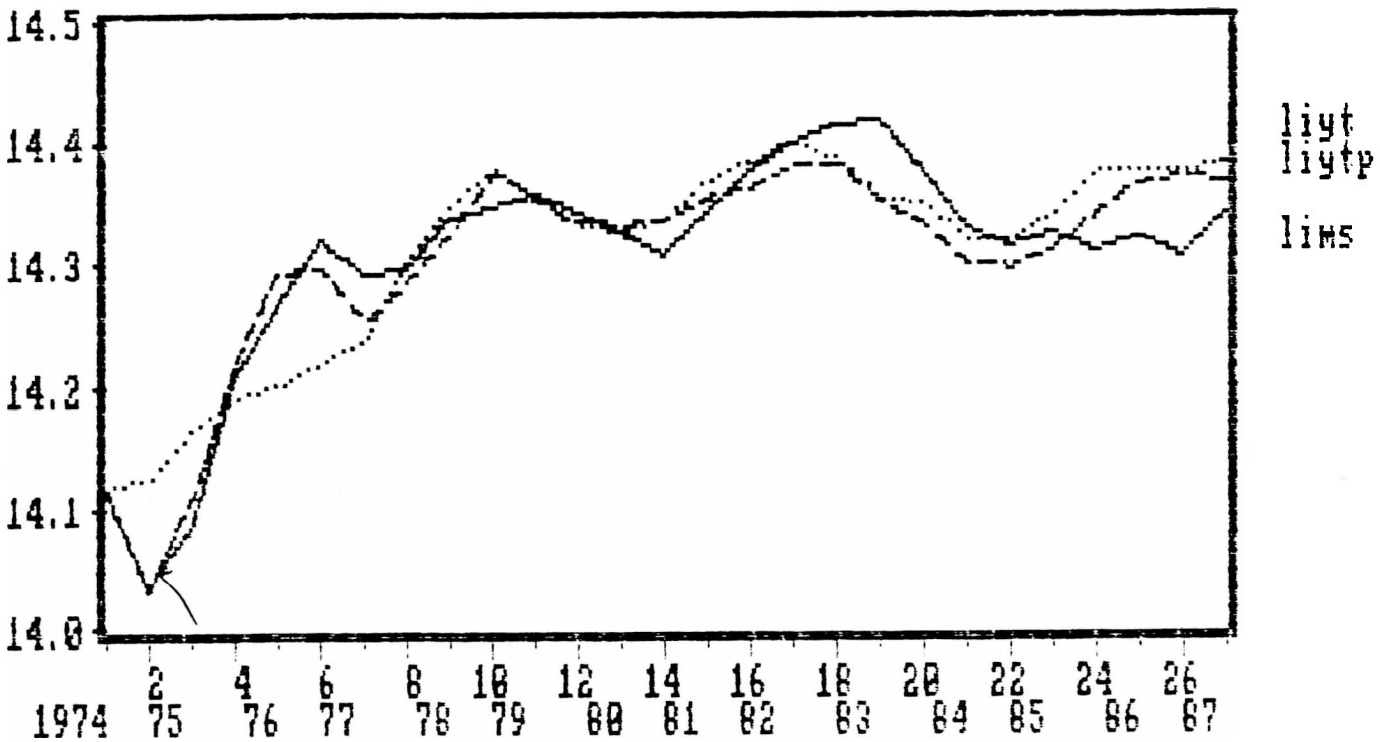
Graphique 10

Modèles autorégressifs avec revenu total, prix et I.A. (LIYCPI)
ou revenus tendanciel et conjoncturel, prix et I.A. (YTIMPI)



Graphique 11

Modèles de revenus tendanciel et conjoncturel
sans (LIYT) ou avec prix (LIYTP)



6-4. COMPORTEMENT DES IMMATRICULATIONS NEUVES ET D'OCCASION.

La désagrégation des immatriculations permet de préciser certaines relations statistiques soumises aux biais d'agrégation lors de l'estimation des lois d'immatriculations totales, mais diminue la significativité des intentions d'achat lorsqu'on ne peut les distinguer selon le neuf et l'occasion.

Les graphiques 12 et 13 des immatriculations neuves ou d'occasion comparées aux évolutions de l'indicateur d'I.A. global (neuf plus occasion) I51 montrent que les tendances et les cycles sont communs aux immatriculations neuves et aux intentions d'achat jusqu'en 1984, date à laquelle les variations de l'indicateur précèdent celles des immatriculations neuves. Par contre, les immatriculations d'occasion (en raison probablement de leur lissage sur quatre trimestres) présentent un profil plus régulier, dont la tendance jusqu'en 1983 suit celle des intentions d'achat, mais qui s'en détache en fin de période après l'instauration du contrôle technique obligatoire.

Ces différences justifient que l'on étudie séparément les relations entre intentions d'achat et immatriculations neuves ou d'occasion.

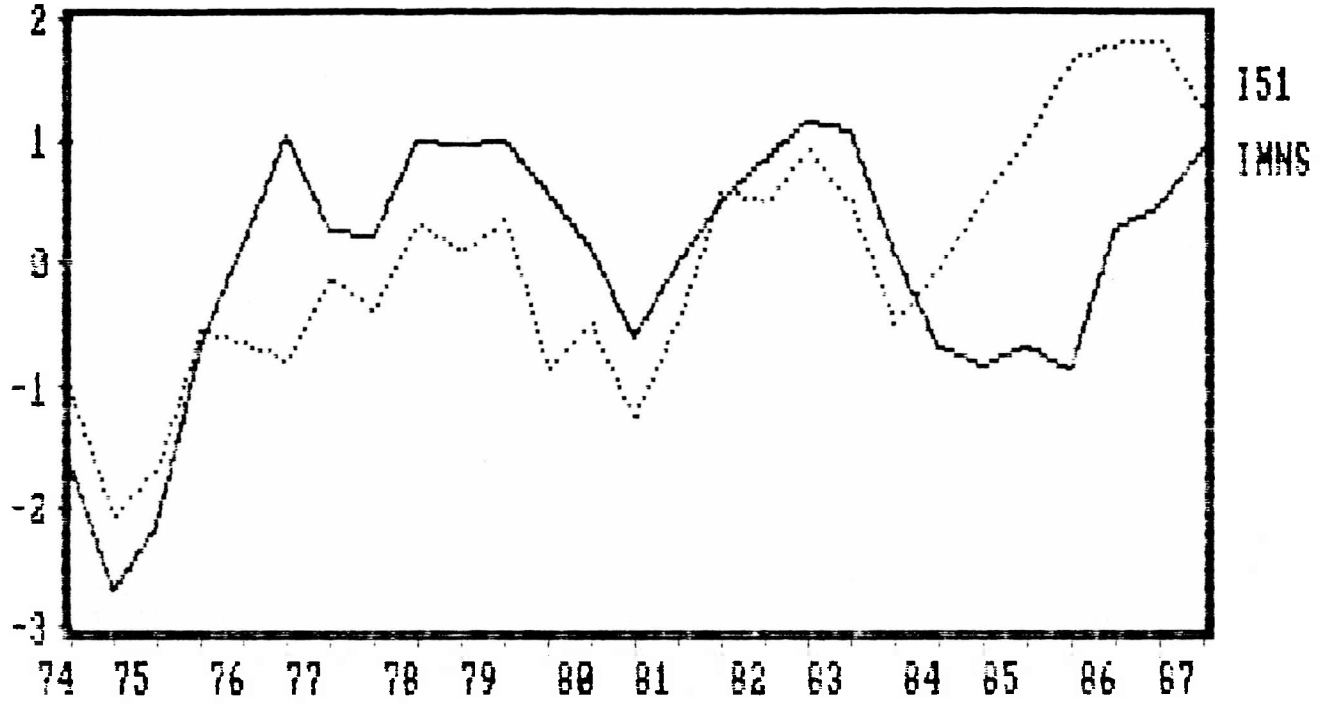
6-4.1. Les immatriculations de véhicules neufs.

Les ajustements du tableau 9 montrent que l'introduction des intentions d'achat globales dans les équations de demande en améliore fortement la qualité : le R^2 ajusté augmente plus que lors de l'introduction des prix, passant de 65 à 72 % par exemple pour les dernières estimations corrigées de l'autocorrélation des résidus.

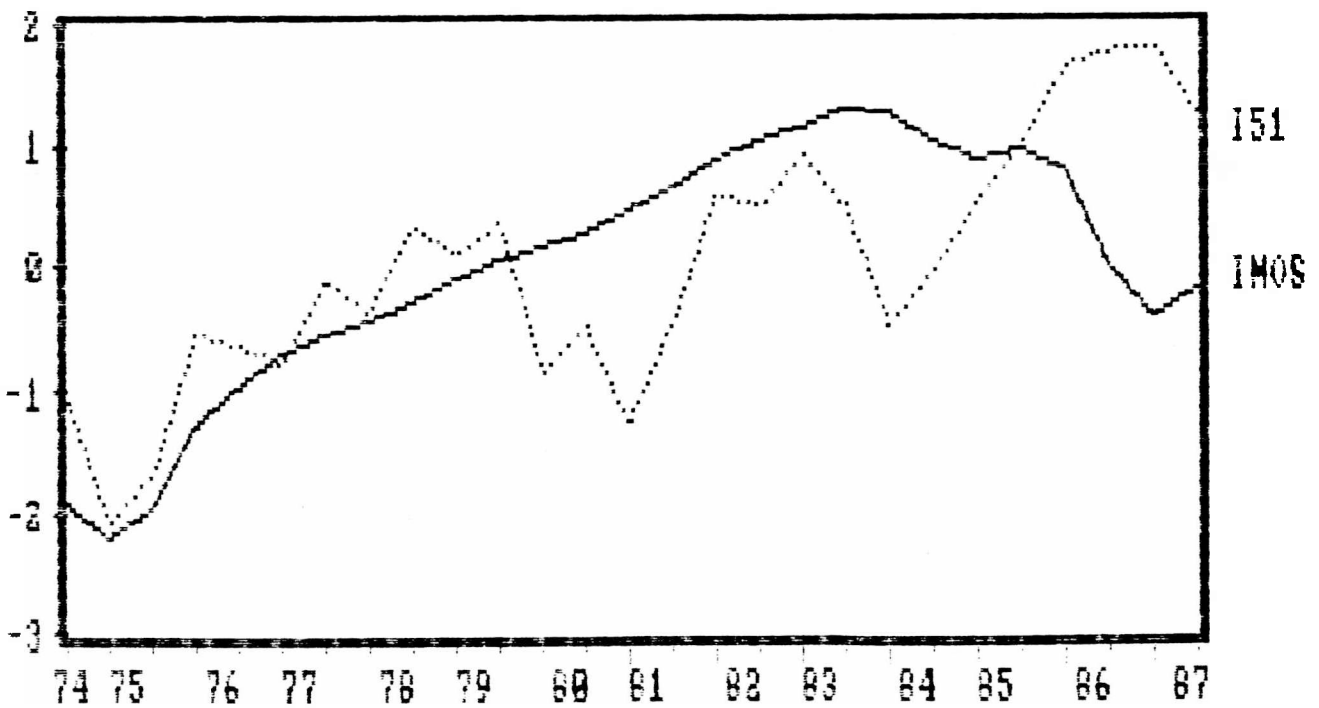
On constate également sur les premiers ajustements du tableau 8 que l'indice d'intentions d'achat est plus explicatif que la conjonction du revenu et du prix relatif (R^2 de 66 % contre 59 % en MCO, 77 % contre 68 % en estimation de Cochrane-Orcutt, bien que discutable).

Les intentions d'achat s'introduisent de manière significative dans tous les modèles estimés de revenu permanent (d'ajustement partiel à la Friedmann-Darby ou tendanciel-conjoncturel), autorégressif, log-linéaire. Les élasticités des immatriculations neuves par rapport

GRAPHIQUE 12 : Immatriculations neuves et indicateur d'I.A.
(séries normalisées)



GRAPHIQUE 13 : Immatriculations d'occasion et indicateur d'I.A.
(séries normalisées)



à ces intentions d'achat sont nettement supérieure à l'unité (quoique non significativement, d'un point de vue statistique : $(\frac{|e-1|}{\sigma_e} \sim 1)$, s'établissant autour de 1,5 à 1,75 pour les modèles log-linéaire et tendanciel-conjoncturel (tableaux 8 et 11), autour de 1 dans les modèles autorégressifs (sauf pour les ajustements en différence premières où elles sont nettement plus élevées) : les meilleures estimations, d'un point de vue théorique, reportées dans les six dernières lignes du tableau 10, indiquent une élasticité moyenne de 1,15, donc assez comparables à celles que l'on a trouvé pour l'ensemble des immatriculations.

Les immatriculations de véhicules neufs ne subissent pas de modification institutionnelle sur la période comme les véhicules d'occasion, on a opéré le test prédictif en ajustant les modèles entre 1974-I et 84-I, et en les utilisant pour les prévisions jusqu'en 1987. L'ajout de l'indice d'intentions d'achat global réduit très sensiblement les résidus pour les modèles de revenus tendanciel et conjoncturel et autorégressif (ils sont divisés par quatre), mais ne change guère les résidus du modèle log-linéaire simple. L'analyse rapide qui a été effectuée confirme plutôt les résultats du test prédictif que nous avons présenté pour les immatriculations totales ; elle devra néanmoins être menée de manière plus systématique avant de juger si les intentions d'achat globales que nous avons utilisées suffisent à améliorer la précisions des prévisions, ou s'il convient d'utiliser un indicateur d'intentions d'achat spécifique aux voitures neuves.

6-4-2. Les immatriculations de véhicules d'occasion.

Le graphique 13 indique suffisamment que les cycles des intentions d'achat globales ne sont aucunement suivies par les achats de voitures d'occasion : tel est le cas par exemple du cycle à la baisse de 79 à 81, des cycles à la hausse de 81-82 et 84-86. Les tests prédictifs n'ont donc aucun sens ici si l'on n'utilise pas un indice d'intentions d'achat spécifique à l'occasion.

Néanmoins, l'indice I51 global améliore les ajustements présentés dans le tableau 12 qui indique des élasticités significatives des immatriculations par rapport aux intentions d'achat, mais beaucoup plus

Tableau 8

MODELES LOG-LINEAIRE, AUTOGRESSIF ET DE REVENU PERMANENT (1974-II - 87-II)

(Immatriculations neuves)

Variables / Modèles	LIMNS t-1	Revenu			Indicat. d'I.A.	LP	R^2 / $\bar{R}^2$	DW (H)	Méthode
		LY	LYT	LYC					
Log-linéaire					4.08 (6.1)		.664	1.09*	MCO
					2.30 (3.2)		.767	1.52 P=.67(4.0)	MCO
		1.47 (5.0)				0.89 (1.9)	.594	1.04*	MCO
		1.10 (0.9)				0.54 (0.6)	.683	1.06* P=.74(4.0)	c.o.
Tendanciel - Conjoncturel			0.53 (1.8)	2.81 (4.9)			.541 (.500)	0.80*	MCO
			0.55 (0.9)	2.32 (2.5)			.684 (.638)	1.29	c.o.
			0.48 (2.0)	2.92 (6.3)			.715 (.674)	1.94	MA(1)
			- 0.29 (0.6)	2.45 (4.4)	1.75 (2.2)		.626 (.573)	0.87*	MCO
			- 0.48 (0.6)	1.54 (1.6)	1.75 (2.3)		.752 (.702)	1.46	c.o.
			- 0.36 (1.0)	2.63 (5.7)	1.80 (2.8)		.764 (.717)	1.91	MA(1)
Autorégressif simple	0.56 (4.5)		- 0.81 (2.3)	0.94 (1.8)	2.03 (3.5)		.813 (.776)	h = 1.26	MCO
	0.57 (4.6)		- 0.54 (1.3)	0.94 (1.8)	1.78 (2.9)	0.49 (1.2)	.827 (.781)	h = 1.15	MCO

DW = H de Durbin pour le modèle autorégressif.

* Autocorrélation du premier ordre : $d < d_1$ pour $\alpha = 2.5\ \%$.

Tableau 9

MODELE AUTOGRESSIF SANS REVENU

(Immatriculations neuves)

Variables / Modèles	LIMNS t-1	Indicat. d'I.A.	LP	R^2 ($\bar{R}^2$)	H	Méthode
Autocorélation non corrigée	0.76 (6.3)			.620 (.604)	2.52*	MCO
	0.67 (5.6)	0.94 (2.1)		.682 (.653)	2.62*	MCO
	0.80 (6.8)		0.79 (1.9)	.673 (.644)	1.72	MCO
	0.71 (6.6)	1.13 (2.8)	0.95 (2.6)	.759 (.724)	1.48	MCO.
Correction systématique MA(1)	0.54 (3.8)			.695 (.667)	0.03	MA(1) P=.62(2.4)
	0.51 (3.8)	0.90 (2.2)		.740 (.703)	0.44	MA(1) P=.34(1.3)
	0.68 (4.6)		0.71 (1.7)	.692 (.647)	0.13	MA(1) P=.58(2.2)
	0.66 (5.1)	0.94 (2.5)	1.14 (2.8)	.766 (.719)	0.55	MA(1) P=.22(0.8)

* h > 1.96 indiquant une autocorrélation du premier ordre en niveau de confiance de 5 %

Tableau 10

MODELE D'AJUSTEMENT PARTIEL DU REVENU PERMANENT (Friedman)

(Immatriculations neuves)

Variables / Modèles	LIMNS t-1	LY	dLY	LY 51	LY 51 t-1	LI - 51 (1-)LI t-1	LPI	LPI t-1	R^2 (R^2 des MCO)	DW h (P)	Méthode
(1)	0.66 (4.7)	- 0.33 (0.8)		1.07 (1.7)			0.52 (1.3)		.715 (.712)	h = 0.26	MA(1)
(1)	0.63 (5.2)		0.26 (0.3)	0.79 (1.9)			0.69 (1.9)		.712 (.708)	h = 0.10	MA(1)
(1)	0.67 (3.7)	- 0.15 (0.3)	1.49 (1.4)		1.27 (1.8)				.743 (.725)	h = 0.37	MA(1)
	0.50 (3.5)	0.45 (1.3)	0.34 (0.4)		0.33 (0.7)		- 0.08 (0.2)	1.47 (3.2)	.851 (.834)	h = 0.04	MA(1)
Ajustement des ** quasi-différences avec d=0.5*		0.32 (1.13)	1.19 (1.1)			1.14 (1.5)			.404	d = 1.94 P=.55(2.3)	MCG en MA(1)
(1)	0.71 (3.6)	- 0.13 (0.3)	1.35 (1.2)	1.55 (1.7)	- 0.46 (0.6)				.747 (.736)	d = 1.93	MA(1)
Ajustements des quasi-différences** = 0.5		0.32 (1.1)	1.19 (1.1)			1.14 (1.5)			.404	d = 1.94 P=.55(2.3)	MA(1)
= 0.5		0.33 (1.0)	1.11 (1.0)			1.19 (1.5)	0.17 (0.2)		.394	d = 1.93 P=.52(2.2)	MA(1)
= 0.3		0.16 (0.7)	1.26 (1.2)			1.36 (1.9)			.320	d = 1.92 P=.35(1.5)	MA(1)
= 0.3		0.30 (1.1)	0.57 (0.5)			1.51 (2.1)	0.94 (1.6)		.354	d = 1.90 P=.18(0.7)	MA(1)

(1) Ajustements en niveau

Note : La correction MA(1) se justifie par l'obtention de l'équation réduite de ce modèle d'ajustement partiel du revenu permanent par une transformation de Koyck pour les quatre premiers modèles ; d de Durbin-Watson pour les six derniers ajustements en Moindres Carrés Généralisés.

* λ correspondant au coefficient du terme autorégressif de l'ajustement autorégressif sans intentions d'achat ni prix (ajustement aux bonnes propriétés relativement aux autres valeurs décimales, de 0.1 à 0.9, de λ).

** Estimation sous contrainte sur les paramètres.

Tableau 11

AJUSTEMENTS EN DIFFERENCES PREMIERES (MCO)

(Immatriculations neuves)

Variables / Modèles	dLIMNS t-1	dLY	dLI 51	dLP	R^2	DW h	Elasticité conjonct.
avec constante***		1.24 (1.2)	1.52 (2.3)		.284	d=1.51	1.24
		1.30 (1.2)	1.43 (2.0)	- 0.26 (0.5)	.292	d=1.50	1.30
sans constante	0.28 (1.7)		1.57 (2.5)		.235*	h=0.32	0
	0.29 (1.7		1.57 (2.5)	0.47 (0.8)	.256**	h=0.69	0

* .248 avec une constante non significative.

** .267 avec une constante non significative.

*** Correspond à un modèle tendanciel-conjoncturel, le modèle sans constante correspondant à l'équation log-linéaire en fonction du revenu.

Note : Ces équations ne subissent que peu de multicolinéarité (R^2 < 10 %, sauf pour les corrélations entre I51 et Y ou P, de l'ordre de 24 à 30 %).

Tableau 12

IMMATRICULATIONS D'OCCASION :

MODELES AUTOREGRESSIF ET DE REVENU PERMANENT

Variables / Modèles	LIMOS t-1	Revenu				I.A.		Prix		R^2 / $\bar{R}^2$	DW (H)	Méthode
		LY	dLY	LYT	LYC	LI51	LI51 t-1	LP	dLP			
Modèle tendanciel - conjoncturel				2.21 (28.9)	1.05 (5.9)			0.41 (5.5)		0.988 (.986)	1.42	MCO
				2.12 (23.0)	0.87 (4.3)	0.39 (1.6		0.38 (5.3)		.990 (.987)	1.25	MCO
Autorégressif simple	0.90 (23.3)							0.31 (3.1)		.978 (.975)	0.91	MCO
	0.84 (19.3)					0.56 (2.3)		0.29 (3.2)		.984 (.980)	0.73	MCO
Modèle de Friedman	0.75 (4.8)	0.51 (1.4)	0.07 (0.1)							.970	2.93*	MCO
	0.64 (4.7)	0.71 (2.6)	0.33 (0.9)					0.38 (4.4)	0.12 (0.9)	.993	0.73	MCO
	0.84 (5.4)	0.25 (0.7)	- 0.10 (0.2)			0.14 (0.3)	0.52 (1.4)			.977	1.74	MCO
	0.68 (3.8)	0.62 (1.4)	- 0.23 (0.5)			0.53 (0.10)	0.34 (0.9)			.981	0.00	MA(1)
	0.72 (5.3)	0.55 (1.9)	0.23 (0.6)			- 0.08 (0.3)	0.38 (1.8)	0.34 (3.9)	0.13 (1.1)	.995	1.59	MCO
** = 0.6		0.77 (7.8)	- 0.32 (0.8)			0.32** (1.0)		0.49** (4.2)		.887	d=2.02	MCG et MA(1)

H de Durbin pour les modèles autorégressifs (absence d'autocorrélation pour H <

* Autocorrélation du premier ordre au seuil de 5 %.

** Modèle de Friedman estimé par les MGC avec transformation $(Logx_t - \lambda Logx_{t-1})$ des immatriculations, des intentions d'achat et des prix ; ajustement pas à pas sur λ.

Note : Tendance du revenu estimé sur la période 74-II - 83-I.

faibles (et moins significatives) que pour le neuf : de l'ordre de 0,5 contre 1 à 1,5 ; les intentions d'achat du semestre précédent restent encore influentes mais moins nettement. Sous réserve d'analyses plus systématiques, on peut donc conclure que l'utilisation d'un indicateur d'intentions d'achat spécifique à l'occasion permettrait d'améliorer les prévisions relativement à l'indicateur d'intentions d'achat global.

Section 7

LE CELLULAGE

1 - LA VARIABILITE DES SERIES OBTENUES PAR CELLULAGE

Dans la partie micro-économique (sections 2 et surtout 3), nous avons montré pour une période récente (1985-87) les différences de comportement entre catégories de ménages. Dans la partie macro-économique (sections 4, 5 et 6), nous avons étudié des séries temporelles agrégées. L'analyse dynamique du comportement de différentes catégories de population (cellulage) pourrait fournir une articulation entre ces deux points de vue. Compte tenu des difficultés méthodologiques auxquelles nous nous sommes heurtés, cette analyse n'a pu être développée qu'à titre exploratoire en prenant l'exemple d'une ségmentation des ménages selon le niveau d'éducation de la personne interrogée.

Le principal problème provient de la construction des séries d'indicateurs. Par le passé, nous avons utilisé la méthode de DESABIE pour construire des séries à partir du panel constitué par les enquêtes de Conjoncture d'Octobre (ménages interrogés deux fois à un an d'intervalle). Mais cette méthode n'a d'intérêt que pour des variables assez stables (revenu, motorisation, kilométrages,...), c'est-à-dire pour lesquelles la corrélation entre première et seconde réponse du même ménage est assez forte. Or, pour les variables d'anticipation (intentions d'achat, évolution de la situation financière,...) et pour les achats de biens durables, cette corrélation est faible (de l'ordre de 0,2).

Nous avons donc construit une autre méthode pour calculer les séries en recollant les évolutions successives observées sur les échantillons appariés. Notons :

- a(t-1) la moyenne de la variable étudiée (achats récents de voitures, par exemple) sur les ménages interrogés pour la première fois en Octobre de l'année t-1.

- b(t) la moyenne des réponses des mêmes ménages interrogés pour la seconde fois en Octobre de l'année t.

- s(t) la valeur de la série à la date t. En se donnant le terme initial s(0) (par exemple s(0) = a(0), on peut l'obtenir simplement par récurrence en écrivant :

$$s(t) = s(t-1) + b(t) - a(t-1)$$

Or, pour la plupart des variables qui nous intéressent, un calcul aussi simple n'est pas possible, car l'évolution observée sur les mêmes ménages est biaisée par rapport à l'évolution sur l'ensemble de la population. L'exemple du nombre d'actifs par ménage peut aider à comprendre une des sources possibles de ce biais. Chaque année, des ménages âgés comprenant peu (ou pas d'actifs) disparaissent, alors que les jeunes ménages qui se constituent comportent souvent au moins un actif ; la série obtenue ainsi plonge donc systématiquement en-dessous des a(t) et même des b(t). Pour les variables d'anticipation, on peut penser que le fait de répondre à deux enquêtes successives modifie systématiquement la seconde réponse par rapport à la première, biais qui s'ajoute au biais de sélection des ménages interrogés deux fois.

2 - UNE METHODE DE CORRECTION DES BIAIS SYSTEMATIQUES

Nous proposons une méthode pour corriger ces biais systématiques. Dans la formule ci-dessus, remplaçons b(t) par :

$$c(t) = Ab(t) + B$$

et calculons A, B et s(0) de manière à minimiser l'écart entre la série des s(t) et celle des a(t), réponses des ménages interrogés pour la première fois supposés représentatifs de l'ensemble de la population. Cet écart s'écrit :

$$\begin{aligned} & s(t) - a(t) = s(t-1) - a(t-1) + c(t) - a(t) \\ & = s(t-1) + Ab(t) + B - a(t-1) - a(t) \\ & = s(0) + A.Sb(t) + B.t - Sa(t) \end{aligned}$$

en notant Sa(t) (resp. Sb(t)) la somme des t premiers a(i) (resp. b(i)).

Si l'on adopte une distance quadratique pour mesurer l'écart entre ces deux séries, ceci revient à chercher les coefficients de la régression de Sa(t) en fonction de Sb(t) et de t. Pour s'en convaincre, on peut écrire e(t)=s(t)-a(t) et minimiser la somme des carés des e(t) par rapport aux trois coefficients s(0), a et b. Cette somme des carrés des résidus est quadratique, convexe en fonction de ces coefficients et minimale pour leurs valeurs qui annulent les trois dérivées partielles ; ces trois équations ne sont autres que les équations normales de la régression par les moindres carrés ordinaires de sa(t) par rapport à sb(t) et t.

Nous avons testé cette méthode de calcul sur les séries 1977-87 pour l'ensemble des ménages d'une part, et pour les diplômés de l'enseignement supérieur (environ 15 % des ménages) d'autre part. Ces calculs devront être prolongés par l'estimation d'intervalles de confiance pour situer la taille des populations sur lesquelles on pourra travailler. Les séries seront rétropolées jusqu'en 1972.

CONCLUSION

Les divers travaux français et étrangers concernant l'influence des indicateurs d'intentions d'achat ou d'anticipation tirés d'enquêtes sur les achats de biens durables concluent en général à une détermination complémentaire très faible des intentions d'achat après que celles des principaux déterminants économiques aient été prises en compte - bien que les résultats des analyses consacrées à l'automobile soient généralement plus encourageants que pour les autres types de dépense.

Les résultats que nous obtenons sont plus positifs que ceux obtenus dans des travaux antérieurs puisque l'indicateur synthétique d'I.A. (théoriquement meilleur que les indices habituellement utilisés) que nous avons construit porte un effet significatif dans toutes les fonctions de demande étudiées lorsque les effets dynamiques de courte ou de longue période sont pris en compte, et a par ailleurs un pouvoir prédictif non négligeable pour les immatriculations totales.

Il apparaît également au terme des analyses microéconomiques aussi bien que dans les fonctions macroéconomiques estimées, que les revenus conjoncturels non anticipés influencent fortement les achats, et doivent donc être considérés comme une variable essentielle pour la prévision. La comparaison des diverses questions portant sur les anticipations de niveau de vie du ménage a aussi fourni des résultats positifs dans la mesure où d'assez fortes cohérences ont été observées entre ces réponses (si l'on définit de manière assez large et adéquate cette cohérence).

Cette étude ne peut que conclure à l'utilité de poursuivre plusieurs pistes de recherche :

1 - une analyse plus approfondie des fonctions de demande estimées dans les sections 5 et 6, utilisant en particulier des données annuelles plus longues, désagrégées par puissance fiscale et comprenant comme variable explicative supplémentaire les stocks d'automobiles ; cette analyse permettrait de mieux comprendre les phénomènes dynamiques de substitution qui ont été repérés et d'étudier plus précisément le pouvoir prédictif des I.A. (et par exemple, la signification de leur décrochement à partir de 1984).

2 - des analyses des I.A. propres au neuf et à l'occasion permettraient également de connaître mieux leur pouvoir prédictif, l'indicateur global étant nettement moins performant sur les données désagrégées (l'étude des séries de l'occasion étant particulièrement perturbée par les immatriculations de vieux véhicules).

3 - l'analyse des autres variables d'anticipation de l'enquête, pour en tester la pertinence et la rationalité à la fois en coupe et sur séries temporelles agrégées.

4 - enfin, l'analyse de séries temporelles de cellules de ménages homogènes, pour mesurer plus précisément les différences d'anticipation et de comportement d'un type de ménage à l'autre, les difficultés de ce cellulage évoquées dans la dernière section pouvant conduire à des méthodologies plus simples : par exemple des analyses de statique comparative où l'on comparerait deux enquêtes éloignées dans le temps ou l'étude statique des comportements différenciés sur les données individuelles d'une ou plusieurs enquêtes, déjà amorcée dans les deuxième et troisième sections de ce rapport.

A N N E X E I

DEFINITION DES MODELES ET DES VARIABLES

1. LES MODELES.

Pour estimer les élasticités-revenu et prix (Section 5) et l'influence supplémentaire des intentions d'achat sur les achts de véhicules (Section 6), on a ajouté l'indicateur I51 (sous forme logarithmique et, dans certains cas, décalé d'une période vers le passé) aux variables explicatives de divers modèles déjà estimés en Section 5 :

a) le modèle log-linéaire : $LIM_t = aLY_t + bLP_t + cLI_{51t} + d + u_{1t}$

b) le modèle tendanciel-conjoncturel :

$$LIM_t = a.LYT_t + b.LYC_t + cLP_t + dLI_{51t} + e + u_{2t}$$

dont on trouvera la définition et les propriétés dans GARDES, 1986. Cette présentation a été reprise dans l'annexe II suivante.

c) le modèle autorégressif simple (BROWN) ;

$$LIM_t = aLIM_{t-1} + bLY_t + cLP_t + dLI_{51t} + e + u_{3t}$$

d) le modèle d'ajustement partiel (et de revenu permanent de FRIEDMAN adapté par DARBY : voir A. FOUQUET, 1974 et GARDES-POUCHAIN, 1987, pour la formulation de DARBY ; ce document est repris dans l'annexe II) :

$$LIM_t = (1-\lambda)LIM_{t-1} + b\Delta LY + \lambda(a+b)LY_{t-1} + d\,\Delta LP_t + \lambda LP_{t-1}$$

$$+ c\,\Delta LI_{51} + \lambda I_{51t-1} + f + (u_{4t} - (1-\lambda)u_{4t-1})$$

estimé avec correction MA(1) de l'autocorrélation du résidu et sous contrainte des paramètres.

Le tableau suivant indique les valeurs des élasticités de courte et longue période de ces différents modèles

2. LES VARIABLES.

Exprimées généralement sous forme logarithmique LX et en termes constants.

IMN, IMO, IM : immatriculation de véhicules neufs, d'occasion et leur total.

pIMN, pIMO, pIM : prix relatif de ces immatriculations (lissées sur un an pour l'occasion).

Y : revenu disponible des ménages.

YT : revenu tendanciel $c^{at + b}$ obtenu par l'ajusteme-t en MCO :

$$LY_t = at + b + \Sigma_t$$

YC : revenu conjoncturel = Y-YT, en posant $LYC = \Sigma_t (\neq \log YC)$

I_{51} : indice synthétique d'intentions d'achat, en pondérant les I.A. par les taux de réalisation moyens des enquêtes d'octobre de 1978 à 87.

3. LES PERIODES D'ESTIMATION.

1974-87 pour les immatriculations neuves, 1974-83 pour l'occasion et le total pour éviter le biais lié à l'apparition du contrôle technique. Les séries utilisées sont trimestrielles dans certains calculs de la section 5, semestrielles (I = 1er et 2ème trimestres, II = 2ème et 3ème) dans les estimations de la section 6

TABLEAU A-1

VALEURS DES ELASTICITES DE COURTE ET LONGUE PERIODE

	Elasticite-revenu			Elasticité-prix directe combinée			Elasticité-intentions d'achat		
	CT	LT	Totale	CT	LT	Totale	CT	LT	Totale
a) Log-linéaire	-	-	a	-	-	b	-	-	c
b) tendanciel-conjoncturel	b	a*	$\frac{aV(LYT)+bV(LYC)}{(LY)}$ **	c	-	-	d	-	-
c) autorégressif simple	b	b/1-a***	-	c	c/1-a***	-	d	d/1-a***	-
d) Friedman	b	a	-	-	-	e	-	-	d

* Elasticité de diffusion intégrant les effets permanents des variations du revenu et des prix.

** $= \lambda a + (1-\lambda)b$ avec $0 < \lambda = \frac{V(LYT)}{V(LY)} \leq 1$

*** En équilibre stationnaire.

A N N E X E II

PRESENTATION DES MODELES DE REVENU PERMANENT UTILISES DANS LES SECTIONS 5 ET 6

1. Extrait d'un article de F. GARDES dans l'ouvrage LES MODELES DYNAMIQUES DE DEMANDE par F. GARDES, L. LEVY-GARBOUA et J-M. ROBIN, CREDOC pour le Commissariat Général du Plan, mars 1987.

2. Extrait du rapport CREDOC de F. GARDES er M. POUCHAIN (mai 1989 pour le Ministère de la Recherche) : La modélisation des anticipations dans les fonctions de consommation et de demande d'actifs financiers (p.4-16).

Le premier article présente les propriétés du modèle de revenu permanent qui décompose le revenu en deux composantes, tendancielle et conjoncturelle ; le second présente le modèle d'ajustement partiel dérivé des modèles de Friedman et Darby.

1. Extrait d'un article de F. GARDES dans l'ouvrage "LES MODELES DYNAMIQUES DE DEMANDE" par F. GARDES, L. LEVY-GARBOUA et J-M. ROBIN, CREDOC pour le Commissariat Général du Plan, mars 1987

RELATION ENTRE ELASTICITES DE COURTE ET LONGUE PERIODE ET CHANGEMENT DES ANTICIPATIONS DANS UN MODELE DE REVENU PERMANENT[1]

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 tendancielles 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 de leurs conseils A. Babeau, P. Balestra, L. Bloch, M. Desaï, Ph. L'Hardy, L. Lévy-Garboua, D.L. Phan, C. Ponsard, B. Roy.

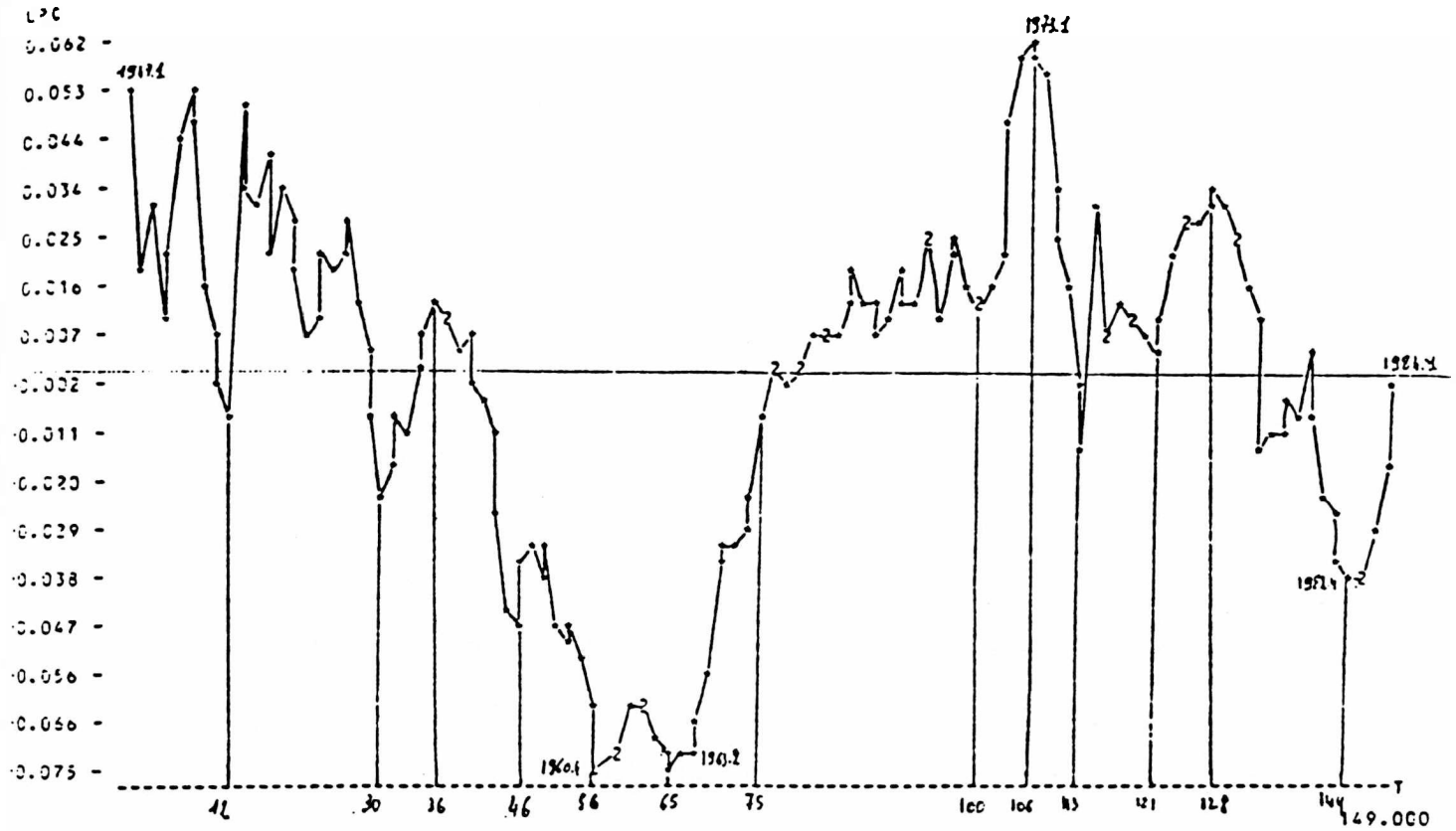
I - INERTIE OU SURAJUSTEMENT DES CONSOMMATIONS ET DE L'EPARGNE.

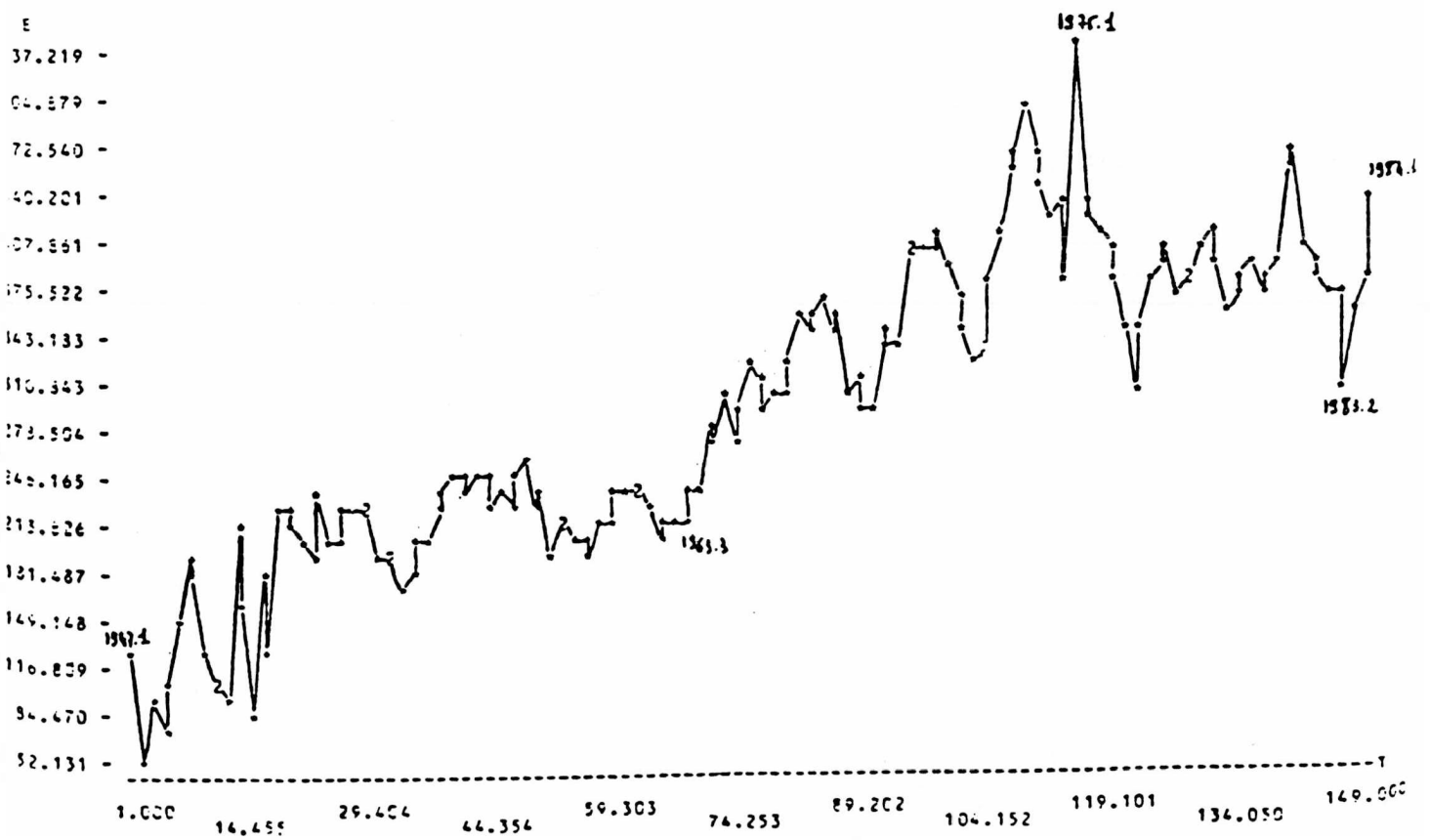
Les mouvements conjoncturels des consommations et de l'épargne sont souvent mal prévus par les modèles qui ne distinguent pas les effets des variations conjoncturelles des revenus et des prix de leurs évolutions tendancielles, et dont l'estimation se fait sur données annuelles. On observe ainsi une inertie 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 périodes[1] ; 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 II - 1960 IV (26 trimestres) : $ER = \underset{(2.7)}{3.96}\ RC - \underset{(11.8)}{0.45}$; $\underset{(t)}{R^2} = 0.23$

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

RC = revenu conjoncturelle (en log) = LogR - (50.00046 t + 7.70)

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

avec ER = Log E - (1.80LogR + 8.88)
RC = Log R - (0.0083t + 7.43)

ajustements logarithmiques de l'épargne sur revenu et variables de tendance pour la période 1960.IV-1971.IV

---

[1] On 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 récursifs à propos desquels se posent maints problèmes[1] :

- 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 récursive 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

---

[1] Dont 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 conjoncturelle.

- 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 prix[1].

---

[1] Ce 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 normal 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 consommation[1], 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 agrégées[2]. 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

---

[1] Le 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 Phlips, 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).

[2] Fourgeaud (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 conjoncturel[2] ;

(ii) une décomposition du même type s'applique à la consommation de chaque poste, ainsi qu'aux prix relatifs ;

---

[1] Farrell (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.

[2] Tous 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.

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

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

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

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

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

(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 <u>élasticité de diffusion</u> 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 :

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

entre les composantes résiduelles, après élimination de la tendance, des consommation, 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 tendancielles 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 conjoncturelle, 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 dansles anticipations des consommateurs.

Ces anticipations régressives doivent être calculées sur une période homogène[1] , pendant laquelle les anticipations tendancielles des consommateurs n'ont pas de raison de se modifier[2] cette restriction sera levée par l'analyse des modifications des tendances anticipées menée dans la sixième section.

Les élasticités tendancielles 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 correlées[3] ; on peut donc déterminer les élasticités tendancielles et conjoncturelles par l'estimation de l'équation :

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

dont toute multicolinéarité 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 différentes[1].

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 apparaitrait et les éventuelles erreurs de spécification.

Le revenu tendanciel de l'équation (2) y joue le rôle d'une variable de tendance. Da,s 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 théorème[2] 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 comprennant une variable de tendance comme des coefficients conjoncturels.

---

[1] La 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.

[2] Génaralisé 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 tendancielles 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 tendancielles 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 le tendance R : ($R_{2 \text{ ou } 4} = a\,R + b$) : le coefficient a est toujours inférieur à 1 (ce qui indique la sur-évaluation de R par rapport aux véritables résidus des anticipations[1]) et positif (ce qui indique que

---

[1] On 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 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 :

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

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

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 :

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

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

$$LCT = e_T\,LRT + a$$

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

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 residus dans l'estimation.

Tableau 1

ELASTICITES-REVENU TENDANCIELLES ET CONJONCTURELLES

(consommation totale, FRANCE, 1963Q1 - 1985Q4)

Période	n	Méthode d'estimation	Elasticité-revenu		Coefficients statistiques		
			tendancielle	conjoncturelle	R^2	d	ρ (t_ρ)
1963Q1 - 1985Q4	91	c.o. (YT)	1.039 (137.38)	0.680 (22.49)	0.9988	1.99	0.49 (5.35)
		c.o. (YT) (cons.non durable)	0.998 (131.82)	0.642 (27.00)	0.9989	2.13	0.54 (6.08)
		c.o. (YT) (cons.non durable)	1.309 (6.28)	1.705 (31.77)	0.9851	1.93	0.57 (6.74)
1965Q2 - 1985Q4	83	c.o. (YT)	1	0.607 (12.84)	0.9535	2.13	0.70 (8.98)
		c.o. (YT3)	1	0.610 (7.47)	0.8006	2.17	0.93 (23.43)
1965Q2 - 1973Q4	35	c.o. (YT)	1	0.781 (12.03)	0.9112	1.99	0.36 (2.29)
		c.o. (YT3)	1	0.595 (3.74)	0.3806	2.02	0.53 (3.65)
1974Q2 - 1985Q4	47	c.o. (YT)	1	0.549 (10.77)	0.9882	1.86	0.78 (8.70)
		c.o. (YT3)	1	0.623 (7.20)	0.9082	1.92	0.99 (44.30)

Source statistique : séries trimestrielles de l'INSEE

1) M.C.O. : Moindres Carrés Ordinaires
   c.o. : Cochrane - Orcutt
2) YT : ajustement par rapport au revenu tendanciel et au revenu conjoncturel
   YT3 : ajustement par rapport au revenu permanent (calculé par moyenne mobile sur les revenus passés) et au revenu transitoire associé
3) t de Student entre parenthèses
4) Les ajustements concernent la consommation totale, sauf pour les lignes deuxième et troisième
5) Dans les six dernières lignes, l'élasticité tendancielle a été fixé à l'unité.

On observe une bonne stabilité de l'élasticité-revenu tendancielle, qui varie plutôt moins, autour de l'unité, qu'une élasticité keynésienne par rapport au revenu total e_K dont l'évolution dépend des variations conjoncturelles du revenu selon la formule (1) :

$$e_K = \frac{V(\text{Log } YT)}{V(\text{Log } Y)} e_T + \frac{V(\text{Log } YC)}{V(\text{Log } Y)} e_c$$

(1) Cette formule provient de l'orthogonalité des deux composantes du revenu.

2. Extrait du rapport CREDOC de F. GARDES et M. POUCHAIN (mai 1989 pour le Ministère de la Recherche) : "LA MODELISATION DES ANTICIPATIONS DANS LES FONCTIONS DE CONSOMMATION ET DE DEMANDE D'ACTIFS FINANCIERS" (p. 4-16)

Section 2

Les processus d'anticipation du revenu permanent :

2.1 L'anticipation tendancielle

L'hypothèse que des consommateurs sont seulement capables de prévoir le rythme régulier de croissance de leur revenu réel pendant une période homogène permet d'établir un modèle logarithmique simple de la consommation globale ou des consommations partielles en fonction d'un revenu tendanciel, d'une composante transitoire résiduelle et des autres déterminants de prix relatifs, modèle qui peut être estimé simplement sans multicolinéarité et en satisfaisant la contrainte d'additivité des élasticités-revenu. La détermination des deux composantes de revenu préalablement à l'estimation de la fonction de consommation a l'avantage d'éviter les problèmes d'identification des paramètres définissant le revenu permanent lorsque l'estimation de ces paramètres se fait conjointement à celle des élasticités de la consommation(1).

L'anticipation tendancielle du revenu permanent peut être justifiée de diverses manières (voir Gardes, 1987, p. 21-24), par des arguments empiriques ou théoriques. Les estimations de fonctions de consommation partielles présentent de bonnes qualités statistiques et permettent d'établir de nouvelles typologies des biens de consommation (Gardes, 1984, 1985, 1987 ; Lévy-Garboua, 1985).

L'application d'un même modèle simple, sans y adjoindre aucun autre déterminant, à la consommation totale :

$$\text{Log } C_t = e_T \text{ Log } YT_t + e_c \text{ Log } YC_t + a$$

avec YT, YC les composantes tendancielles et conjoncturelles du revenu disponible des ménages (réel par tête), fournit pour la France entre 1964Q1 et 1985Q4, les élasticités-revenu tendancielles et conjoncturelles suivantes :

(1) - *Par contre, cette détermination préalable du revenu permanent pose des problèmes économétriques signalés par Pagan (1984).*

L'élasticité conjoncturelle reste également assez stable, autour de 0,6. Cette séparation du revenu en deux composantes semble donc constituer une méthodologie utile pour calculer les élasticités de longue et courte période de la consommation.

On peut améliorer la détermination de la composante anticipée du revenu en le calculant par un ajustement autorégressif du revenu total sur quatre à dix semestres antérieurs (LYT3) ; par une prévision tendancielle tenant compte de l'autocorrélation des résidus dans l'ajustement exponentiel du revenu en fonction du temps (LYT1) ou des erreurs de prévision passées (LYT2) ; enfin par des procédures Arima de mesure des tendances utilisées dans l'analyse des cycles(1).
La prévision(2) en est nettement améliorée (par rapport au revenu conjoncturel Log YC calculé comme résidu de la tendance, les écarts-types diminuent de 65%, 38% et 15% pour les revenus conjoncturels LYC3, LYC1 et LYC2). Les élasticités-revenu permanentes et transitoires correspondant à ces diverses prévisions ne semblent pas significativement différentes : le rapport

$$\frac{e_T(LYT) - e'_T(LYT3)}{\sigma(e_T) + \sigma(e'_T)}$$

s'établit par exemple à 2,05 (le t de Student limite étant à 2,20), celui des élasticités conjoncturelles à 0,87(3).
Une analyse systématique de ces divers processus d'anticipation du revenu est néanmoins nécessaire avant de conclure, qui devra porter sur une période plus étendue, intégrer aux fonctions de consommation d'autres variables explicatives et concerner également une comparaison de ces prévisions statistiques avec les anticipations des consommateurs fournies par les enquêtes CEE.

(1) - $LYT_t = at + b$; $LYC_t = LY_t - LYT_t = u_t$

$LYT1_t = at + b + \rho u_{t-1}$; $LYC1 = LY_t - LYT1_t$

$LYT2 = at + b + \rho\, LYC2_{t-1}$; $LYC2_t = LY_t - LYC2_t$

$LYT3_t = \sum_{i=1}^{n} \beta_i LY_{t-i} + \beta_o$; $LYC3 = LY_t - LYP3_t$

(2) - Sur des statistiques semestrielles, source OCDE, 1970S1 - 86S2.

(3) - Pour la prévision LYT3, sur quatre périodes passées, $e_T = \underset{(32.77)}{1.223}(MCO)$

et $e_c = \underset{(1.36)}{0.415}(MCO)$ sur la période 1973-86.

2.2 La modélisation de la révision des anticipations

La possibilité d'une révision par le consommateur de ses anticipations de revenus futurs à la suite des variations imprévues de son revenu courant constitue une des causes invoquées, avec l'existence de contraintes de liquidité et l'imperfection des estimations économétriques, pour expliquer le rejet fréquent du modèle de revenu permanent dans la version proposée par Hall (1978) : Bilson (1980) et Flavin (1981) notent ainsi que les variations imprévues de revenu constituent pour le consommateur de nouvelles informations dont il peut tenir compte en modifiant ses anticipations de revenu permanent ; les tests empiriques opérés sur des données trimestrielles ou annuelles, allemandes, américaines ou anglaises, font en effet ressortir une influence non négligeable des variations non anticipées du revenu sur la consommation, qui dépasse même l'influence que l'on peut prévoir lorsque l'on évalue l'effet de ces revenus imprévus sur les anticipations de revenu permanent. Alors que Bilson analyse les conséquences de ces phénomènes sur la stabilité de l'équilibre macroéconomique, Flavin (1985) explique la sensibilité excessive de la consommation par l'existence de contraintes de liquidités et Weissenberger (1986) par la progressivité des ajustements aux variations imprévues de revenu. Kotlidoff-Pakes (1986) proposent une dérivation plus générale de ces modèles mais obtiennent des résultats empiriques différents qui contredisent l'effet des révisions des anticipations sur les changements de la consommation (résultat qu'ils attribuent à un biais d'agrégation).

Lorsque l'on précise la spécification des anticipations de revenu permanent (Gardes, 1984, 1985), on peut évaluer au niveau macroéconomique, mais avec une procédure d'agrégation explicite, l'effet de la révision des anticipations mais également repérer les périodes caractérisées par de telles révisions et mesurer l'importance de ces révisions. L'estimation de ce modèle sur la période 1973-1985 permettrait donc d'évaluer les délais d'ajustement des consommateurs aux modifications des tendances de revenu.

Toute rupture de la tendance s'accompagnera en effet d'une révision plus ou moins rapide des anticipations du consommateur, révision que l'on peut modéliser de manière discrète (changement brusque de la croissance du

revenu tendanciel) ou continue (par des ajustement partiels, étudiés dans la troisième section).

Une révision discrète des anticipations modifie la répartition du revenu total entre ces deux composantes tendancielle et conjoncturelle, et donc change également les consommations dans la mesure où les deux élasticités tendancielle et conjoncturelle diffèrent : on voit sans mal (Gardes, 1987, p. 32-38) qu'un changement $\Delta\tau$ de la tendance anticipée entraîne une modification $\Delta\tau.(e_T - e_c)$ de la consommation (en logarithmes) qui s'ajoute à la variation logarithmique normale (pour une croissance du revenu aux taux τ): $\Delta LC = \tau e_T + e_c [\Delta LY - \tau]$. Si des proportions α_1 et α_3 de la population ont déjà changé ou changent en cours de la période leurs anticipations (le reste de la population concervant ses anticipations anciennes), on obtient une variation logarithmique totale de la consommation :

$$\Delta LC = \left[\tau + (\alpha_1 + \alpha_3)\Delta\tau\right] .e_T + \left[\Delta LR - \tau - (\alpha_1 + \alpha_3)\Delta\tau\right] .e_c \qquad (2)$$

Le paramètre $(\alpha_1 + \alpha_3)\Delta\tau\ (e_T - e_c)$ indique donc l'importance des changements d'anticipation pendant la période étudiée.

Analyse empirique (Etats-Unis, 1933-1984)

L'équation (2) $\Delta LC_i = e_c \Delta LR + \left[\tau + (\alpha_1 + \alpha_3)\Delta\tau\right] (e_T - e_c)$, estimée par les 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 $(\tau + \Delta\tau^*).(e_T - e_c)$ 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 (2) 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 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 $\Delta\tau$) :

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

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

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

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 significativité 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 conjoncturelle) 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.

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 tendancielles (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) : $(1-b).RC\ (1+r)^j$, ou durant les (j-1) périodes ultérieures(1) :

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

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

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

soit après transformation de Koyck :

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

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

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

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 :

$\lambda' = \lambda(1+r)(1-\lambda b)$ 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 $RC_{t-(n+1)}$ (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 peuvent 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 ; ou par ajustement non linéaire.

Section 3

Anticipations et mécanismes d'ajustement

Les mécanismes d'ajustement partiel des anticipations de revenu ont été invoqués très tôt pour justifier le calcul du revenu permanent comme moyenne pondérée des revenus antérieurs. Darby (1974) en a proposé une généralisation en incluant le revenu transitoire comme régresseur supplémentaire du revenu et en supposant faible le poids du revenu courant dans le revenu permanent (coefficient β qui indique également la vitesse d'ajustement du revenu permanent puisque $YP_t = \beta Y_t + (1-\beta) YP_{t-1}$ lorsque YP est une moyenne

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

pondérée des revenus passés avec des poids en progression géométrique de raison $(1-\beta)$.

Après une présentation un peu plus générale (avec un taux de croissance exponentiel et non plus arithmétrique du revenu) que celle adoptée par Darby et Seater (1982) de ce type de modèles, nous en présenterons une estimation empirique pour la France, puis l'intégrerons à la problématique de l'estimation conjointe de la consommation et de la demande de monnaie proposée par Clark (1973) et Kohli (1981).

3.1 Modèle d'ajustement progressif du revenu anticipé :

Le revenu total logarithmique se divisant en ses deux tendances permanente et transitoire : $LY_t = LYP_t + LYC_t$, la partie permanente est définie par l'ajustement partiel :

$$LYP_t = \beta LY_t + (1-\beta).\left[LYP_{t-1} + c \right] \qquad (3)$$

avec un taux de croissance exponentiel moyen c. Ce processus correspond à une prévision par les revenus passés avec une constante :

$$LYP_t = \beta \sum_{i=0}^{\infty} (1-\beta)^i LY_{t-i} + c\,\frac{1-\beta}{\beta} \quad \text{et peut s'interpréter sous la forme :}$$

$$(3)\quad LYP_t = E_{t-1}LYP_t + \beta\left[LY_t - E_{t-1}\,LYP_t\right] \qquad (4)$$

avec une anticipation initiale en (t-1) du revenu permanent de la période t : $E_{t-1}\,LYP_t = LYP_{t-1} + c$

Ainsi écrit, ce processus d'ajustement partiel peut être fondé sur la minimisation d'une fonction de coût quadratique. Le revenu permanent calculé par (4) est donc basé sur une anticipation tendancielle que corrige une partie de l'erreur de prévision faite sur le revenu effectivement perçu en t (terme correcteur qui peut être décalé d'une période). (3) peut être considéré également comme une forme approchée (1) de la formulation linéaire adoptée par Darby et Seater : $YP_t = \beta Y_t + (1-\beta)(1+c)YP_{t-1}$ pour des évolutions pas trop importantes des revenus.

(1) dans la mesure où la différence logarithmique du revenu approche le taux de croissance arithmétique.

On montre facilement que le changement du taux de croissance du revenu d'un rythme c au taux c' en période t produit une adaptation progressive du taux de croissance du revenu permanent anticipé qui convergera vers c' d'autant plus vite que β est proche de l'unité(1).

On remarquera par ailleurs que les composantes permanentes et transitoires déterminées par (3) ne sont plus orthogonales comme c'était le cas des anticipations tendancielles (correspondant à $\beta = 0$), sauf pour $\beta = 0$ ou 1(2).

Si l'équation de consommation totale s'écrit :

$$\text{Log } C_t = k_o + k_1 \, LYP_t + k_2 \, LYC_t + u_t \qquad (4)$$

on obtient par une transformation de Koyck qui élimine le revenu permanent l'équation à estimer :

$$\text{Log } C_t = \left[k_o\beta + (k_1-k_2)(1-\beta)c\right] + \underbrace{\left[k_3 + (k_2-k_3)\beta\right]LY_t - k_3(1-\beta)LY_{t-1}}_{\beta k_2 LY_t + k_3(1-\beta)\Delta LY_t} +$$

$$+(1-\beta)\,\text{Log}C_{t-1} + u_t - (1-\beta)u_{t-1} \qquad (5)$$

qui comprend deux régresseurs de revenu supplémentaires par rapport au modèle de Hall.

(1) - *Si l'on suppose que le revenu suit des trajectoires régulières avant t :* $\Delta LY = c$ *et après* t : $\Delta LY = c'$, *on peut écrire :* $LY_t = LY_{t-1} + c'$ *et* $LYP_{t-k} = LY_{t-k}$ $(k>1)$, *donc en période* t : $LYP_t = (LYP_{t-1}+c) + \beta[\Delta LY - c]$
$\Delta LYP_t = \beta\Delta LY + c(1-\beta) = (1-\beta)c + \beta c' > c$.
On obtiendra, avec les hypothèses de trajectoires régulières,
$\Delta LYP_{t+1} = (1-\beta)^2 c + \beta(2-\beta)c' > (1-\beta)c + \beta c'$, *puis, par récurrence :*
$\Delta LYP_{t+n} = c(1-\beta)^{n+1} + c'\left[1-(1-\beta)^{n+1}\right] \underset{n\nearrow\infty}{\longrightarrow} c'$ *pour* $0 < \beta < 1$.

(2) - *On obtient d'après* (3) : $Cov(LYP_t, LYC_t) = \beta(1-\beta)\left[V(LY_t) - Cov(LY_t, LYP_{t-1})\right]$
$= \beta(1-\beta)V(LY_t)$ *si l'on suppose* LY_t *et* LYP_{t-1} *indépendants.*

L'équation (5) est exactement identifiée, k_1 et k_2 étant les élasticités-revenu permanente et transitoire qui sont estimées indépendamment du taux de croissance tendanciel c, ce qui n'est pas le cas du modèle linéaire de Darby-Seater qui est donc moins bon de ce point de vue.

Une procédure d'ajustement généralisé :

$$(6)\quad LYP_t = E_{t-1}LYP_t + \sum_{i=0}^{\infty} \beta_i \left[LY_{t-i} - E_{t-i-1}LYP_{t-i}\right] \text{ avec } \beta_i = \beta\gamma^i,\ 0<i<1$$

$$= (1-\beta+\ )LYP_{t-1} - \gamma LYP_{c-2} + \beta LY_t + c(1-\beta)$$

fournirait, par une double transformation de Koyck, l'équation à estimer :

$$(7)\quad \text{Log } C_t = \left[k_o\beta + (k_1-k_2)c(1-\beta)\right] + \left[k_2 + \beta(k_1-k_2)\right]LY_t - k_2(1-\beta+\gamma)LY_{t-1}$$

$$+ k_2\, LY_{t-2} + (1-\beta+\gamma)\text{Log } C_{t-1} - \gamma \text{Log } C_{t-2} + (u_t - (1-\beta)u_{t-1} + \gamma u_{t-2})$$

qui est suridentifiée.

Estimation de l'équation (5) :

Une première estimation de l'équation (5) a été menée sur des données françaises de l'OCDE (1970S1-1986S2) pour la consommation totale (incluant les biens durables) et le revenu disponible net par tête des ménages.

Les ajustements, présentés dans le tableau 2, ont été opérés par les MCO ou par régression non linéaire, avec ou sans correction de l'autocorrélation du 1er ordre (qui n'est pas très forte, les coefficients H de Durbin étant de l'ordre de 1.8) ; la correction de cette autocorrélation du 1er ordre a été opérée exactement en transformation des équations de telle sorte que la covariance des erreurs d'une période à l'autre soit annulée (asymptotiquement, ce qui est applicable ici pour 88 observations). On trouvera l'exposé détaillé de la méthode en annexe 1.

Tableau 2

AJUSTEMENT PROGRESSIF DU REVENU TENDANCIEL ANTICIPE
DANS LA FONCTIONS DE CONSOMMATION TOTALE
(FRANCE, 1964Q1 - 85Q4)

		Elasticité permanente k_1 estimée ↓		Elasticité permanente continuité à 1 ↓	
		(1)	(2)	(1) sans correction autocorrélation du 1er ordre	(2) autocorrélation du 1er ordre corrigée
AJUSTEMENT PARTIEL DU REVENU	$k_1 = e_T$	0.996 (33.82)	0.986 (44.34)	1	1
	$k_2 = e_C$	0.252 (2.03)	0.242 (2.23)	0.254 (2.09)	0.259 (2.47)
	β	0.153 (3.21)	0.135 (4.08)	0.155 (3.33)	0.139 (4.23)
	R_2	0.9986	0.9980	0.9986	0.9980
	SCR	0.0059701	0.008338	0.005917	0.008382
	H	1.81 (a)	-	1.77 (a)	-
	n	88	88	88	88
AJUSTEMENT PARTIEL DU REVENU ET DE LA CONSOMMATION		[β fixé=0.1351]	[β=0.063182]		
	$k_1 = e_T$	0.986 (37.57)	0.972 (19.90)	1	1
	$k_1 = e_C$	0.192 (1.87)	0.350 (2.53)	0.201 (1.82)	0.304 (1.82)
	β	0.1351 (3.21)	0.0763182 (4.08)	0.141 (3.51)	0.121 (2.85)
	μ_C	1.164	0.967 (3.91)	1.154 (10.89)	0.979 (3.30)
	R_2	0.9986	0.9386	0.9986	0.9986
	SCR	0.0058137	0.005796	0.0058284	0.0057412
	H	4.06 (b)	(c)	0.05	
	n	88	88	88	88

(a) autocorrélation du 1er ordre au seuil de 5 %
(b) p = -0.27 non significatif
(1.04)
(c) p = -0.23 non significatif
(0.73)
(2) Equations autorégressives du 2ème ordre

↑ Les ajustements les plus significatifs ont été indiqués d'une flèche

Conformément aux résultats obtenus par d'autres auteurs (Seater, 1982), l'élasticité permanente(1) s'avère non significativement différente de l'unité ($\frac{k_1-1}{\sigma_{k_1}}$ = 0.6 dans la seconde colonne), ce que confirme la proximité des autres paramètres lorsque l'on contraint ou non k_1 à l'unité : cette contrainte semble donc justifiée et l'hypothèse de Friedman confirmée lorsque l'on prend en compte l'influence du revenu transitoire sur la consommation.

Les élasticités conjoncturelles k_2, de l'ordre de 0,25, sont significatives et légèrement inférieures à celles que fournissait un modèle de revenu tendanciel (tableau 1), mais néanmoins non significativement différentes(2).

On remarque enfin que, conformément aux résultats de Seater, le coefficient d'ajustement du revenu permanent β est assez faible, la valeur la plus probable étant de 0,10 à 0,13 : ceci conforte l'hypothèse du revenu permanent puisqu'un coefficient proche de l'unité réduirait le revenu permanent au revenu keynésien total, comme le montre le processus d'ajustement. Cette valeur correspond à un horizon temporel du consommateur, dans sa prévision de revenu permanent à partir des revenus antérieurs, de trois à cinq ans.

(1) - Très proche d'une estimation à l'autre.

(2) - L'élasticité conjoncturelle 0.680 du tableau 1 est par exemple à peine significativement différente de l'élasticité 0.304 de l'ajustement corrigé de l'autocorrélation et où l'élasticité permanente est contrainte à 1.

REFERENCES

L'HARDY Philippe, 1976
Les attitudes des ménages : leur signification
Economie et Statistique, Janvier

GLAUDE Michel, 1981
La réalisation des intentions d'achat
Economie et Statistique, Janvier.

VANDEN ABEELE P., 1982
The index of consumer sentiment : predictability and predictive power in the EEC
Colloque de psychologie économique, Paris.

BORIE Laurence, 1986
La valeur prédictive des intentions d'achat
Mémoire C.N.A.M., 26 Mai.

WEISERBS Daniel, 1986
Modèles du cycle de vie et demande de biens durables sous l'hypothèse de prévisions rationnelles
Communication à l'Université de Paris I, 14 Novembre.

STERDYNIAK Henri, 1988
Opinions, anticipations et consommation des ménages
Observations et Diagnostics Economiques, n° 23, Avril.

CHARPIN François, 1988
Analyse rétrospective de l'enquête de conjoncture auprès des ménages.
Observations et Diagnostics Economiques
Revue de l'O.F.C.E., n° 23, Avril.

2 1 AOUT 1989

Centre de Recherche pour l'Etude et l'Observation des Conditions de Vie
Crédoc

Collection
des rapports

Juillet 1989 N° 64

Sont récemment parus

- "Conditions de vie et Aspirations des Français", Premiers résultats de la phase XI, automne 1988, par l'Equipe "Aspirations", N° 58, Mars 1989.
- Les moins de vingt ans sans qualification, Conditions de vie et attitudes vis-à-vis des dispositifs d'insertion, par Denise Bauer et Patrick Dubechot, N° 59, Avril 1989.
- Prévisions à long terme du trafic automobile, par Jean-loup Madre et Thierry Lambert, N° 60, Mai 1989.
- Accueil de la petite enfance et activité féminine, par Georges Hatchuel, N° 61, Mai 1989.
- "Conditions de vie et Aspirations des Français", Rapport Energie, phase XI, automne 1988, par Françoise Gros, N° 62, Juillet 1989.
- Analyse locale de la motorisation dans la région Lyonnaise, par Thierry Lambert et Jean-Loup Madre, N° 63, Juillet 1989.

Centre de Recherche pour l'Etude et l'Observation des Conditions de Vie
142, rue du Chevaleret - 75013 PARIS - Tél. : (1) 40.77.85.00

Président : Bernard JOUVIN Directeur : Robert ROCHEFORT