

CAHIER DE RECHERCHE

F E V R I E R 9 2

■ N° 28

BESOINS, ENSEMBLES DE CHOIX
ET UTILITE DES CONSOMMATEURS :

Le problème de l'utilité marginale croissante

François Gardes (Paris I - CREDOC)
Pierre Combris (INRA)

THE INCREASING MARGINAL UTILITY OF INCOME

Empirical findings on french individual data

François Gardes (Paris I - CREDOC)
Pierre Combris (INRA)

ESTIMATION OF INCOME ELASTICITIES BY A
HODRICK-PRESCOTT SMOOTHING OF ENGEL CURVES

François Gardes (Paris I - CREDOC)
Dominique Levy (CNRS - CEPREMAP)



R7 028

CREDOC

CAHIER DE RECHERCHE

**BESOINS, ENSEMBLES DE CHOIX ET UTILITE
DES CONSOMMATEURS :
LE PROBLEME DE L'UTILITE MARGINALE CROISSANTE**

François GARDES (Université PARIS I (Lamia) - CREDOC)

Pierre COMBRIS (INRA, Laboratoire de Recherche sur la Consommation)

**THE INCREASING MARGINAL UTILITY OF INCOME :
EMPIRICAL FINDINGS ON FRENCH INDIVIDUAL DATA**

François GARDES (University PARIS I (Lamia) - CREDOC)

Pierre COMBRIS (INRA, Consumption Research Unit)

**ESTIMATION OF INCOME ELASTICITIES BY A HODRICK-
PRESCOTT SMOOTHING OF ENGEL CURVES**

François GARDES (Université PARIS I (Lamia) - CREDOC)

Dominique LEVY (CEPREMAP-CNRS)

Ces travaux ont bénéficié de la subvention de recherche du Commissariat Général du Plan, d'une bourse du gouvernement canadien et de facilités de recherche à l'Institut Québécois de Recherche sur la Culture (Québec) dont nous remercions la Direction et le Professeur Simon LANGLOIS.

Février 1992

142, rue du Chevaleret
7 5 0 1 3 - P A R I S

**BESOINS, ENSEMBLES DE CHOIX ET UTILITE
DES CONSOMMATEURS :
LE PROBLEME DE L'UTILITE MARGINALE CROISSANTE**

François GARDES (Université PARIS I (Lamia) - CREDOC)

Pierre COMBRIS (INRA, Laboratoire de Recherche sur la Consommation)

INTRODUCTION

Le consommateur évalue son bien-être en fonction des besoins qu'il parvient à satisfaire, besoins qu'il définit en référence à ceux des autres ménages de son champ culturel et social, mais aussi en fonction de sa propre histoire et des anticipations qu'il forme sur sa situation économique future. Dans la mesure où tous ces éléments sont invariants, sa satisfaction pourra être évaluée de manière absolue ; on peut néanmoins supposer, en s'appuyant sur les acquis de la sociologie, que les besoins ressentis par les ménages évoluent aussi bien au cours du cycle de vie que le long de l'échelle des revenus relatifs.

La mesure, qualitative ou quantitative, de l'utilité suppose donc d'avoir, auparavant, repéré les *besoins des ménages*. Cette analyse prend diverses formes dans la littérature socio-économique : des études sociologiques positives ou critiques de la notion de besoins (telles les études de Baudrillard), aux analyses psycho-économiques (Albou), anthropologiques (Godelier) ou philosophiques (Sartre), jusqu'aux travaux d'économie empirique (Méraud), ou d'économie théorique, qui peuvent ou non se fonder sur une définition explicite des besoins (Wong, Leibenstein, Lancaster, Becker,...). On trouvera chez Wittgenstein, cité par Kolm (1990), une critique radicale de l'hypothèse d'une réserve de besoins préexistant aux choix des individus ; de même la théorie des préférences révélées fondées par Samuelson (voir Gardes, 1978) suppose-t-elle les préférences des agents inconnaisables et construit-elle ses modèles sur les choix observés des agents (les préférences sous-jacentes étant révélées, si elles existent, par ces choix effectifs).

Ce repérage des besoins est absolument nécessaire à l'évaluation du différentiel de bien-être occasionné par les changements économiques et sociaux, puisque la variation d'utilité des ménages peut être due à une modification des besoins ressentis par les ménages autant qu'à un changement dans leur satisfaction.

Pour l'économiste, l'évolution des besoins peut être repérée par la modification des lois de consommation, dans la mesure où on ne prend pas en compte dans ces lois les variables économiques - si elles existent - déterminant cette évolution des besoins (si par exemple le besoin dépend essentiellement du revenu relatif du consommateur, la loi de consommation qui le prend en compte demeurera identique pour différents niveaux de besoins - l'évolution des besoins étant endogénéisée dans la loi de consommation).

Par ailleurs, le changement des besoins ressentis par le consommateur modifiera son échelle d'utilité et peut donc contredire les lois d'évolution des utilités totales et marginales posées par hypothèse pour un niveau des besoins donné.

On commencera donc par examiner diverses preuves empiriques d'une évolution de l'utilité marginale contraire aux postulats habituels, en utilisant des données agrégées pour divers pays et des données individuelles de l'enquête de Budget de Famille française de 1989, où des questions concernant la satisfaction éprouvée par les ménages ont été introduites pour la première fois à la suite des travaux de M. Glaude.

On interprétera enfin les évolutions observées à partir de l'étude des lois de consommation temporelles concernant des ménages positionnés au même niveau de revenu relatif.

I - L'EVOLUTION DE L'UTILITE MARGINALE

1. Les méthodes d'estimation de l'utilité

L'analyse des changements de bien-être suppose d'abord, avant tout problème de mesure et d'agrégation, une définition précise de l'utilité de toutes les ressources économiques (c'est-à-dire rares) des ménages.

Les recherches dans ce domaine concernent en fait divers types de revenu (monétaire : courant, permanent, relatif, ... ; non monétaire : perçu, psychologique, complet...) et se situent tantôt dans un univers certain, tantôt dans un univers probabilisé. On doit donc distinguer :

- a) La mesure de "*l'utilité de la monnaie*" ou du revenu monétaire courant du ménage (qu'il faut bien distinguer de l'utilité de la monnaie comme liquidité) ;
- b) La mesure de l'utilité directe des paniers de biens consommés, qui est aussi l'utilité indirecte de la dépense totale ;
- c) la mesure de l'utilité du revenu certain proposée par von Neumann-Morgenstern à partir de la comparaison avec des revenus incertains.

Plusieurs techniques peuvent être utilisées pour mesurer ces divers indicateurs, qu'exposent par exemple Mc Kenzie (1983) et Hull-Moore-Thomas (1973) :

- a) Utilisation des *réponses aux enquêtes* sur les conditions de vie, le bien-être ressenti, le revenu supplémentaire jugé nécessaire..., toutes enquêtes qui fournissent un indicateur synthétique du bien-être des individus. Galanter (1962) applique une méthode directe de ce type à partir de questions sur le surplus de revenu nécessaire au doublement de l'utilité. On trouvera en annexe I diverses références à ce sujet.
- b) *Comparaison de loteries* à des revenus certains, en utilisant des utilités de von Neumann-Morgenstern (voir par exemple Mosteller-Noge, 1951 ; Markowitz, 1952 ; Jacquet-Lagrèze 1974).
- c) Comparaison de *modifications discrètes des biens consommés*, pour établir des équivalences et une hiérarchie entre les situations du consommateur : Bailey - Olson - Wonnacott (1980) utilisent une méthode de ce type pour contredire l'utilité de Friedman-Savage.
- d) *Estimation de fonctions de demande*, dont les paramètres permettent de calculer ceux des fonctions d'utilité dont le système de demande est issu : la méthode de Mc Kenzie appartient à cette catégorie (des biais d'agrégation rendent cette approche discutable) ; Vartia (1983) propose une méthode du même type.
- e) *La méthode directe* proposée par Van Praag (1968), qui consiste à rendre les fonctions d'utilité isomorphes à des probabilités, elles-mêmes définies par une question où l'individu évolue qualitativement des classes de revenu (échelle : "niveau de revenu excellent", "amplement suffisant", ... qui est rapprochée d'une échelle quantitative [0,1]).

f) *L'étude des comportements de jeu*, qui permettent d'évaluer la courbure de l'utilité : Pryor (1976) analyse ainsi de manière originale les comportements et les institutions ludiques d'un vaste ensemble de civilisations et confirme la forme prédite par Friedman-Savage.

2. Résultats sur données agrégées

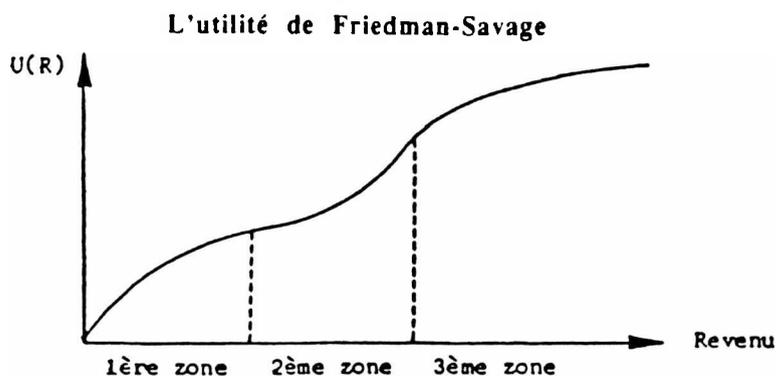
Nous utilisons des statistiques de type a et e pour évaluer l'utilité indirecte du revenu en cherchant à rester au plus près de la formulation des questions. Des tableaux de *statistiques agrégées* pour des pays et des périodes divers ont été d'abord analysés dans une communication ancienne (Gardes, 1980, reproduite en annexe I) : ces statistiques concernent la satisfaction ressentie par les ménages (Centers-Cantril, USA, 1946), le bonheur qu'ils expriment (Caplovitz, USA, 1962-3 ; Bradburn, USA, 1963 ; Aipo Poll, USA, 1970), l'évolution du revenu familial depuis 10 ans (CERC, France, 1970), le bien-être anticipé par les consommateurs (Segal-Felson, USA, 1971). Chacun de ces indices correspond à une dimension partielle de l'utilité du revenu, et l'on constate sur les 26 courbes tracées à partir de neuf enquêtes indépendantes :

- 1) la croissance de l'indicateur d'utilité et sa concavité globale sur l'ensemble de la distribution du revenu ;
- 2) une zone centrale convexe allant approximativement du troisième au septième décile des revenus relatifs.

On retrouve ainsi la positivité de l'utilité marginale et sa décroissance, mais avec une zone d'augmentation au centre de la distribution du revenu, qui contredit l'hypothèse classique, dite parfois de Fechner-Weber.

Friedman et Savage (1948) ont proposé, à partir de considérations théoriques sur le comportement de l'agent vis-à-vis du risque (achat de loterie, ou d'assurances), une courbe d'utilité dont la concavité générale serait coupée d'une portion convexe dans sa partie médiane :

Figure 1



Ce changement de convexité est particulièrement intéressant dans la mesure où il indique une modification du comportement vis-à-vis du risque : aversion au risque dans les deux zones extrêmes, goût du risque dans la deuxième (d'autant plus que la courbure est forte, ou plus exactement que l'indice d'aversion au risque d'Arrow-Pratt $-\frac{U''(R)}{U'(R)}$ est fort en valeur absolue). Il est particulièrement important de relier les comportements de consommation à l'attitude de l'agent vis-à-vis du risque. Tout choix de consommation implique en effet un risque dans la mesure où la qualité des biens et leur aptitude à rendre les services attendus sont incertaines.

Les psychologues et les spécialistes de la théorie des portefeuilles financiers ont cherché à mesurer empiriquement l'utilité de la monnaie, mais en général pour des petites sommes correspondant au risque pris lors de l'achat d'un billet de loterie ou d'une valeur boursière. Il est intéressant de constater qu'ils trouvent également des changements de convexité (voir par exemple la forme proposée par Markowitz (1952)), mais on ne peut assimiler leurs fonctions d'utilité *d'un pari* à l'utilité retirée par l'individu de son *revenu* monétaire courant.

B. Van Praag (1977) a construit diverses fonctions de "bien-être individuel" à partir d'enquêtes directes d'évaluation de l'utilité où les individus qualifient leur revenu familial d'excellent, bon, amplement suffisant... selon neuf échelons qui sont reportés sur une échelle (0,1). Les réponses lui permettent d'évaluer les paramètres d'une fonction de bien-être qu'il a définie, à partir de considérations théoriques, dans son premier ouvrage (1968). Il constate des changements de convexité, avec des courbes de la forme prédite par Friedman-Savage parfois sans la première zone (articles de 1977), et une forme toujours concave à partir d'un certain niveau de revenu. Il semble d'autre part qu'une augmentation générale des revenus translate la courbe vers la droite, et augmente l'utilité ressentie par chaque individu beaucoup moins que ne l'aurait fait un déplacement instantané de même ampleur sur une courbe donnée.

Les statistiques agrégées ont néanmoins l'inconvénient d'être assez imprécises et d'être soumises à des biais d'agrégation particulièrement probables dans le cas de questions de ce type, qui fournissent des évaluations fortement liées aux caractéristiques socio-économiques des ménages (positions dans le cycle de vie, capital humain, taille de la famille). Il existe de rares autres preuves empiriques de la forme prédite par Friedman-Savage (Pryor, 1976 ; Bailey-Olson-Wonnacott, 1970), basées en particulier sur l'analyse des comportements de jeu dans des peuplades diversement développées, qui tendent à confirmer leur hypothèse.

Nous avons repris l'analyse de questions directes concernant l'échelle subjective de satisfaction ressentie par les consommateurs à partir des réponses individuelles à l'enquête "Budgets de Famille" réalisée en 1989 par l'INSEE.

3. Analyse à l'aide des données individuelles de l'enquête "Budget des Familles"

3.1. Les questions utilisées

Sur les 9 038 ménages ayant participé à la totalité de l'enquête de l'INSEE, on a dû retirer 1 211 ménages qui n'ont pas déclaré leur revenu ou qui ont répondu de façon incomplète aux questions concernant l'évaluation des niveaux de vie (on trouvera une présentation détaillée de ces statistiques en annexe II). Les variables utilisées dans l'analyse sont les suivantes :

- AISE : Classement du ménage sur une échelle d'aisance financière du type de l'échelle RICH_j ci-dessous (moins la modalité "franchement riche").
- RMINI : Evaluation d'un montant de ressources mensuelles minimal pour satisfaire aux besoins essentiels du ménage.
- RICH_j : Evaluation du montant total de ressources mensuelles à partir duquel un ménage comparable peut être considéré comme "franchement riche ; à l'aise ; ça va ; c'est juste, il faut faire attention ; il ne peut y arriver que difficilement ; il ne peut vraiment pas y arriver ou il doit faire des dettes pour vivre.

3.2. Les indicateurs d'utilité

- (i) L'écart entre le revenu déclaré du ménage et le revenu minimum RMINI correspondant à la satisfaction des besoins élémentaires du ménage, ou l'écart avec le revenu RICH₃ correspondant à une situation "à l'aise", est un premier indicateur du niveau absolu d'utilité atteint par le ménage relativement à une position 0. L'utilité est ici évaluée monétairement par le ménage, l'échelle des revenus déclarés étant ajustée à l'échelle de satisfaction des besoins exprimée par les réponses aux questions RMINI et RICH_j :

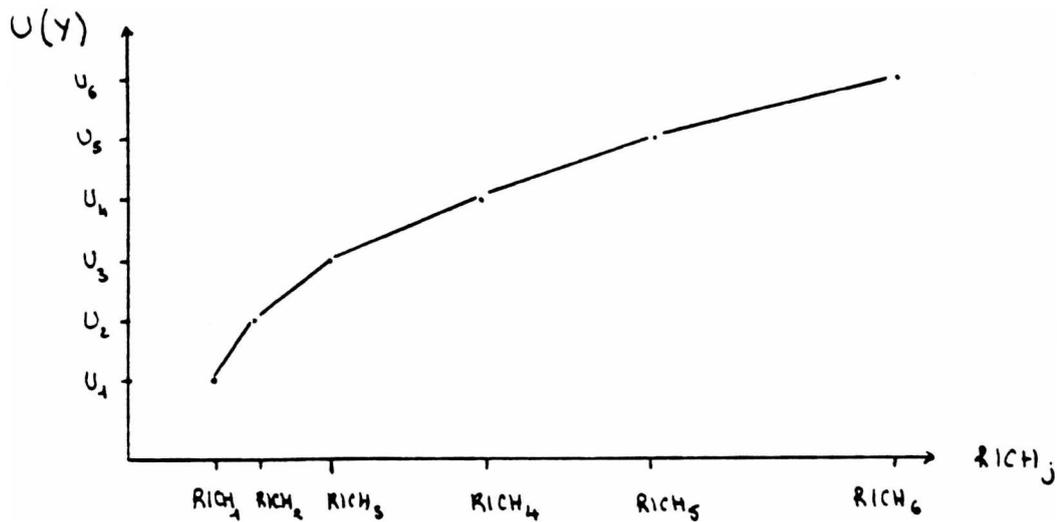
$$U_{1a} = Y - RMINI ; U_{1b} = Y - RICH_3.$$

- (ii) Une deuxième série d'indicateurs U_2 est calculée sous l'hypothèse que les réponses à la question $RICH_j$ sont uniformément distribués sur l'échelle d'utilité ; l'augmentation d'utilité entre deux modalités de réponse étant constante, (hypothèse H1), on peut donc évaluer (à un facteur constant près) l'utilité marginale au niveau de revenu $RICH_j$ par

$$U'(RICH_j) = \frac{1}{dY}, \text{ avec } dY = RICH_{j+1} - RICH_j, \text{ puisque } dU = U'.dY = \text{constante}$$

On pourrait évaluer d'autres indicateurs d'utilité en supposant que l'échelle des utilités entre deux réponses $RICH_j$ est logarithmique, donc que les rapports $\frac{RICH_{j+1}}{RICH_j}$ sont constants.

Figure 2



$$U_j = U(RICH_j)$$

$$U_{j+1} - U_j = U_j - U_{j-1} = \text{constante}$$

$$U'_+(RICH_j) = \frac{U_{j+1} - U_j}{RICH_{j+1} - RICH_j} = \frac{k}{d RICH} \quad 6 \text{ niveaux} \rightarrow 5 \text{ couples}$$

Ces utilités marginales peuvent être calculées pour les cinq couples $RICH_j, RICH_{j+1}$, pour chaque réponse individuelle ; on dispose donc de 5 n utilités marginales, que l'on peut positionner sur un graphique $(Y, U(Y))$, soit aux 5 niveaux $RICH_j(k)$ déclarés par le ménage k , soit au niveau de revenu Y_k du ménage, soit enfin en positionnant l'échelle des $RICH_j(k)$ par rapport à la modalité de satisfaction qu'a choisie le ménage dans la question sur son propre niveau d'aisance ("AISE").

(iii) Deux utilités marginales, à gauche et à droite, peuvent être calculées pour chaque $RICH_j$ (k) si $j > 1$ et $j \leq 5$. En notant

$$UMP_j = \frac{1}{RICH_{j+1} - RICH_j} \text{ et } UMM_j = \frac{1}{RICH_j - RICH_{j-1}},$$

on peut mesurer la variation de l'utilité marginale par leur différence : $dUM = UMP - UMM$, et vérifier sur cette variation la concavité de la fonction d'utilité.

(iv) Le ménage se positionne en un revenu $RICH_j$ par la question sur son niveau d'aisance ; on peut donc y calculer UMP_j et UMM_j que l'on affectera à ce niveau de revenu $RICH_j$ (alternativement, ces utilités marginales seront positionnées au niveau de revenu $RICH_j$ le plus proche du revenu effectif Y_k du ménage).

(v) On peut calculer l'utilité totale par interpolation linéaire de ces utilités marginales en fixant l'utilité minimum à un niveau arbitraire :

$$U(Y) = \frac{Y_i - RICH_j}{RICH_{(j+1)} - RICH_j} dU + U_j$$

si $RICH_j < Y \leq RICH_{j+1}$

(vi) L'ajustement du revenu des ménages par rapport aux divers indicateurs Z de niveau de vie : $RMINI$, $AISE$, $RICH_j$ permet de déterminer $f(Z)$, interprétable comme le niveau de revenu normal, permettant de satisfaire les besoins correspondant à ce niveau de revenu Y . Le résidu $Y - f(Z)$ sera interprété comme un indicateur des besoins non satisfaits, et variera donc inversement à la variation des besoins perçus par le consommateur.

3.3. Résultats

La population enquêtée a été rassemblée par centile de revenu per capita, afin de réduire la dispersion des données. Les divers indicateurs d'utilité sont présentés sous forme graphique en annexe III, avec un lissage non paramétrique (kernel smoothing).

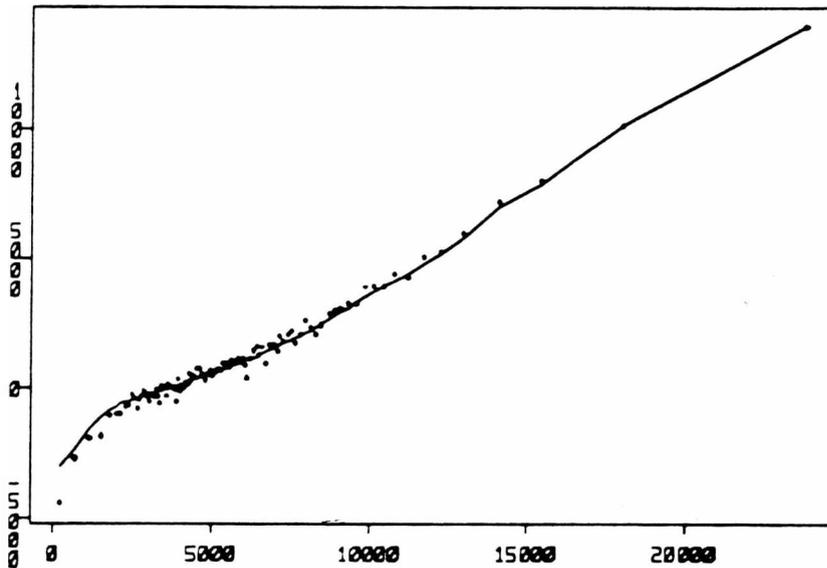
(i) $U_{1a} = Y - R_{MINI}$, $U_{1b} = Y - RICH_j$

Les graphes ci-dessous indiquent bien :

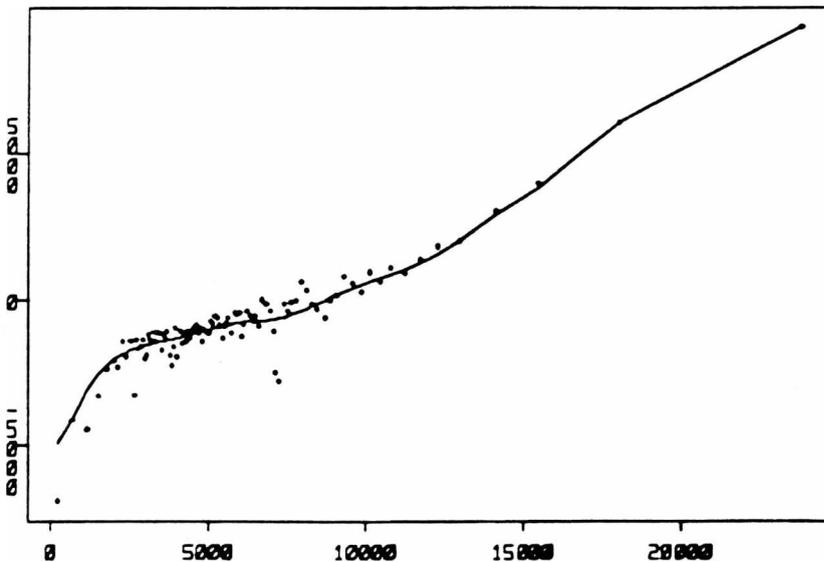
- une croissance continue de l'utilité ;
- un changement de courbure aux environs du premier quintile de la distribution des revenus, qui s'accompagne d'une croissance de l'utilité marginale jusqu'au neuvième décile.

L'indicateur $U = Y - RICH_3$, comme ceux correspondant aux autres modalités $RICH_j$, fournit une forme comparable (graphique 2).

Graphique 1 : $Y - R_{MINI}$



Graphique 2 : $Y - RICH_3$

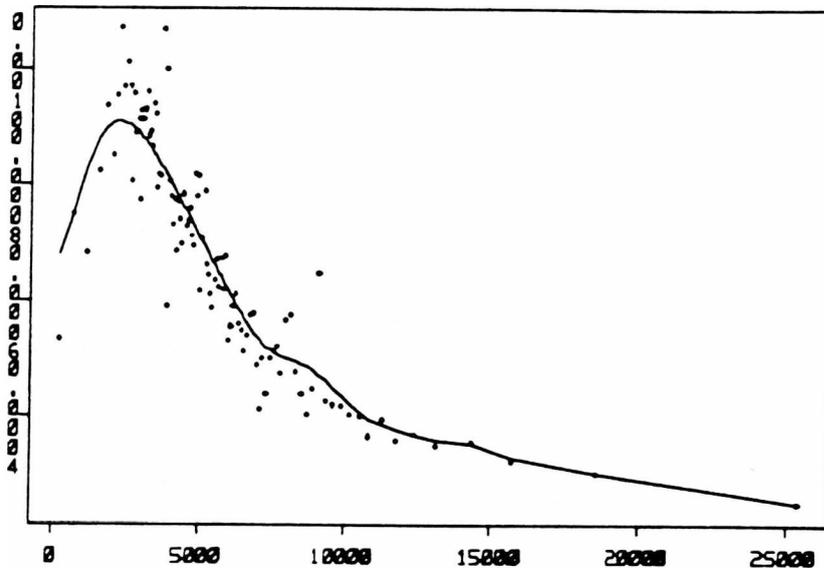


- (ii) $UM = \frac{1}{dRICH}$: cet indicateur est croissant jusqu'au premier décile, puis décroissant avec une pente qui s'affaiblit (graphique 3). La variation relative de l'indicateur :

$$dUM = \sum_{j=1}^5 \frac{(UM_{j/j+1} - UM_{j-1/j})}{(UM_{j/j+1} + UM_{j-1/j})/2}$$

croît jusqu'au deuxième à troisième décile, puis décroît faiblement jusqu'au sixième, avant d'augmenter à nouveau.

Graphique 3

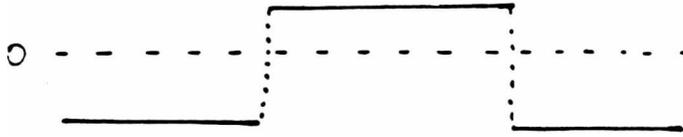


- (iii) $dUM = UMP - UMM$ a une évolution régulière (graphique 4): stabilité jusqu'au 25ème centile, croissance jusqu'au 60ème, stabilité après. Cela correspond approximativement à l'hypothèse théorique, avec une modification de la courbure de l'utilité sans inversion des concavités.

Evolution de l'utilité marginale

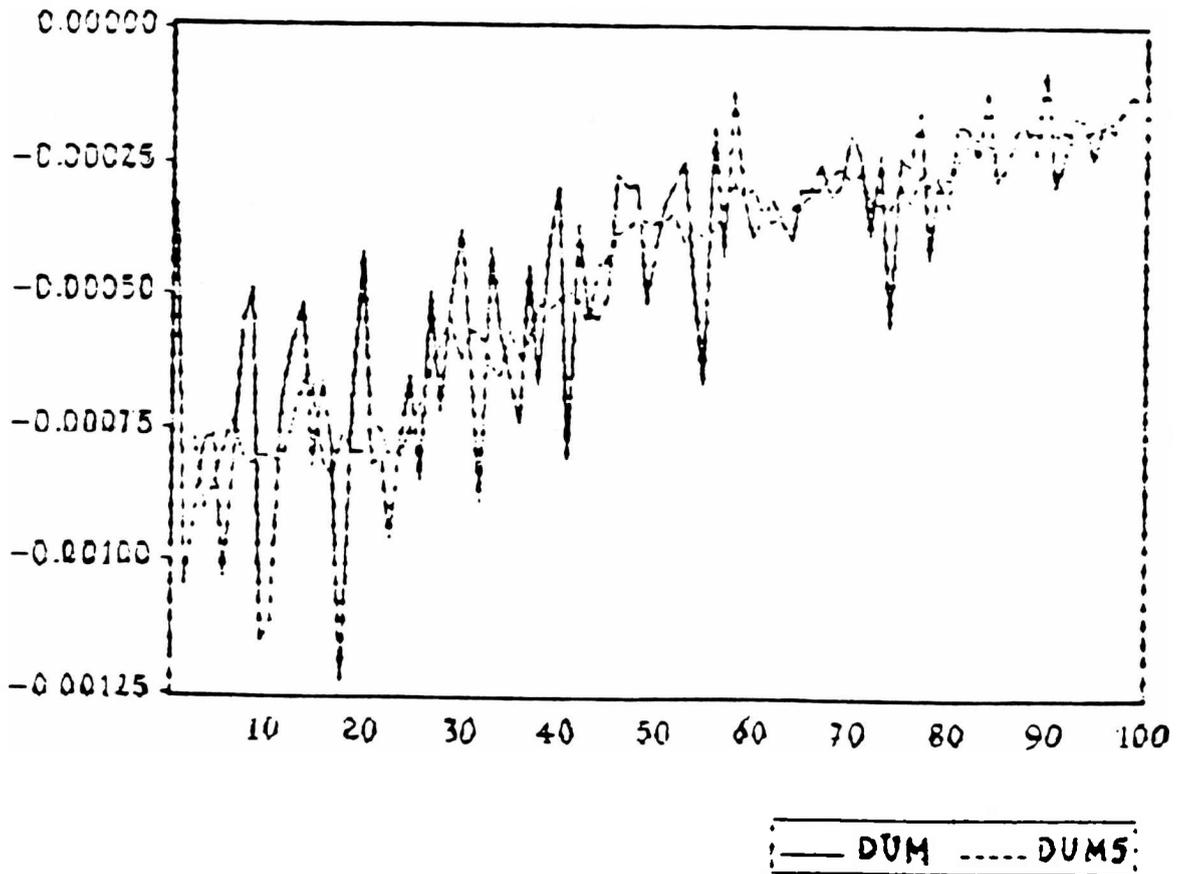
Graphique C

Hypothèse théorique



Graphique 4

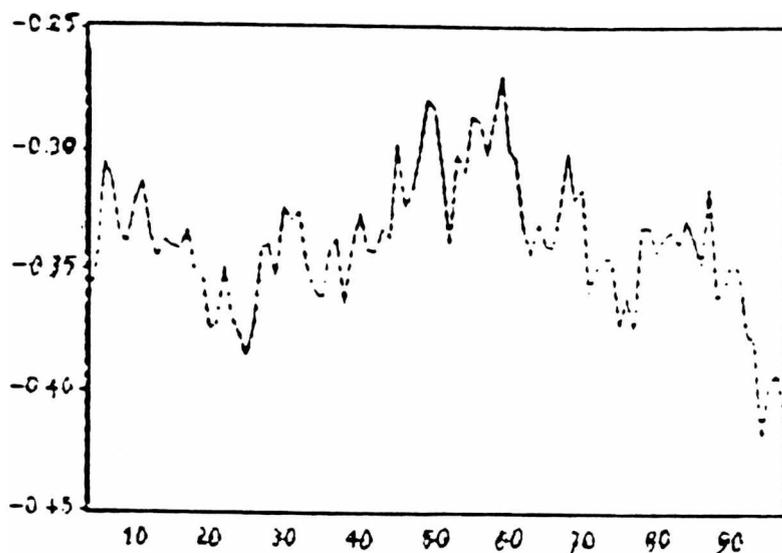
DUM5 = moyenne mobile sur 5 classes
 DUM = UMP - UMM



Lorsque l'on normalise cet indicateur en le divisant par l'utilité marginale "à gauche" UMM, on observe une évolution encore plus proche de l'hypothèse théorique :

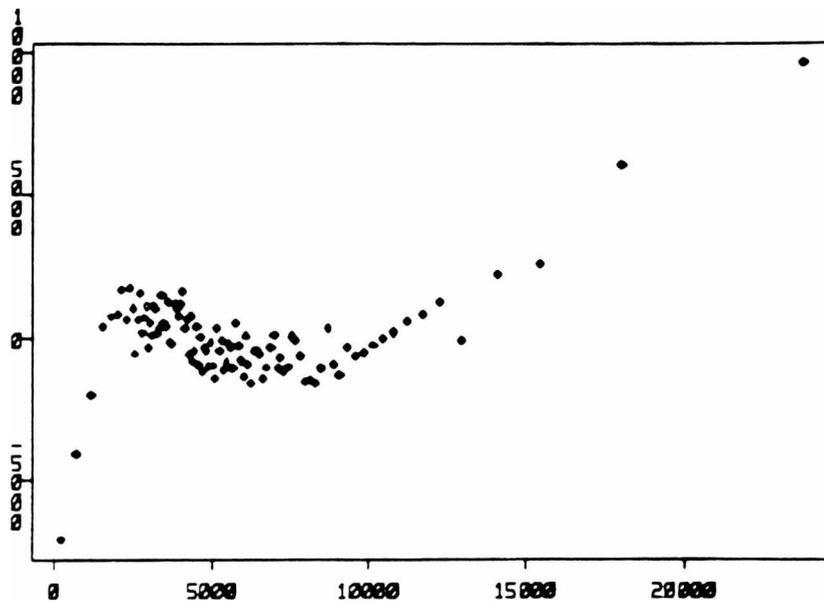
Graphique 5 : $dUM : \frac{UMP - UMM}{UMM}$

(Lissé par moyenne mobile)



- (v) L'utilité totale calculée par interpolation linéaire (voir graphique 6 en annexe III) tend à lisser les concavités de la courbe, qui apparaît clairement croissante et globalement concave, mais sans guère de convexité centrale pour les données individuelles ; la zone convexe centrale apparaît plus clairement lorsque la fonction est calculée à partir des moyennes des sous-populations définies par les centiles de la distribution des revenus.
- (vi) $Y - f(Z)$: on constate (graphique 7) une croissance jusqu'au premier décile, suivi d'une diminution avant l'augmentation finale après le huitième décile : on peut interpréter cette évolution en supposant que, lorsque UM augmente dans la zone centrale, une nécessité de revenu supplémentaire se développe avec les nouveaux besoins ressentis, ce qui entraîne une augmentation du revenu normal ($Z = Aise$, $Z = RICH_3$) plus rapide que celle du revenu Y du ménage, réduisant d'autant le résidu : cette diminution systématique dans la zone centrale constitue donc une confirmation empirique forte de notre hypothèse.

Graphique 7
 Résidu : $Y - f(\text{Aise})$



3.4. Travaux complémentaires

On utilisera les mêmes données pour analyser l'évolution des mêmes indicateurs pour un cellulaire de la population selon les vingtiles du revenu relatif, l'âge du chef de ménage, les niveaux d'éducation, soit $20 \times 3^2 = 180$ cellules comprenant chacune cinquante ménages en moyenne.

II - INTERPRETATION DE L'UTILITE DE FRIEDMAN-SAVAGE ET PREUVES COMPLEMENTAIRES

Nous avons proposé (Gardes, 1980) d'expliquer la convexité centrale de la fonction d'utilité du revenu par une *expansion particulièrement importante de l'ensemble de choix entre les deux terciles de la distribution des revenus* : les biens indispensables étant acquis en fin de première zone, l'individu se voit crédité d'un surplus monétaire croissant qui lui ouvre l'accès à des biens qu'on peut difficilement acheter sans avoir préalablement stocké de l'argent ou sans qu'un crédit soit ouvert au ménage, crédit qui dépend des surplus financiers potentiels que le ménage peut dégager à l'avenir, donc du fait qu'il a satisfait à ses besoins élémentaires de subsistance : biens durables, voiture, logement, possibilité de laisser un héritage à ses descendants, voyages, etc. Chaque franc supplémentaire de revenu se voit alors fortement désirer dans la mesure où

l'utilité de ces nouveaux biens est élevée. La période de découverte du nouvel ensemble de consommation achevée, l'utilité marginale, rehaussée par rapport à la fin de la première zone, recommence à diminuer avec la saturation progressive des consommations.

Il est également possible que la zone centrale soit caractérisée par une recherche d'information et l'accumulation d'un capital humain qui rend l'individu sensible à de nouveaux types de biens (biens culturels, spéculation, héritage...) et l'arme d'une nouvelle efficacité dans son activité de consommation (Lévy-Garboua, 1975) ; la croissance des satisfactions marginales peut également être partiellement liée aux modifications des budgets-temps des ménages, liée à leur cycle de vie et au degré de responsabilité de leur travail.

Cette expansion de l'ensemble de choix doit s'accompagner d'une forte variation des élasticité - revenu et - prix des consommations dans la zone centrale, ce qui peut s'expliquer par l'apparition de nouveaux biens parmi les possibilités de choix des consommateurs, et par leurs relations de substitutivité et complémentarité avec les autres biens qui modifient leur lois de consommation.

Un repérage systématique des changements de comportement des ménages français d'une zone de revenu relatif à l'autre (comportement de consommation et d'épargne, processus d'information et d'anticipation) permettrait de reprendre plus complètement le test que nous avons opéré (Annexe I, paragraphe 6.4) à partir des élasticités publiées par Meulders (1980). On a reproduit en annexe II une analyse des élasticités-revenu et prix des consommations évaluées pour trois zones de revenu qui montre qu'une modification importante des lois de consommation se produit après le premier tercile de la distribution des revenus, ce qui confirme l'hypothèse que nous proposons d'une modification massive de l'ensemble de choix des ménages pour ce niveau de revenu relatif.

Un autre test pourrait porter, non sur le changement des lois de la consommation, mais sur les relations de complémentarité et de substituabilité qui doivent apparaître dans l'ensemble de choix plus riche de la deuxième zone. Une mesure grossière de la substitutivité globale consiste à calculer la somme des élasticité-prix croisées d'un bien par rapport à tous les autres :

$S = \sum_{j \neq i} e_{c_i/p_j}$ qui, d'après la relation de Marshak (provenant de l'hypothèse d'homogénéité des fonctions de demande :

$$e_{c_i/R} + \sum_j e_{c_i/p_j} = 0$$

s'écrit :

$$S = -(e_{c_i/p_i} + e_{c_i/R})$$

En utilisant les tableaux d'élasticités des consommations des ménages anglais rassemblés par classe de revenu relatif (Gardes, 1984, pp. 613 et 618), on obtient les valeurs suivantes des indicateurs de substitutalité globale :

	Première zone (jusqu'au 1er tercile)	Deuxième zone (du 1er au 2ème tercile)	Troisième zone (à partir du 2ème tercile)
Alimentation à domicile	0.05	0.01	0.35
Repas à l'extérieur	-1.25*	-0.51*	0.11*
Boissons alcoolisées	-0.89	0.85	0.26*
Tabac	-0.32**	0.26	-0.25**
Logement (lovers et réparations)	-0.71	-0.05	-0.37
Charges	0.10* [-0.22]	-0.25* [-0.01]	0.11
Habillement	-1.65**	-0.83**	-0.36*
Biens durables du logement	-1.98	-1.33**	-0.94**
Achats de véhicules de transport personnels	0.36** [-3.65]	-1.34** [0.13]	-0.28**
Biens divers	-0.22	0.11*	-0.12
Services	-1.39**	-0.57*	-0.02*

Notes : ajustements en différences premières

** coefficients non significatifs ($t < 1$)

* coefficients non significatifs à 5 % ($t < 2.09$)

[] estimations logarithmiques en niveau.

On constate effectivement que pour huit postes contre trois¹, l'indice de substitutalité globale augmente nettement (en moyenne de plus de la moitié), ce qui tend à montrer que l'ensemble de choix s'est diversifié dans la deuxième zone. Ce mouvement n'apparaît plus clairement de la deuxième à la troisième zone.

¹ Ces trois postes (alimentation à domicile, charges, achats de véhicules) voient leurs élasticité diminuer faiblement, mais de manière non significative, si l'on considère également les estimations logarithmiques en niveau.

Il conviendrait de reprendre ces calculs pour des postes de consommation plus désagrégés, afin de repérer les substitutalités intra-fonction qui sont également directement liées à notre hypothèse.

CONCLUSION

L'ensemble des preuves empiriques concordantes, rassemblées autour de la forme de l'utilité du revenu et des changements des lois de consommation, ne contredit pas l'hypothèse d'un élargissement des ensembles de choix et des besoins ressentis par les consommateurs.

Des recherches futures pourront porter :

- sur le repérage des évolutions de l'utilité marginale du revenu par des méthodes indirectes tirées de l'estimation de systèmes complets de demande ;
- sur les changements des lois de consommation à partir de données transversales individuelles et de séries temporelles de consommation et de revenu par tranches de revenu relatif ;
- sur l'apparition de nouveaux biens et de nouveaux besoins le long de l'échelle des revenus relatifs.

BIBLIOGRAPHIE

- ALBOU, 1976, Les besoins économiques, PUF.
- BAILEY M.J , OLSON M., WONNACOTT P., 1980, The marginal utility of income does not increase : borrowing, lending and Friedman-Savage Gambles, *Economic Review*, 70, 3 june .
- FRIEDMAN M., SAVAGE L.J., 1948, The utility of analysis of choices involving risk, *Journal of Political Economy*, 56, 4, august.
- GALANTER E., 1962, The direct measurement of utility and subjective probability, *The American Journal of psychology*, 75, 2, june.
- GARDES F., 1978, Contribution à l'analyse de la préférence révélée. Pour une axiomatique du comportement individuel du consommateur, thèse de 3ème cycle, Université de Paris IX-Dauphine
- GARDES F., 1978, Variations des ensembles de choix individuels : les zones de consommation, communication au Colloque "Structures économiques et économétrie" Lyon.
- GARDES F., 1984, Analyse comparative des effets des variations temporelles du revenu relatif sur la consommation, Journées de microéconomie appliquée. Le Mans, 6-7 juin.
- GARDES F., 1984, Thèse d'Etat.
- GLAUDE M., 1988, Estimation des lignes de pauvreté à partir des fonctions individuelles de bien-être (méthode de VAN PRAAG), Doc. 5 829/88 EN, OSCE.
- GLAUDE M., MOUTARDIER M., 1991, Une évaluation du coût direct de l'enfant de 1979 à 1989, Doc. INSEE, n° 9 108.
- HULL J.C., MOORE P.G., THOMAS H., 1973, Utility and its measurement dans KAUFMAN ed., *Moder decision analysis*, Penguin.

JACQUET-LAGREZE E., LEROY P., 1974, Méthode de construction d'une fonction d'utilité appliquée au problème de l'aéroport de Mexico, Note de travail Lamsade.

KOLM S.C., 1990, Méta-économie (propositions d'auto-méthodologie de la science économique). Communication au colloque de l'AFSE, septembre.

MARKOWITZ H., 1952, The utility of wealth, *Journal of Political Economy*, 60, 2, avril.

MC KENZIE G.W., 1983, *Measuring Economic Welfare : New Method*, Cambridge University Press.

MERAUD J., 1990, *Les besoins des Français*, Economica.

MOSTELLER F., NOGEE P., 1951, An experimental measurement of utility, *Journal of Political Economy*, 59,5.

PRYOR F.L., 1976, The Friedman-Savage utility function in cross-cultural perspective, *Journal of Political Economy*, 84, 4..

VAN PRAAG B., 1968, *Individual welfare functions and consumer behaviour*, North-Holland Publishing Company.

VAN PRAAG B., 1971, The welfare function of income in Belgium : an empirical investigation, *European Economic Review*, vol 4, (autres articles dans la même revue, 1973, vol. 4 ; 1976, vol. 7 et 1977).

WARTIA Y.D., 1983, Efficient methods of measuring welfare change and compensated income in terms of ordinary demand functions, *Econometrica*, 51, 1, january.

C R E D O C
UNIVERSITE PARIS NORD

ANNEXE I

VARIATION DES ENSEMBLES DE CHOIX INDIVIDUELS
LES ZONES DE CONSOMMATION

François GARDES

Communication au Colloque :

"Structures économiques et économétrie"

Université C. BERNARD, LYON, 21 mai 1980

Mai 1980

VARIATION DES ENSEMBLES DE CHOIX INDIVIDUELS

LES ZONES DE CONSOMMATION

1. Si les hypothèses sur les relations de préférence individuelles sont en général bien précisées et discutées, on néglige souvent de définir avec la même rigueur les espaces de choix (ensembles des actions ou des consommations possibles) sur lesquels ces relations de préférence sont définies. Il est licite de supposer que les préférences individuelles sont *intrinsèques* si l'on prend soin de bien définir le niveau auquel apparaît cette stabilité des préférences : celui des biens eux-mêmes (mais on est alors amené à se limiter à un modèle statique - celui de la micro-économie classique), ou celui de leurs caractéristiques plus ou moins "profondes". Les irrationalités apparentes des choix observées au niveau de l'action pourront ainsi être attribuées à l'apparition d'un nouveau bien¹ ou à la modification de la structure de l'ensemble de choix ; elles disparaîtront au niveau de stabilité des préférences, si ce nouveau bien peut se décrire avec les mêmes caractéristiques que les autres.

La théorie des préférences révélées de Samuelson s'est appliquée à définir des relations de préférences cohérentes (antisymétriques, transitives) à partir des choix observés sur le marché et décrits par les fonctions de demande ou, plus généralement, les fonctions de choix qui font correspondre à l'ensemble des choix X le sous-ensemble $C(X)$ des éléments qui y ont été sélectionnés. Le lien

Le Professeur Louis Lévy-Garboua, Bertrand Lemennicier et Jean-Pierre Jarousse ont bien voulu discuter de certains points de cette recherche. Mes remerciements vont également aux bibliothécaires du CREDOC, Mademoiselle Feuillet et Madame Maffre, pour leur précieux concours à mes recherches bibliographiques, et à Madame Durand qui s'est chargée de la frappe de ce texte.

¹Par exemple, si les biens x_1, x_2, x_3 sont classés dans cet ordre : $x_1 > x_2 > x_3$ et qu'un quatrième bien est introduit, l'individu pourra le classer après x_3 et avant x_1 (créant ainsi un cycle de préférences) s'il ne cherche pas à redéfinir un système de préférences sur le nouvel ensemble de quatre éléments, mais se borne à comparer le nouveau bien aux anciens en conservant ses anciennes préférences.

entre l'étendue de l'ensemble de choix (soit le nombre d'ensembles X qui sont proposés au choix) et les propriétés des relations de préférences y est particulièrement net. Un théorème d'Arrow (1959) dit par exemple que les préférences sont transitives dès qu'elles sont antisymétriques si l'agent sait choisir dans tout ensemble regroupant des éléments qui ont été au moins une fois proposés au choix (mais pas nécessairement ensembles). On peut également montrer le même résultat sous l'hypothèse que la réunion de deux ensembles de choix est aussi un ensemble de choix (l'individu sait choisir dans $S_1 \cup S_2$ s'il a déjà révélé son choix dans S_1 et S_2 séparément), ou d'autres hypothèses de même nature (voir F. Gardes, 1978, p. 42 et 55-56).

Dans un même esprit, H. Sonnenschein (1965) a démontré que la transitivité des relations de préférence pouvait se déduire d'hypothèses de nature topologique sur l'espace de choix.

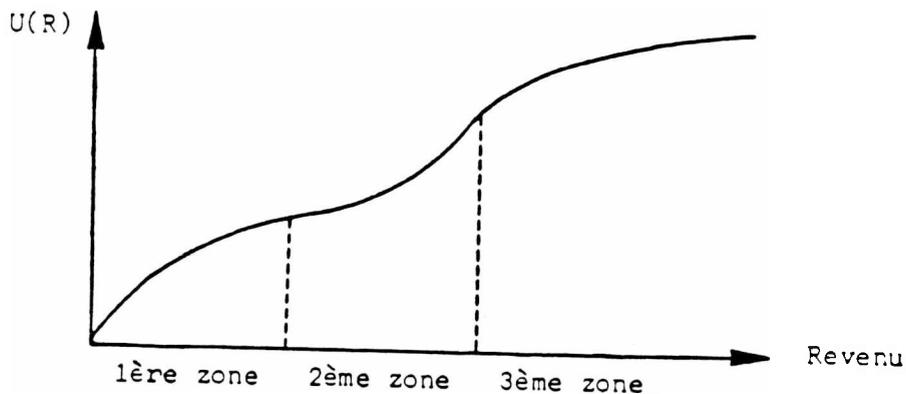
Il est remarquable de constater la convergence de ces résultats mathématiques avec la pensée philosophique la plus actuelle. Heidegger a, par exemple, critiqué "l'inextricable habitude de la manière moderne de penser l'homme en tant que sujet", insistant sur le fait que l'individu ne peut être séparé de son environnement, dans la mesure où il se construit lui-même en interagissant avec lui. L'examen de la pensée existentialiste (F. Gardes, 1980) permet de questionner ces "évidences" trop négligées, d'expliquer certains choix économiques qui impliquent ou participent au remodelage du monde du décideur, et de dégager des raisons ultimes au comportement individuel sans se ramener aveuglément à des déterminations psychanalytiques et sociologiques ad-hoc.

2. L'une des variables essentielles qui détermine l'étendue du champ de choix d'un individu est son revenu monétaire (voir l'argumentation de J.F. Bernard-Béchariès (1970), pp. 195-202). Il n'est pas simple de distinguer la part de la variation du revenu qui est due à une modification de l'ensemble de choix (ouverture des frontières, changement de la législation qui améliorent la position de l'agent) de celle qui en est la cause directe (possibilité d'acquérir des biens auparavant hors de portée). Cause ou effet, le revenu monétaire est en tout cas une variable "agrégante" de multiples déterminismes, un déterminant fondamental du comportement que l'on peut s'étonner de voir quelque peu négligé dans les enquêtes statistiques françaises. En dehors de sa relative imprécision par rapport aux statistiques de CSP ou d'âge, on peut imputer ce fait à la difficulté de distinguer les effets du niveau absolu du revenu des effets de la position relative dans la

distribution des revenus (que se passe-t-il lorsque tous les revenus croissent uniformément de 10% ?), difficulté qui empêche la comparaison intertemporelle ou internationale des effet du revenu ; mais également, peut-être, à un certain "complexe" plus marqué en France que dans le monde anglo-saxon.

Nous considérons ici le revenu monétaire "courant", non un revenu permanent et complet (au sens de Friedman et Becker), bien que l'utilité du revenu que nous allons décrire intègre la disposition de temps par l'individu et la variation attendue de son revenu. Nous manquons naturellement de statistiques sur l'utilité de ce revenu généralisé.

3. L'utilité monétaire de l'individu a été particulièrement étudiée par les psychologues en économie monétaire. Friedman et Savage (1948) ont proposé, à partir de considérations théoriques sur le comportement de l'agent vis-à-vis du risque (achat de loterie, ou d'assurances), une courbe d'utilité dont la concavité générale serait coupée d'une bosse en dedans à convexité tournée vers le haut :



Ce changement de convexité est particulièrement intéressant dans la mesure où il indique une modification du comportement vis-à-vis du risque : aversion ou risque dans les deux zones extrêmes, goût du risque dans la deuxième (d'autant plus que la courbure est forte, ou plus exactement que l'indice d'aversion au risque d'Arrow-Pratt - $\frac{U''(R)}{U'(R)}$ est fort en valeur absolue). Il est particulièrement important de relier les comportements de consommation à l'attitude de l'agent vis-à-vis du risque : tout bien n'est-il pas plus ou moins risqué, dans la mesure où les services qu'on en attend sont incertains ?

Les psychologues et les spécialistes de la théorie des portefeuilles financiers ont cherché à mesurer empiriquement l'utilité de la monnaie, mais en général pour des petites sommes correspondant au risque pris lors de l'achat d'un billet de loterie ou d'une valeur boursière. Il est intéressant de constater qu'ils trouvent également des changements de convexité (voir par exemple la forme proposée par Markowitz (1952)), mais on ne peut assimiler leurs fonctions d'utilité d'un pari à l'utilité retirée par l'individu de son revenu monétaire courant.

B. Van Praag (1977) a construit diverses fonctions de "bien-être individuel" à partir d'enquêtes directes d'évaluation de l'utilité où les individus qualifient leur revenu familial d'excellent, bon, amplement suffisant... selon neuf échelons qui sont reportés sur une échelle (0,1). Les réponses lui permettent d'évaluer les paramètres d'une fonction de bien-être qu'il a définie, à partir de considérations théoriques, dans son premier ouvrage (1968). Il constate des changements de convexité, avec des courbes de la forme prédite par Friedman-Savage parfois sans la première zone (articles de 1977)¹ et une forme toujours concave à partir d'un certain niveau de revenu. Il semble d'autre part qu'une augmentation générale des revenus translate la courbe vers la droite, et n'augmente l'utilité ressentie par chaque individu que d'une faible fraction de la différence des utilités de revenus décalés du même pourcentage en un certain instant.

4. Si la croissance de la fonction d'utilité du revenu a été souvent constatée par les économistes et les psychologues (Easterlin, Strumpel, Bradburn-Caplovitz, Bradburn, Cantril²), on ne s'est guère intéressé à la forme de ces courbes, qui montrent pourtant une stabilité remarquable si on les analyse en terme de *revenu relatif*. On peut construire directement des fonctions d'utilité moyennes à partir de statistiques sur la satisfaction ressentie par les individus (souvent classée en trois niveaux : très, modérément, pas satisfait). Il faut construire des indices de satisfaction à partir des réponses, en ne prenant en compte que les réponses "très satisfait" (l'indice sera alors le pourcentage de cette catégorie), ou en faisant des sommes pondérées (poids double ou égal pour "très" par rapport à "modérément", poids nul pour "pas satisfait"). Ces courbes moyennes ne peuvent évidemment pas être assimilées aux réponses d'un seul individu qui fournirait la valeur subjective de chaque niveau de revenu, mais elles sont plus fiables dans la mesure où chaque individu répond sur son propre revenu,

¹ Le faible poids, en terme de population statistique (le cinquième environ de la population totale), de cette zone peut expliquer la disparition de cette zone dans les régressions statistiques.

² Voir l'annexe 1.

et non sur des revenus hypothétiques (il n'y a donc pas de biais perceptif).

Les tranches de revenu des statistiques utilisées sont souvent en faible nombre (au mieux dix), ce qui enlève du crédit aux inflexions observées, qui peuvent n'être que le fait d'un seul point en retrait sur une courbe concave de quatre à cinq points (étant donné cette concavité, la bosse "en dedans" est plus probable qu'une bosse "en dehors"). On peut néanmoins observer deux grandes concordances : - les 26 courbes tracées à partir des neuf enquêtes indépendantes, sur des statistiques de pays et d'époques (1946-1979) différentes, montrent toutes une concavité globale ; - presque toutes celles qui contiennent plus de cinq points sont caractérisées par une bosse en dedans couvrant en gros la zone allant du troisième au septième décile.

Le tableau et les graphiques des annexes 1 et 2 attestent la stabilité de cette forme. Cette stabilité se retrouve par exemple dans les résultats de l'enquête *Aspirations* du CREDOC, où les mêmes questions que dans l'enquête CERC de 1973 ont été posées, cinq ans après, sans qu'aient changé les proportions des différentes catégories de réponses.

5. Interprétation.

La stabilité de ces proportions lorsque le revenu général de la nation augmente, relevée dans l'enquête du CREDOC, leur similitude entre nations irrégulièrement développées, relevées par H. Easterlin (1974) peuvent s'expliquer par une théorie du revenu relatif, comme Easterlin l'a remarqué. Le style d'évolution du bien-être d'un individu (utilité marginale croissante ou décroissante - cette dernière variation étant plus rapide dans la première zone que dans la dernière) dépendrait de son positionnement dans l'une des trois classes, ce qui, psychologiquement, est plus convaincant qu'une influence précise du positionnement exact dans la distribution des revenus (théories classiques du revenu relatif).

Si l'on mesure l'aversion au risque par l'indice d'Arrow-Pratt (qui dépend à la fois de la courbure et de la pente en un point de la courbe d'utilité), on voit que la forme de ces courbes est compatible avec une double évolution du comportement vis-à-vis du risque dans chaque zone : aversion au risque faible pour de très petits revenus (on peut être tenté de tout risquer lorsqu'on n'a rien), croissante à mesure qu'il permet de subsister, puis décroissante à la fin de la première zone à mesure que les besoins primordiaux sont mieux couverts ; le goût du risque continue à croître en début de

deuxième zone (espoir de passer en troisième zone - qui semble maintenant accessible - si l'on gagne, consommation du rêve que ce passage est possible), puis diminue en fin de zone lorsque l'utilité marginale des biens, de nouveau croissante, fait augmenter la valeur ressentie des pertes éventuelles et que l'on s'installe dans un nouveau mode de consommation plus coûteux ; l'aversion au risque continue d'augmenter en début de 3^e zone pour diminuer dans les hauts revenus où la contrainte budgétaire se relâche. Ce type d'évolution de l'aversion vis-à-vis du risque est compatible avec les intuitions apparemment contradictoires qu'elle doit augmenter avec le revenu, puisque les individus très pauvres sont disposés à "tout risquer", et qu'elle doit diminuer puisqu'elle s'annule aux très hauts revenus. On remarquera que comme cette aversion et l'utilité marginale ne varient pas uniformément, elles pourront retrouver les mêmes valeurs à des niveaux éloignés du revenu.

Cette forme d'utilité du revenu peut surtout s'expliquer par un élargissement de l'ensemble de choix au cours du passage dans la deuxième zone : les biens indispensables étant acquis en fin de première zone, l'individu se voit crédité d'un surplus monétaire croissant qui lui ouvre l'accès à des biens qu'on peut difficilement acheter sans avoir préalablement stocké de l'argent : biens durables, voiture, logement, possibilité de laisser un héritage à ses descendants, voyages, etc... Chaque franc supplémentaire de revenu se voit alors fortement désirer dans la mesure où l'utilité de ces nouveaux biens est élevée. La période de découverte du nouvel ensemble de consommation achevée, l'utilité marginale, rehaussée par rapport à la fin de la première zone, recommence à diminuer avec la saturation progressive des consommations.

Lévy-Garboua, a proposé l'hypothèse que la deuxième zone serait également caractérisée par une recherche intensive d'informations sur les utilisations possibles du revenu, et d'accumulation d'un capital humain qui rend l'individu sensible à de nouveaux types de biens (spéculation, biens culturels, héritages,...) et l'arme d'une nouvelle efficacité dans son activité de consommation, d'où la croissance de son utilité marginale de revenu.

Il n'est également pas impossible que la zone médiane contienne une forte proportion d'emplois à responsabilité limitée, sans les horaires supplémentaires pour les emplois à faible rémunération qui caractériseraient la fin de la première zone ou pour les emplois à haute responsabilité de la troisième zone.

L'augmentation de revenu dans ces deux zones extrêmes s'accompagnerait d'une diminution du temps de loisir, d'où la décroissance de l'utilité marginale du revenu monétaire (due à une diminution du revenu complet au sens de Becker), alors que le passage dans la deuxième zone augmenterait au contraire ce temps de loisir, et donc l'utilité marginale du revenu.

6. Quelques indices supplémentaires.

On peut vérifier certaines de ces interprétations à partir de statistiques sur l'achat de biens risqués, l'épargne et les soldes de compte-chèque et livrets d'épargne (qui devraient augmenter dans la deuxième zone), sur les budgets-temps, la recherche d'informations et de contacts humains et la consommation des biens de "seconde génération".

6.1. Remarquons d'abord que, selon l'enquête "Aspirations" du CREDOC (p. 441), le revenu minimum garanti exigé dans les différentes tranches de revenu semble augmenter particulièrement vite à la fin de la deuxième zone, pour stagner ensuite, ce qui peut indiquer qu'en cette fin de zone médiane et début de troisième zone, les biens de seconde génération ont été intégrés à l'ensemble de choix et apparaissent presque aussi nécessaires que le sont les biens indispensables, de "première génération", pour les bas revenus.

On constate également dans les statistiques citées par Duesenberry (tabl. 1, p. 49), que l'augmentation de revenu souhaitée, forte dans la première zone (162 puis 97% du revenu), diminue en début de deuxième zone pour remonter de plus en plus vite jusqu'à atteindre 100% des revenus de la dernière tranche. La même constatation a été faite par Katona (Analyse Psychologique du comportement économique, p. 133).

6.2. Achats de loterie : un cahier de C. Lemelin fournit des statistiques canadiennes (imprécises : quatre tranches de revenu seulement) qui indiquent une nette augmentation des acheteurs habituels de loto-Québec dans la deuxième zone (20% → 80%) - voir le tableau 1. Il serait intéressant de les comparer aux statistiques du loto français et d'étudier également la variation des sommes pariées.

	R E V E N U			
	0 - \$ 3 000	\$3 000-\$5 000	\$5 000-\$10 000	\$10 000-et plus
Répartition de la population totale (1)	18%	23%	41%	17%
Non acheteurs (2)	6%	6%	8%	5%
Acheteurs occasionnels (3)	5%	5%	9%	4%
Acheteurs habituels (4)	7%	12%	24%	8%
Répartition des acheteurs habituels (5)	13.7%	23.5%	47%	15.7%
$\frac{(5)}{(1)}$	0.76	1.02	1.15	0.92

Remarque : Le premier quintile est légèrement supérieur à 3 000\$, le deuxième proche de 5 000, le quatrième de 10 000. La deuxième zone se confond donc avec la troisième tranche de revenu.

Les statistiques américaines (Statistical abstract of the United States, 1977, tableau n° 393) indiquent également que le nombre de joueurs (aux chevaux, au casino, etc...) fait plus que doubler dans la tranche de revenu 5 000\$ - 10 000\$, correspondant à la deuxième zone (33%-80%) : 24% de la population joue entre 0 et 5 000\$ (dont 17% légalement et 3% illégalement) contre 51% dans la deuxième tranche (39 et 8%) ; l'augmentation est plus faible dans les tranches suivantes : 69% (10 et 46%) entre 10 et 15 000\$; 74% (15 et 54%) après 15 000\$.

6.3. L'épargne des ménages : on doit s'attendre à voir se former un stock de disponibilité monétaires en fin de première zone et début de deuxième, puis l'épargne grossir régulièrement dans la mesure où elle est nécessaire à l'achat des biens de seconde génération.

Une étude systématique serait nécessaire. Certains indices semblent confirmer cette tendance : le pourcentage de familles endettées paraît être particulièrement élevé dans la deuxième et le début de la troisième zone: entre 71 et 74% aux Etats-Unis en 1965 pour les ménages où le mari seul travaille (72 à 78% quand la femme travaille également), contre 57% dans la première zone (65%) et 67% dans la troisième (74%). L'enquête de Ph. L'Hardy et G. Hoffman (1970) indique également une forte augmentation en fin de 2^e zone du pourcentage de ménages ayant emprunté en 1966 ; les dettes immobilisées touchent une proportion accrue des ménages dès le début de la deuxième zone (2.6% avant le troisième décile, 8.2%

entre le 3^e et le 6^e, 15% jusqu'au 7^e), le montant des dettes augmentant à partir du 4^e décile pour plafonner au même niveau jusqu'au dernier.

L'endettement est peu attrayant dans la première zone dans la mesure où l'ensemble de choix est restreint, et où le remboursement risque d'être difficile si l'on ne passe pas entre-temps en deuxième zone. Dans celle-ci, au contraire, l'endettement et le comportement risqué traduisent l'intérêt nouveau de la consommation et l'espoir de progresser vers la 3^e zone.

Cette même enquête indique que les avoirs en livret et Caisse d'Épargne augmentent en début de 2^e zone, pour stagner jusqu'au début de 3^e (commencement des achats des biens de seconde génération), où ils se mettent à diminuer, les assurances-vie connaissant également une forte augmentation en 2^e zone.

Ces résultats confirment donc les hypothèses avancées.

6.4. Consommation des biens de seconde génération : seule une étude systématique permettrait de les déterminer (en un instant donné, les biens se diffusant en passant de la seconde à la première génération), et de préciser leur seuil relatif d'apparition. On constate par exemple que le taux de possession d'une automobile passe de 10 à 60% au cours de la 2^e zone en 1966 (J. Niaudet Consommation 1970, n° 2-3), mais cette zone n'est sans doute plus aussi caractérisée pour l'automobile aujourd'hui. D. Meulders (1990) a recherché systématiquement, par la méthode des splines régressions linéaires les niveaux de revenus où se manifeste un changement du comportement de consommation des divers biens (modification sensible des Propensions Marginales à Consommer). Plus de la moitié des neuf grands postes de consommation connaissent un tel noeud (malgré leur caractère agrégé) pour les ménages ouvriers comme pour les employés. Six de ces noeuds (sur onze) se situent dans le deuxième tercile (33 + 66% de la distribution des revenus) dont les dépenses de transports et communications, en début de 2^e zone chez les employés (doublement de la p m c) ; deux seulement en première zone, trois en troisième (dont les dépenses de culture et loisirs, dont la p m c est en augmentation au début de cette zone, les p m c des dépenses de santé diminuant dans les deux derniers déciles).

On constate d'ailleurs par examen direct une légère augmentation (qu'il faudrait préciser sur des tranches de revenu plus fines) des élasticités et des p m c des transports - communications, culture-loisirs et autres biens dans les quatrièmes et cinquième quintiles des deux catégories, ouvriers et employés. L'ensemble de ces résultats confirme donc le modèle des zones de comportement.

CONCLUSION.

La stabilité de la forme de l'utilité du revenu par rapport à sa distribution relative est un argument en faveur de la cardinalité des indices d'utilité que nous avons construits (s'ils n'étaient qu'ordinaux, les zones de convexité seraient n'importe où). Il est bien entendu important de vérifier cette forme sur des statistiques plus précises : à tranches de revenu plus fines, mieux étendues vers les hauts revenus et plus désagrégées par grands groupes sociaux de manière à déterminer précisément par rapport à qui les individus se comportent (au sein d'un groupe, ou par rapport à l'ensemble de la population ?). Il serait alors peut-être possible de rendre plus précise l'évaluation des seuils entre les trois zones, dont les niveaux peuvent dépendre de la répartition des richesses dans la nation, de l'inégalité des revenus ou des âges du groupe considéré, etc...

REFERENCES.

- Arrow, K.J. 1959, Rational Choice Functions and Ordering, *Economica*, NS, 26.
- Bernard-Bécharies, J.F. 1970, *Le choix de consommation*, Ed. Eyrolles.
- Duesenberry, J.S. 1949, *Income, saving and the theory of consumer behavior*, Harvard University Press.
- Easterlin, B.A. 1974, Does economic growth improve the human lot ? Some empirical evidence - in P. David (Ed.) : *Nations and Households in Economic Growth : Essays in honor of Moses Abramowitz*, Stanford University Press, Palo Alto.
- Friedman, M. - Savage, L.J.. 1948, The Utility Analysis of Choices Involving Risk, *Journal of Political Economy* 56, août.
-
- 1952, The expected - utility hypothesis and the measurability of utility - *Journal of Political Economy* 60, décembre.
- Gardes, F. 1978, Contribution à l'analyse de la préférence révélée - pour une axiomatique du comportement individuel du consommateur, thèse de 3^e cycle d'économie appliquée, Université de Paris IX-Dauphine.
-
- 1980, L'individu et son environnement, Analyse critique de quelques théories du choix individuel. Apport d'un questionnaire philosophique (Heidegger) pour une critique des concepts de la microéconomie (Cahiers du Lamsade, à paraître).
- Lemelin, C. 1976, Les effets redistributifs des loteries québécoises - Cahier 7704 du LABREV (Laboratoire sur la Répartition et la Sécurité du Revenu).
- L'Hardy, Ph. et Hoffman, G. 1970, Epargne des Ménages et gestion des patrimoines, Collections de l'INSEE, série M, n° 6, novembre.
- Markowitz, H. 1952, The Utility of Wealth, *Journal of Political Economy* 60, n° 2, avril.
- Meulders D. 1980, Effet de la répartition du revenu disponible sur la fonction de consommation - Communication au 7^e colloque international d'Econométrie appliquée, Poitiers, 6-8 février.
- Sonnenschein, H. 1965, The Relationship between transitive preference and the structure of the choice space, *Econometrica*, 33, n° 3 juillet.
- Van Praag, B. 1968, *Individual Welfare Function and Consumer Behavior*, North Holland, Amsterdam.
-
- _____, Kapteyn, A. et Van Herwaarden, F. 1977, Direct Measurement of Welfare Functions : methods and results, Report 77.02 de l'Institut Economique de l'Université de Leyden, mars.
-
- _____, 1977, Twelve Thousand Individual Welfare Functions. A Comparison of six samples in Belgium and Northernland, *European Economic Review* 9.

ANNEXE I: Références et résultats de différents enquêtes.

Centre d'opinion: 2 ^e Zone	Particularité de la 2 ^e zone pour rapportée de réhabilitation des réseaux	concernant généraliste	Références de l'enquête
37,5%	20% → 50-60%	nette et négative	① Centre - Contrôle: Income satisfaction and income aspiration - Journal of abnormal and social psychology (Toussier 1966), cite par Buesenbary (1969) p 47-9. (USA)
55-60%	45% → 80% nombre d'influent de points	nette	② Bredrum - Copferte: Reports on happiness (Adkins, 1965) - Enquête sur USA, 1962-3 - Table 2.1 p 9 - Table 2.2 p 10
	nombre influent de points (4) formant / on /	faible concernant	③ Centre: The pattern of human concern (Rudger & Russ, 1965) - Enquête sur 1962-63 en différents pays - Inde
54%	35 → 70% (niveau de confort)	nette	④ Bredrum: The structure of psychological well-being (Adkins, 1969) - Enquête de 1965 sur USA - Table 3.3 (p 45) - Table 3.5 p 47 - Items - moins
40%	22% → 60% NB influent de points	nette	⑤ Airo pol, cite par Esterlin (1974) - Enquête de 1970 sur USA - Table 2 (1970) - Table 10 (1973, 56, 70) - Table 9 (5 centres de 1967 = 52)
35%	20 → 50% NB influent de points (unq)	nette	formant: / forme 1966: / forme 1970: / forme 1973: /

⑥ CERIC, rapport n° 13-20, 1973 - Enquête de 1970 en France (tableau p 59). " En ce qui concerne votre niveau de vie, diriez-vous que depuis une dizaine d'années, ça va mieux, pareil, ou moins bien ? "

nette

25% → 66%

43%

⑦ Stumpfl. Economic life-style, values and subjective welfare (an empirical approach), dans E.B. Sheldon, (Ed.). Family economic behavior - problems and prospects (1973) - Enquête de 1971 aux USA.

légère

cinq points seulement
forme . Partie médiane entre 25 et 50%.

~40%

⑧ D.R. Sezal - M. Felson: Social stratification and family economic behavior - article du même ouvrage de Sheldon - Enquête aux USA.

- Table p 158: Heures consumer index scores par tranches de revenu, indice mesurant la qualité du " bien-être matériel anticipé ", à partir des projets d'achat de biens durables

nette

15% → 35-40%

20 25%

⑨ CREDOC: Enquête Aspirations (L. Fénelon) - Rapport de l'enquête 1978-79, phase 1.

- 3 niveaux de revenu souhaité, p 661.

- même question que l'enquête CERIC, p 450

nette pour 2 niveaux
la 3^e de niveau
nulle.

25 → 70%

60-65%

nette

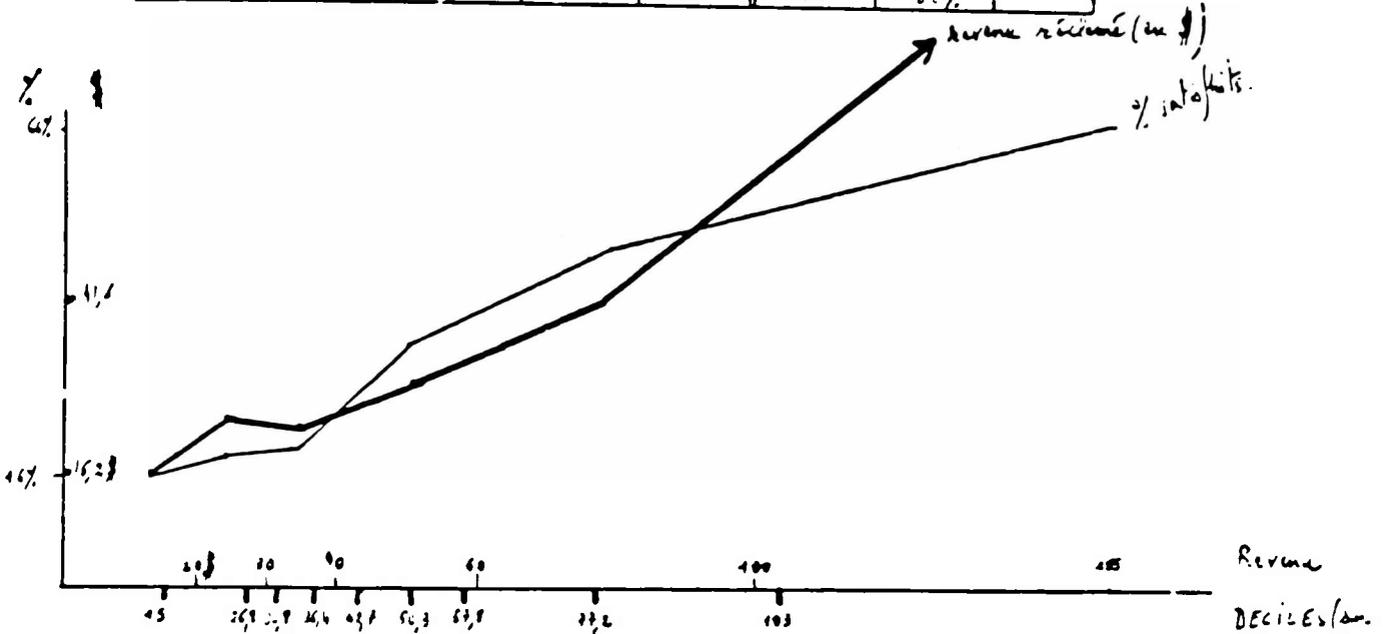
20 → 55-70%

60-65%

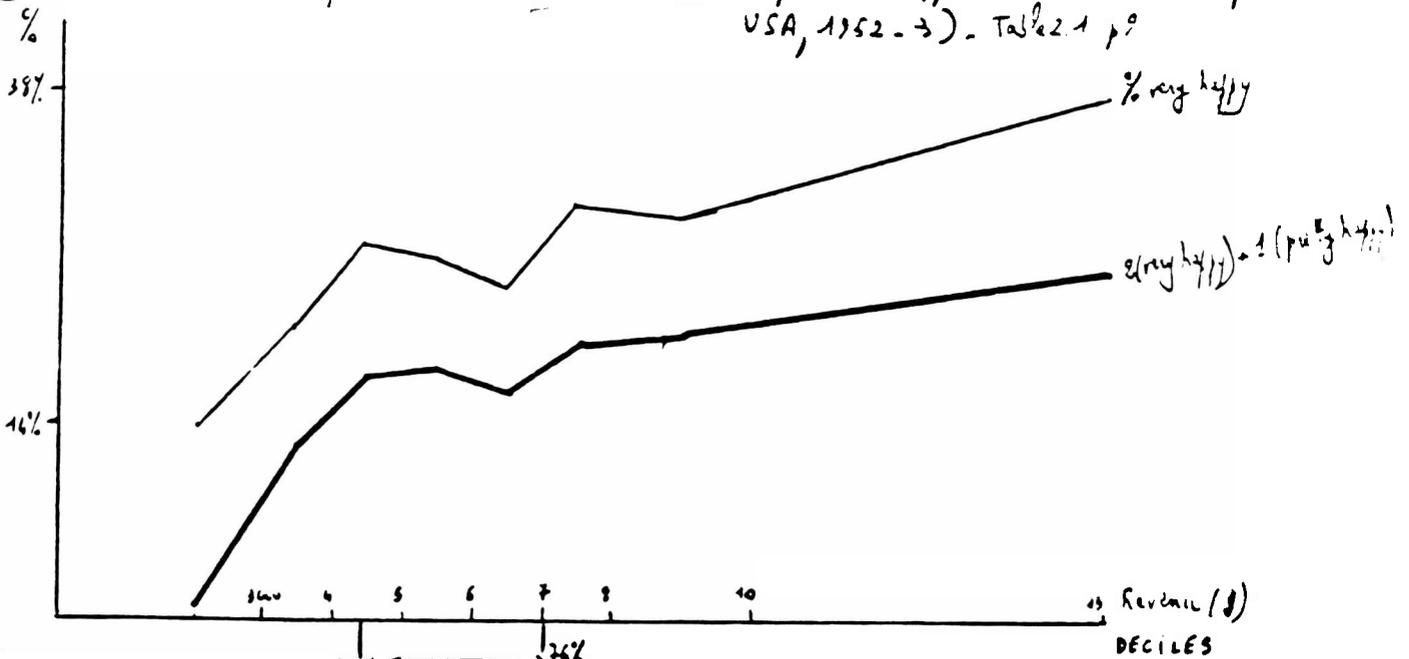
ANNEXE II

① Satisfaction et aspiration de revenu (Centers. Contail, USA, 1946).

Revenu hebdomadaire	nb de cas	Satisfait (%)	non satisfait (%)	dans l'opinion (%)	soit réponse	en % de la population	(en \$)
0 - 20 \$	163	16	68	16	160	16%	14,2
20 - 30	170	19	72	9	115	9%	24,25
30 - 40	207	20	67	13	129	16%	23,1
40 - 60	310	35	54	11	147	59%	23,5
60 - 100	171	49	43	8	73	52%	41,6
+ 100	124	66	20	14	16	100%	100
MOYENNE	1165	32	56	12	581	86%	



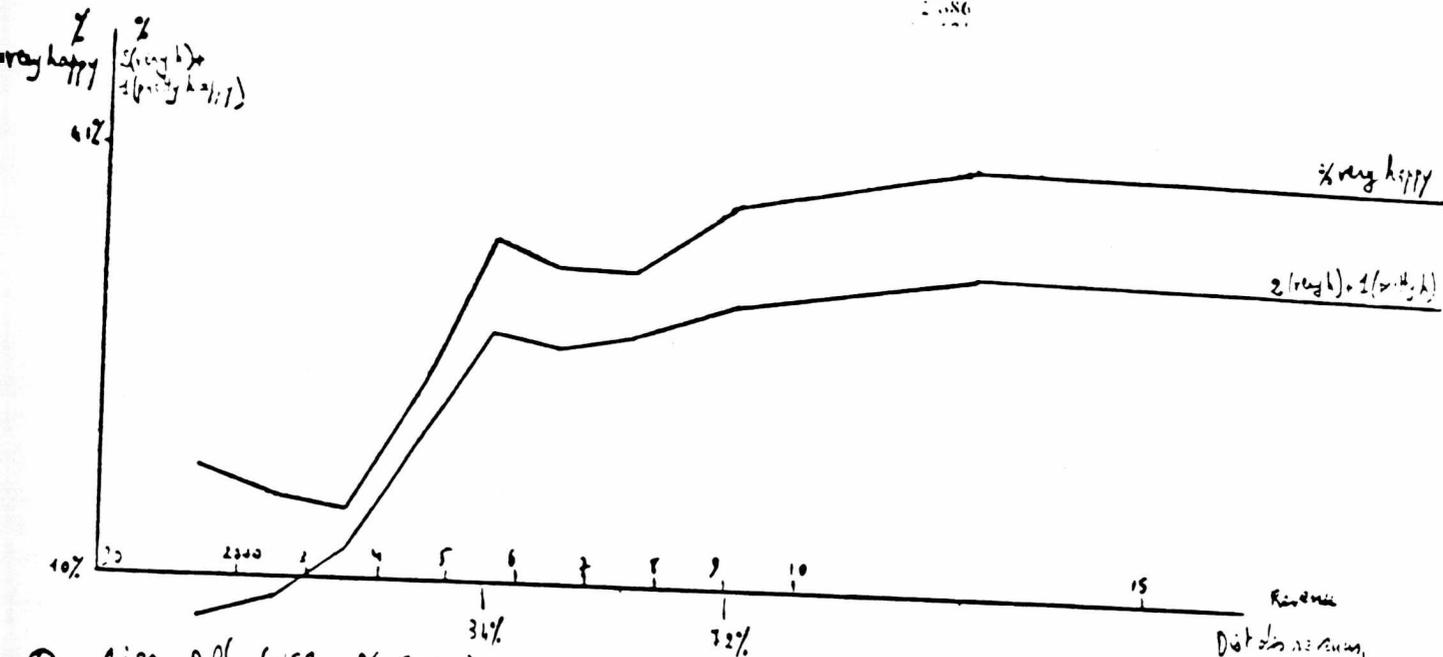
② Bonheur exprimé par tranches de revenu (Reports on happiness, Bradburn. Caplovitz, USA, 1952-3) - Table 2.1 p.9



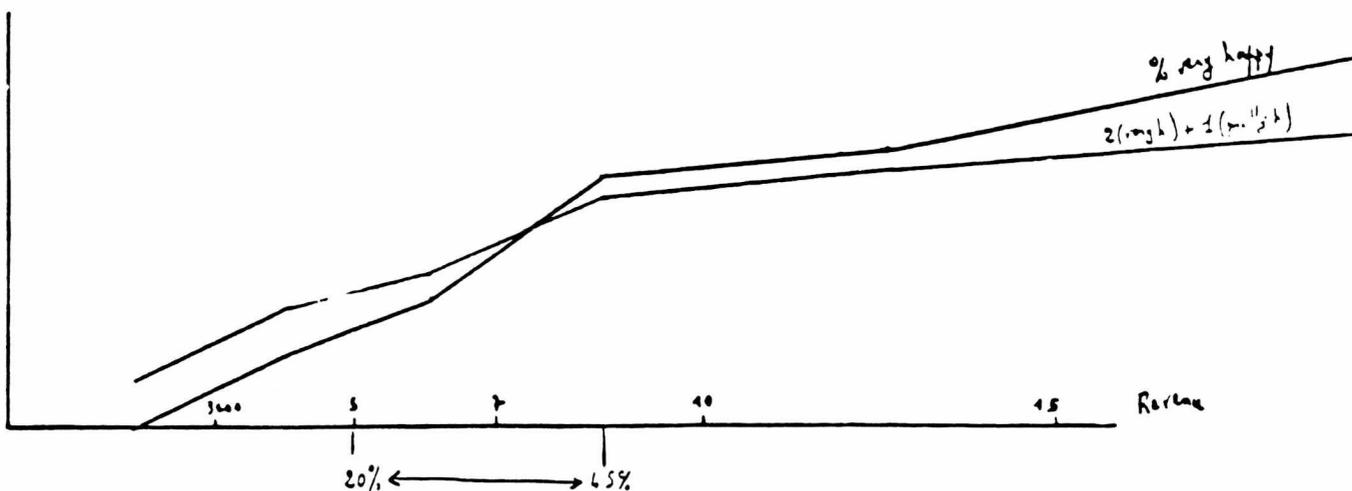
Income	% "Very Happy"	% "Pretty Happy"	% Not too Happy	Total %	Nombre de réponses
Less than \$1,000	14	55	31	14%	436
\$1,000 - \$1,999	21	63	16	19%	124
\$2,000 - \$2,999	27	61	12	16%	227
\$3,000 - \$3,999	26	64	10	18%	241
\$4,000 - \$4,999	24	65	10	16%	249
\$5,000 - \$7,999	30	60	10	19%	118
\$8,000 - \$9,999	29	63	7	19%	181
\$10,000 or more	35	54	8	21%	152

③ Bryman's experience par branche de revenu (The structure of psychological well-being, Bradburn, USA, 1963).

Income:	% very happy	% pretty happy	% not too happy	$2(\text{very h}) + 1(\text{pretty h})$	nb de personnes
Less than \$2,000	18	46	36	84	155,57%
\$2,000-\$3,999	16	55	29	87	152,37%
\$3,000-\$4,999	15	64	21	94	172,56%
\$4,000-\$5,999	24	62	14	90	163,9%
\$5,000-\$6,999	35	56	9	126	227,46,1%
\$6,000-\$7,999	33	58	9	124	224,42,5%
\$7,000-\$8,999	33	60	7	126	224,40,1%
\$8,000-\$9,999	38	55	7	131	230,45,9%
\$10,000-\$14,999	41	54	5	136	237,45,1%
\$15,000 or more	38	57	5	133	230,46,1%



④ AIPO poll (USA, Dec 1970).

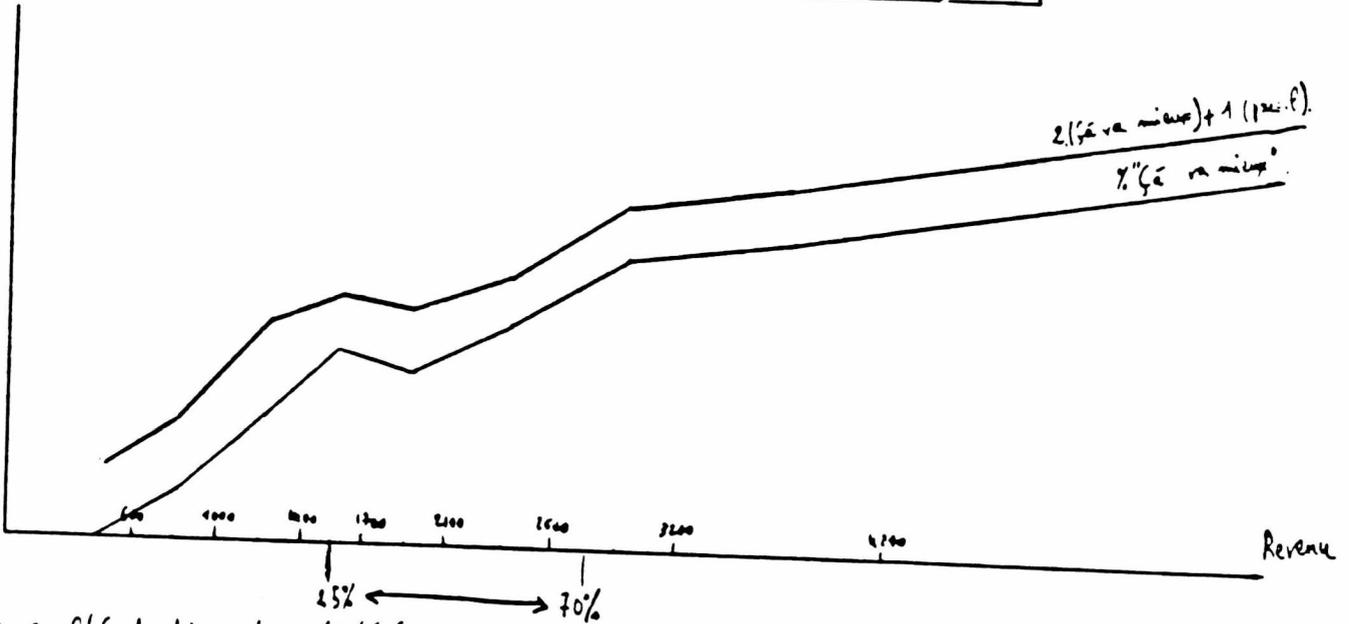


Income (in \$1000)	(1) Very happy	(2) Fairly happy	(3) Not very happy	(4) No answer	2.(1) + 1.(2)
All classes	43	48	6	3	
15+	56 57,7	37 39,1	4 4,2	3	151,5
10-15	49 50	46 46,9	3 3,6	2	166,9
7-10	47 48	46 46,7	3 3,1	2	162,9
5-7	38 38,2	52 51,6	7 7,1	3	152
3-5	33 33,1	54 53,4	7 7,4	6	129,6
Under 3	29	55 54,8	13 12,6	3	146,5

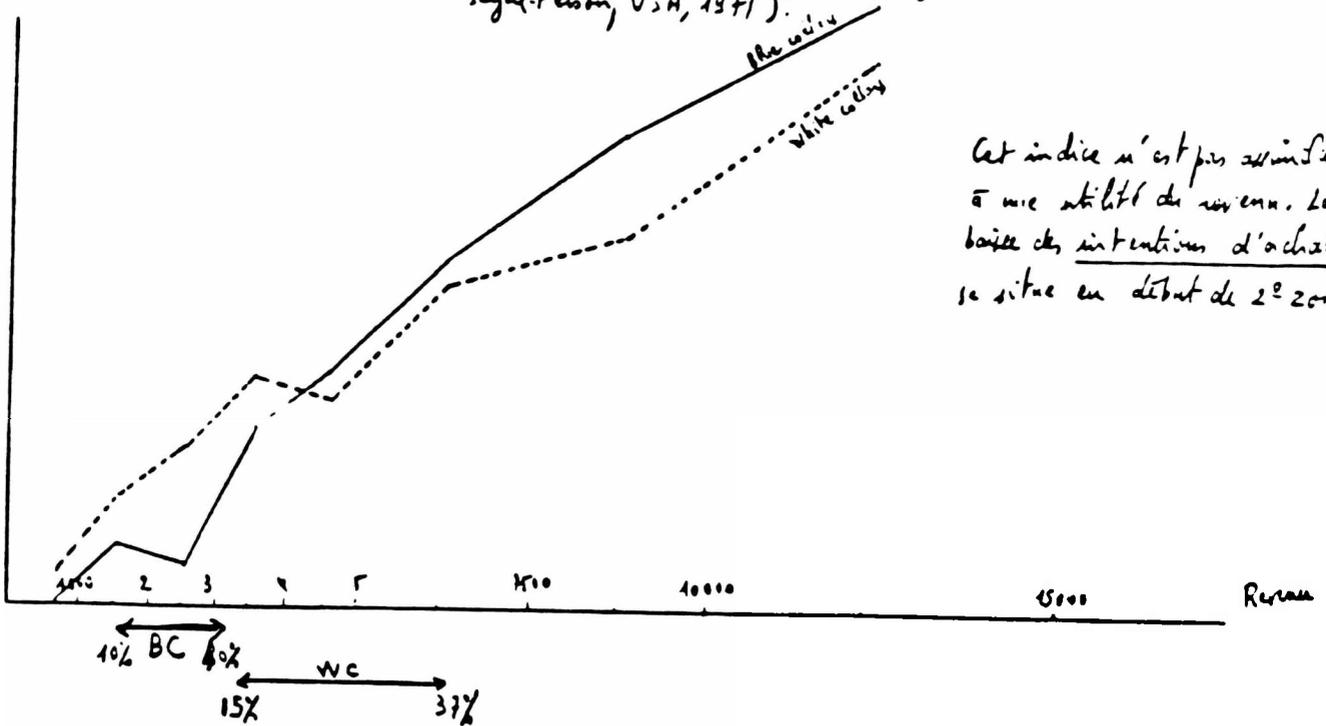
* Data from AIPO Poll of December 1970
 * N = 1517.
 ↳ 422 (1) + 500 (2) + 100 (3) + 4 (4)

⑤ Année sur l'évolution du revenu familial depuis 10 ans (Enquête CER, France, 1970)

	600F	600-1200	1.200-1600	1600-2100	2100-2600	2600-3200	3200-4100	4100	ne sait pas
% "G" va mieux	15%	22	33	43	40	47	57	60	74
% "G" pas	21	21	28	16	18	14	15	16	13
% "G" va moins	63	55	37	41	41	39	26	24	13
% "G" pas	1	2	2	-	-	-	2	-	-



⑥ Qualité de bien-être anticipé (mean consumer index, calculé à partir des projets d'achat de biens durables - Segal-Felsom, USA, 1971).



Cet indice n'est pas assimilable à une stabilité de revenu. La base des intentions d'achat se situe en début de 2^e zone.

Blue collars
White collars

Revenu	- 1000\$	1-2000	2-3000	3-4000	4-5000	5-7500	7500-10000	10-15000
Index	0.52	0.93	0.79	1.81	2.20	3.02	3.94	4.88
Nombre	25	60	48	69	68	128	107	51
Index	0.74	1.29	1.64	2.17	2.00	2.74	3.20	4.51
Nombre	4	14	14	24	31	85	101	83

ANNEXE II

**Présentation des données de l'enquête Budget de Familles 1989
et des questions analysées**

(Variables relatives à l'appréciation du niveau de vie
dans l'enquête)

1. Les questions

Variable AISE : A propos de votre budget, pouvez-vous me dire celle des propositions suivantes qui convient le mieux à votre cas ?

- Vous êtes à l'aise
- Ça va
- C'est juste, mais il faut faire attention
- Vous y arrivez difficilement
- Vous ne pouvez y arriver qu'en faisant des dettes
- NSP ou ne veut pas répondre

Variable RMINI : Quel est selon vous le revenu minimal dont un ménage comme le vôtre doit absolument disposer pour pouvoir simplement subvenir à ses besoins ?

(En francs par mois)

Variable RICH_j : Pour des ménages ayant le même nombre de personnes que le vôtre, quel serait le montant total des ressources mensuelles à partir duquel vous diriez que ...

- Il est franchement riche
- Il est à l'aise
- Ça va
- C'est juste, mais il faut faire attention
- Il ne peut y arriver que difficilement
- Il ne peut vraiment pas y arriver ou il doit faire des dettes pour vivre

Variable NIV1 : Par rapport à l'année dernière, votre niveau de vie s'est-il ?

- Fortement détérioré
- Plutôt détérioré
- Stabilisé
- Plutôt amélioré
- Beaucoup amélioré

Variable NIV5 : Et par rapport à, il y a cinq ans, votre niveau de vie s'est-il ?

(Mêmes modalités de réponses)

2. Les non réponses et les réponses partielles

Sur les 9038 ménages ayant accepté de coopérer pendant toute la durée de l'enquête, certains n'ont répondu que partiellement aux questions relatives à l'appréciation du niveau de vie. De même, un certain nombre de ménages n'ont pas accepté de déclarer le niveau de leurs ressources (variable REVTOT).

Le tableau suivant fournit le total des non-réponses ou des réponses partielles pour chacune des questions utilisées dans ce travail :

REVTOT	209
AISE	26
RMINI	308
RICH _j	990
NIV1	52
NIV5	216

Au total 1211 ménages n'ont pas répondu ou ont répondu de façon incomplète à l'une au moins des quatre premières questions (variables REVTOT, AISE, RMINI, RICH_j). Ces ménages ont été exclus de l'analyse, qui porte donc finalement sur 7827 ménages². Pour certains calculs, ce nombre est légèrement inférieur du fait par exemple de l'élimination des ménages ayant fournis des évaluations identiques pour deux niveaux de bien-être consécutifs.

3. Moyenne des réponses pour les 7827 ménages ayant répondu complètement au quatre premières questions

REVTOT: 6028.96 F par UC

AISE : (répartition des ménages)

à l'aise	ça va	c'est juste	difficile	dettes
556	2463	3456	1204	148

RMINI: 4680.60 F par UC

² Toutes les non-réponses ne sont pas de même nature : en particulier certaines réponses partielles aux questions sur l'appréciation subjective des niveaux de vie semblent traduire l'inaptitude des répondants à évaluer des niveaux de vie trop éloignés du leur. Elles apportent donc une information intéressante qui pourrait être utilisée ultérieurement.

RICH_j(ressources mensuelles par UC pour être ...)

riche	à l'aise	ça va	c'est juste	difficile	dettes
23561.79	10340.17	6677.97	4576.81	3450.03	2663.56

Tri à plat des variables AISE, NIV1 et NIV5 (ensemble de l'échantillon)

Variable AISE (aisance du ménage)

à l'aise	ça va	c'est juste	difficile	dettes	non réponse
634	2829	3990	1399	169	26

Variable NIV1 (niveau de vie depuis un an)

sans objet	fortement détérioré	plutôt détérioré	stabilisé	plutôt amélioré	beaucoup amélioré	non réponse
22	378	2239	5280	986	103	30

Variable NIV5 (niveau de vie depuis cinq ans)

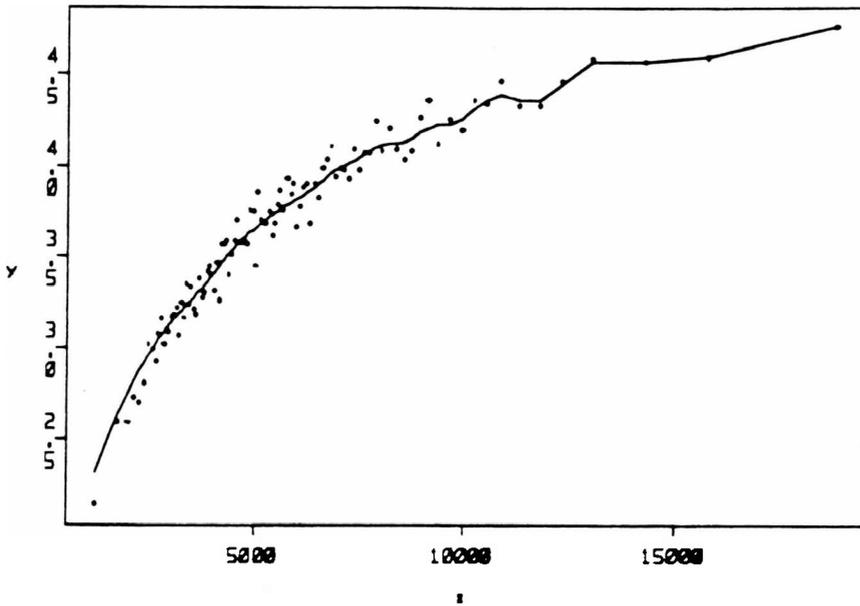
sans objet	fortement détérioré	plutôt détérioré	stabilisé	plutôt amélioré	beaucoup amélioré	non réponse
143	1473	2619	2467	1759	504	73

ANNEXE III

Graphiques des indicateurs d'utilité totale du revenu

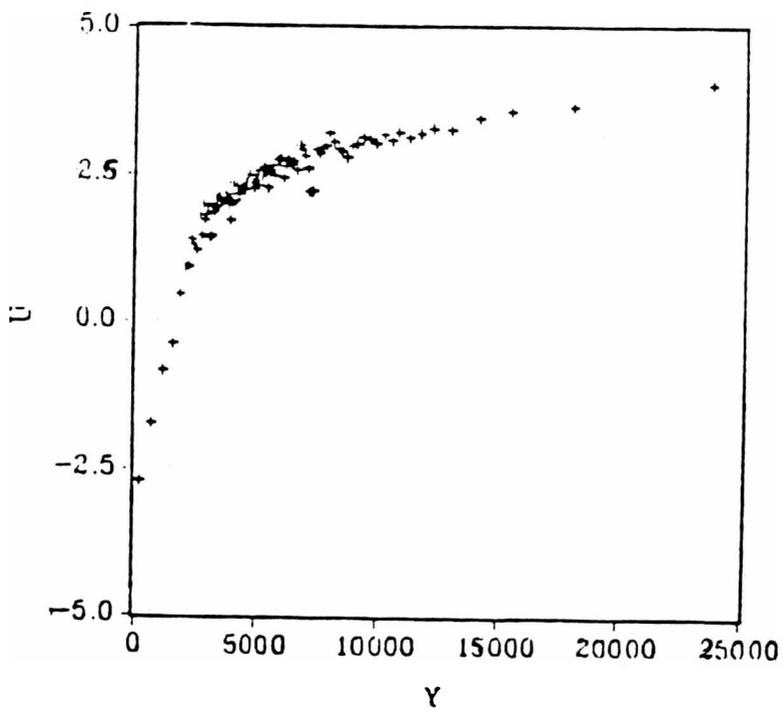
Graphique 6.1

Courbe déterminée à partir des données individuelles



Graphique 6.2

Courbe déterminée à partir des données agrégées par centile



ANNEXE IV

Changement des lois de consommation d'une zone de revenu relatif à l'autre

Source : Gardes, 1984.

Nous avons proposé l'hypothèse que les comportements de consommation subissent de plus fortes modifications entre les deux premières grandes zones de revenu relatif qu'entre les deux dernières. Or, le revenu n'augmente en moyenne que de 39% entre les deux premières zones, contre 47% entre les deux dernières : la vérification de cette hypothèse indiquera donc sûrement une plus forte différenciation des comportements dans la première partie de la distribution des revenus. Cette hypothèse peut être testée sur deux types de données :

a) les consommations moyennes par tranche de revenu relatif d'une enquête de budget de famille : on peut ainsi étudier l'évolution des PMC ou des élasticités d'arc entre tranches ou zones de revenu, ou encore celle des structures de consommation de chaque tranche ou zone (indiquées par l'ensemble des coefficients budgétaires moyens). Mais les évolutions des élasticités-revenu relatif ne représentent pas véritablement celles des comportements de consommation de chaque zone, comme l'a prouvée l'analyse des élasticités par rapport aux revenus courant et relatif effectuée dans le chapitre précédent ; elles leur sont néanmoins liées selon le modèle développé dans la troisième section.

b) les consommations moyennes par zone de revenu relatif ; les lois ajustées sur ces séries temporelles indiquent les comportements dynamiques des consommateurs représentatifs de ces zones, et conviennent donc parfaitement au test de notre hypothèse.

Seul Ce second test sera présenté ; l'analyse des données de budget de famille *pourra être trouvée dans le chapitre* XII de notre thèse.

Evolution des lois de consommation dynamiques par zone :

L'analyse portera principalement sur les divers types d'élasticité-revenu, en raison de la moindre significativité statistique des élasticités-prix directes.

1. Indices de différences significatives.

Le tableau 2 présente des indices de variation des élasticités entre deux zones contiguës. On y décompte dix postes à élasticité tendancielle significativement différentes (pour un seuil de 31%) entre les deux premières grandes zones, contre seulement six entre les deux dernières ; les nombres d'élasticités keynésiennes multiples différentes sont de trois contre un pour les ajustements par les MCO, de six contre cinq pour les ajustements par la méthode de Cochrane-Orcutt ; pour ces mêmes estimations, deux élasticités-prix sont significativement différentes entre les deux premières zones, contre une entre les deux dernières. Seul le nombre d'élasticités simples et d'élasticités conjoncturelles différentes sont identiques en début et en fin d'échelle des revenus relatifs.

Les indices de variation de ce tableau sont en moyenne supérieures de 60% entre les deux premières zones pour les élasticités tendanciennes, de 20 (Cochrane-Orcutt) à 50% (MCO) pour les élasticités keynésiennes multiples, de

Tableau 2 : Indice de significativité statistique des différences entre les élasticités des différentes zones de revenu relatif

Elasticités comparées Postes de consommation	Zone I / Zone II Elasticités-revenu					Zone II / Zone III Elasticités-revenu					Zone I / Zone III Elasticités-revenu				
	Log simple	Log multiple	tend.	conj.	° prix	Log simple	Log multiple	tend.	conj.	° prix	Log simple	Log multiple	tend.	conj.	° prix
Alimentation à domicile	0.48	1.00 1.19	0.18	0.57	0.77 0.34	0.19	0.17 0.35	1.49	0.78	0.97 0.46	0.31	0.77 0.60	1.56	0.76	0.67 0.26
Repas à l'extérieur	0.13	1.62 0.44	1.41	0.68	0.77 0.22	1.43	0.41 1.33	0.05	1.07	0.90 0.003	1.07	1.87 1.38	1.34	1.47	0.67 0.09
Boissons alcoolisées	0.61	1.26 0.37	2.12	0.12	0.51 1.61	1.62	0.19 1.24	0.79	0.27	0.44 0.03	1.52	1.16 0.78	3.10	0.17	0.15 1.02
Tabac	1.63	0.30 1.37	2.52	0.97	0.44 0.27	1.97	0.08 0.89	1.38	0.24	0.70 0.35	3.21	0.24 2.09	2.27	0.83	0.12 0.17
Logement	2.27	0.46 1.15	6.60	1.24	0.11 0.12	0.03	0.37 0.01	0.75	0.28	0.18 0.02	2.29	0.12 1.08	6.43	0.88	0.33 0.27
Charges	1.04	0.03 1.22	2.03	1.13	0.77 0.20	0.60	0.41 0.41	0.16	0.30	0.39 0.16	1.39	0.22 1.44	2.01	1.12	0.15 0.06
Habillement	0.92	0.97 0.54	2.19	0.87	0.23 0.44	2.10	0.95 2.22	3.53	1.59	0.78 1.18	2.16	1.48 0.94	4.11	0.19	0.48 0.16
Biens durables du logement	0.83	0.69 0.57	0.91	0.16	0.14 0.46	0.62	1.60 0.35	3.74	-0.89	0.45 0.62	0.35	1.59 0.27	3.41	0.90	0.52 0.21
Acquis de véhicules de transport personnel	2.18	0.50 2.01	1.95	0.73	0.17 0.43	1.35	0.42 1.33	1.40	0.23	0.06 0.04	3.57	0.84 2.30	3.29	0.55	0.11 0.43
Biens divers	1.25	0.64 1.31	2.67	0.88	0.18 0.22	1.66	0.50 1.87	2.75	0.12	0.12 0.38	2.60	0.38 1.31	5.46	1.01	0.33 0.57
Services divers	1.21	0.84 0.07	0.44	0.74	0.53 1.54	1.04	0.39 0.14	0.57	0.02	0.34 0.74	2.02	0.91 0.15	0.91	0.60	0.83 1.87
Charges financières	0.92	—	1.90	2.21	—	0.11	—	0.72	1.81	—	0.91	—	1.23	0.46	—
Biens financiers	2.09	—	3.23	1.39	—	0.24	—	0.87	1.77	—	3.07	—	9.05	0.53	—
Nombre d'indices supérieurs à 1 (seuil $\alpha = 318$)	7	3 6	10	4	0 2	7	1 2	8	4	0 1	10	4 8	12	3	0 2
Moyenne	1.10	0.74 1.17	2.17	0.90	0.19 0.44	1.01	0.50 0.97	1.36	0.68	0.34 0.37	1.89	0.84 1.59	3.09	0.72	0.34 0.58

13% pour les élasticités simples, de 32% pour les élasticités conjoncturelles et de 6% (MCO) à 46% (Cochrane-Orcutt) pour les élasticités-Prix.

Il y a donc une concordance parfaite des diverses élasticités pour indiquer une variation des comportements d'un tiers supérieur environ entre les deux premières zones, alors que le revenu moyen y varie de 17% fois moins qu'entre les deux dernières zones.

2. Evolution des élasticités.

2.1 On a déjà noté dans le chapitre précédent (section 3) que la diffusion semblait concentrée dans les trois premières et la dernière demi-zones. Une analyse plus précise confirme ce résultat : lorsque l'on évalue la variation des élasticités-revenu courant d'une zone à l'autre

par l'indice :
$$\frac{[e(z) - e(z')]}{(e(z) + e(z'))/2}$$
, on décompte :

- entre les deux premières zones : 58 élasticités sur 91 différentes de plus de 20%, soit 64% des élasticités ; et 37 différentes de plus de 40%, soit 41% des élasticités.
- entre les deux dernières : 40 élasticités différentes de plus de 20% (soit 44% des élasticités) et 20 de plus de 40% (22% des élasticités).

Selon cet indice, la différenciation est donc de 45% à 85% fois plus importante entre les deux premières zones. Pour la seule élasticité tendancielle, la différenciation est de 12,5% à 25% plus forte entre les deux premières zones.

2.2 Si l'on compare les différences des variations des élasticités tendancielle dans le début et la fin de la distribution des revenus, que l'on peut calculer à partir du tableau 9 du chapitre XI, on compte entre les deux

premières zones 52% de variation supplémentaire par rapport aux deux dernières pour les onze premiers postes, 95% de plus pour les treize postes de la nomenclature. Les résultats sont concordants pour les autres types d'élasticités-revenu, comme le montre le tableau 3.

Tableau 3 : Indice $\frac{\sum_1 |e_1(I) - e_1(II)|}{\sum_1 |e_1(II) - e_1(III)|}$

élasticités- revenu Postes	simples	multiples	tendancielle
onze premiers postes	1.46	1.75	1.52
treize postes	2.10	—	1.95

Toutes les analyses des séries temporelles de consommation par zone de revenu relatif concordent donc pour vérifier l'hypothèse d'une importante modification des comportements de consommation entre les deux premières grandes zones de consommation, et particulièrement entre le premier décile et la médiane de la distribution des revenus relatifs ainsi que l'indiquent les forts indices du tableau 2 pour les variations d'élasticités tendancielle entre la première et la troisième demi-zone.

Preliminary draft

THE INCREASING MARGINAL UTILITY OF INCOME : EMPIRICAL FINDINGS ON FRENCH INDIVIDUAL DATA (*)

François GARDES (University PARIS I (Lamia) - CREDOC)

Pierre COMBRIS (INRA, Consumption Research Unit)

ABSTRACT

Empirical proofs are given of an increase of the marginal utility of (riskless) income in a central zone of the income distribution, and an economic interpretation is suggested in terms of rapidly increasing needs throughout this zone.

1. INTRODUCTION

Friedman and Savage (1948) have proposed a non classical shape of the utility of money, characterised by a general concavity over the whole income distribution with a central convex zone corresponding to a risk lover behaviour.

In fact, one cannot discuss the characterization of the shape of the utility of money by the behaviour of households towards risk, especially when the utility concerns the household's relative income, i.e. its position in the income distribution relatively to other households, with no link at all being made between changes in its relative social status and behaviour towards risk : thus, it seems that utility functions derived from comparisons between lotteries (Markovitz, 1952 ; Mosteller-Noge, 1951) do not relate to the same concept as utility functions measured by the answers to questions concerning the *happiness of the household* (Caplovitz, USA, 1962-3 ; Bradburn, USA, 1963 ; Aipo Poll, USA, 1970), their *perceived satisfaction* (Centers-Cantril, USA, 1946), their *past income variation* during the

(*) We are grateful to the INSEE for the individual data of the "Family Expenditure Survey" and of the "Enquête de conjoncture auprès des ménages". We acknowledge the remarks and helpful suggestions of B. Fortin, J.M. Hourriez, S. Langlois, and of the participants at the CREDOC seminar in Paris, and at the University of Laval in Quebec.

last ten years (CERC, France, 1970), their *expected well-being* (Segal-Felson, USA, 1971).¹ We present here several empirical tests of the Friedman-Savage utility considered as an indicator of the household's satisfaction derived from its consumption and saving decisions.

2. QUANTITATIVE UTILITY INDICATORS

A few tests of the Friedman-Savage hypothesis have been performed, concerning for instance the game behaviour in various civilizations classified according to their living standards (Pryor, 1976) or of various types of households in industrial countries (Bailey-Olson-Wonnacott, 1980). We present here a direct test based on questions related to the satisfaction declared by households.

2.1. Aggregate data

From 26 utility functions determined with aggregate tables of nine independent surveys, one can conclude that :

- (i) the utility indicators are *increasing functions* of the relative income, with a *global concavity* over the whole range of the income distribution ;
- (ii) a *convex zone* exists for all surveys containing a sufficient number of income classes, covering approximately the income distribution from the third to the seventh decile.

A curve determined from the Bradburn-Caplovitz study is show is graph 1, the detailed data being provided in Gardes, 1980.

(see graph 1)

2.2. Individual data

In the 1989 INSEE family expenditure survey, 7 827 french households have given full answers to questions related to their income and to four questions about their evaluation of well-being. The first question evaluates their own subjective welfare level using five alternative modalities ("*you are well off*", "*you are okay*", "*you have to be carefull*", "*you hardly make ends meet*", "*you have to borrow to make ends meet*") ; question 2, evaluates the minimal income (YMIN) they consider necessary to satisfy the essential needs ; question 3 assesses the evolution of the household's well-being since one or five years (DIF 1, DIF 5) ; question 4 relates to the monthly income needed to reach different

¹ Note that the mathematical equivalence between the utility measured on lotteries and the certain income utility relies upon the much discussed assumption of independance of irrelevant alternatives (see for instance MONGIN, 1990, pp. 13-14 and JALLAIS, 1992, pp. 365-6).

welfare levels, using six modalities ($RICH_j$), those described in the first question plus "frankly rich". Several indicators have been performed (see Gardes-Combris, 1992, for details).

$$(i) U_{1a} = Y - YMIN ; U_{1b} = Y - RICH_j :$$

$YMIN$ and $RICH_j$ (for j indicating a median situation) are indicators of the distance of the household's well being to a 0 position (in terms of utility) ; these distances increase continuously, but with a decreasing speed till the first quintile, and an increasing speed between the first and the fourth quintile (graph 2) : this shape does not contradict the Friedman-Savage hypothesis.

(see graph 2)

$$(ii) U_2'(RICH_j) = \frac{k}{RICH_{j+1} - RICH_j} ;$$

we suppose that the answers $RICH_j$ are equally distributed in terms of utility : $U(RICH_{j+1}) - U(RICH_j) = k$. This gives rise to 5n marginal utilities for the 5 $RICH_j$ (except the last one) and the n households, which can be attributed to the household's income level, or to the levels of each $RICH_j$, ($j \leq 5$). This indicator increases till the first decile, then decreases with a diminishing slope. Its relative variation :

$$d_2 U' = \sum_{j=1}^5 \frac{U'_{j/j+1} - U'_{j-1/j}}{(U'_{j/j+1} + U'_{j-1/j})/2}$$

increases till the second decile, then decreases slowly till the sixth, afterwards it increases a new time.

$$(iii) d_3 U' = U'_+ - U'_- \text{ where } U'_+ = U'_{j/j+1} \text{ and } U'_- = U'_{j/j-1} :$$

this indicator is stable till the 25th centile, increase till the 6th decile and remains constant after

(graph 3) thus corresponding to the theoretical hypothesis (graph 3) ; the relative variation $\frac{d_3 U'}{U'_-}$

has an even clearer pattern in conformity with the tested hypothesis.

(see graph 3)

$$(iv) \text{ By a linear interpolation : } U_4(Y) = \frac{Y - RICH_j}{RICH_{j+1} - RICH_j} dU + U_j \text{ when } RICH_j < Y \leq RICH_{j+1} :$$

this utility function appears as globally concave but without a clear convex central zone (probably because of the linear interpolation used).

All these indicators conform well with the Friedman-Savage postulate, even if the central zone is less clearly shaped than with the aggregate data : further work can be made by considering the relative status of different sub-populations.

3. ESTIMATION OF THE RISK AVERSION BY RELATIVE INCOME ZONES

The utility indexes can be functionally related to the household's income so that the usual Arrow-Pratt absolute and relative risk aversion measures (ARA, RRA) can be computed from these functions. Montmarquette-Blais (1987) have proposed a particularly simple method based on the Box-Cox transformation :

$$U_j(i) = a_0 + a_1 \left[\frac{Y_i^\lambda - 1}{\lambda} \right] + A_2 Z_i + u_i \quad (1)$$

with $U_j(i)$ = utility index for household i

Y_i = i^{th} household's income

Z_i = vector of other explanatory variables

u_i = random error term,

which allow to compute the RRA =
$$-\frac{\frac{\partial^2 U_j}{\partial Y^2}}{\frac{\partial U_j}{\partial Y}} = 1 - \lambda$$

Risk neutrality corresponds to $\lambda = 1$, risk aversion to $\lambda < 1$, risk loving to $\lambda > 1$.

The utility indexes can be either the quantitative measures U_1, U_2, U_3, U_4 previously defined, or the qualitative answer to the first question (see Appendix I) concerning the subjective perception of its financial situation by the household. In this later case, the fitting of equation (1) may be performed by a multinomial logit. In the former cases, by usual least squares, as the Box-Cox transformation concerns the first explanatory variable and not the utility index and does not a priori involve problems of non normality of the residuals.

Such an adjustment on income and our five explanatory variables (see Appendix II) has been made for two indicators : $U_{1b} = Y - RICH3$ and $U_{1c} = (Y - RICH3)/Y$ for the whole population (7 820 households without the 7 last households) and for three income zones : I till the second decile (1 565 households), II between deciles 2 and 6 (3 013 households), III after the sixth decile (2 349 households). By a grid search over the range $\lambda = -1$ to $+4$, one obtains :

(i) U_{1b} : Three sub-population parted by the 2nd and 6th deciles, with $\lambda_I = 0.4$, $\lambda_{II} = 1.1$, $\lambda_{III} = 1.3$, thus implying RRA = $1 - \lambda = +0.6$, -0.1 and -0.2 . Thus, *risk-aversion is detected in the*

first zone and risk-neutrality in the two others. Another interesting feature in the marked decrease of the coefficient of correlation R^2 in the central zone : it seems that there exists in this zone a plurality of behaviours caused by the multiplicity of new needs which appear for the different types of households. This heterogeneity is a strong indication of a change of the conditions of choice in this central zone.

(ii) U_{2b} : for three sub-populations defined by the 2nd and 6th decile, $\lambda_I = -0.8$, $\lambda_{II} = 0.8$, $\lambda_{III} = -0.2$, showing risk aversion in the first and third zones (RRA = 1.8 and 1.2) and risk neutrality in the second one (RRA = 0.2). Another definition of the sub-populations by the 2nd and 6-7th deciles leads to similar results.

One can conclude that relative risk aversion changes as relative income increases, just in the way predicted by Friedman-Savage. Research will be resumed by analysing other utility indicators, defining more precisely the limits of the central zone and studying the change of RRA for sub-population defined by various socio-economic characteristics.

4. THE INCOME ELASTICITY OF THE SUBJECTIVE MINIMAL INCOME :

Danziger (1984) discusses the computation of welfare function by van Praag who uses subjective questions on household's needs and minimum subjective income to derive a utility function and poverty lines corresponding to the cost of a minimal consumption. He uses a type of question similar to the INSEE survey second one which assesses the minimum income, YMIN, that is necessary for a household similar to that of the respondent, in order to make it possible to make ends meet.

Danziger's method consists to regress in logarithmic form this subjective minimum income on household's actual income and other socio-economic variables such as age or sex of the respondent. This estimates on 2671 households gives rise to correct statistics ($R^2 = 0.48$) and an income elasticity of minimal income of 0.33.

We apply the same specification (which may be adequately tested) to the estimate of this elasticity for different levels of the income distribution in the 1989 INSEE family budget survey. We choose as explanatory variable, the per capita household's income (Y), the age of the head of family (A) and the family's size (S) in model 1 ; and in addition some dummy variables indicating the status of the household in his dwelling : $X_1 = 1$ for owners of their dwelling, $X_2 = 1$ for households who are in process of buying their dwelling, $X_3 = 1$ for free renters, the households renting their households for a positive price being defined by default (model 2).

The regressions for the whole population give an income elasticity of the subjective minimum income of 0.27 ($t = 43.4$; $R^2 = 0.37$) the magnitude of which is comparable to Danziger's results ($e = 0.33$). All the regressions on five or ten sub-populations are significant (R^2 over 10 % for deciles, over 30 % for

quintiles) and gives elasticity estimates rising from 0 to 0.6 in the third quintile, thus declining till 0.3 in the last zone : thus, the subjective needs measured by the minimum income *varies mostly in the central zone* and has only half of its income elasticity in the extreme zones compared to the central one. Moreover, as in the former analysis of risk aversion, *the adjustments are worse in the central zone*, thus indicating more complex behaviour than for the two extreme zones.

These regressions will be used to compute adjusted minimum income, interpreted as poverty lines, and to study the consumption scales associated with family sizes.

5. A TENTATIVE EXPLANATION

5.1. As we deny the common interpretation in terms of behaviour towards risk, we suggest to assume that the consumer's wants increase sharply in a central zone, by the discovering of new goods (information effect), or the acquisition of human capital and financial facilities which make the consumption of certain goods (cultural goods, travels, bequests, access to the financial markets, socially valued sports...) easier and more attractive, as they represent an identification to the status of the richer part of the population. If the appearance of new wants is concentrated in the central zone, each income increase becomes more important and useful for consumers who need them to satisfy these new needs which have not yet attained the saturation, and thus the utility of a marginal income is increased till the decrease of the discovering of new opportunities.

5.2. A first empirical indication of this hypothesis can be found in the residual between income Y and its explanation in terms of questions 1, 2 or 4 : $Y = f(Z)$, with $Z = Q_1$, $YMIN$, or $RICH_j$. This function can be interpreted as a normal psychic income, which appears to be sufficient for wants corresponding to a relative income Y . The residual $Y - f(Z)$ thus indicates the remaining wants which have not been satisfied by this income Y , and it must vary inversely to the appearance of new wants.

The empirical evidence (presented in graph 4) shows the succession of increasing, decreasing and increasing residuals, thus confirming the discovery of new wants between the first and the fourth quintile of the income distribution.

(see graph 4)

5.3. The INSEE conjuncture survey contains a question concerning the expenses or savings that the household would like to do in case of "an important increase of its income" which seems to be considered as permanent. Eight possible uses are listed from the purchase of a dwelling to a saving in liquidity (see the detailed questionnaire and results in Appendix IV). All the predictions which can be made on the basis of a change of needs around the first tercile of the income distribution are verified by these subjective measurement of its needs by the household, for the individual data of three surveys made in years 1987-90 (totalizing 8000 households). Two indicators grouping the percentages of answers to the different questions : $I_1 = Q3+Q6+Q7+Q8+Q9$ and

$I_2 = (Q1+Q2)/(Q4+Q5)$ show the variations of uses which tend to diminish in the central zone and uses which are diffused through this zone.

(see graph 5)

This analysis will be resumed by studying other questions of the same survey which concern the saving intentions of the household, its income and price expectations and its liquidity constraints. The analysis will be performed on a panel of these surveys from 1973 to 1990 (see Garden-Madre, 1990, 1991 for a presentation of this panel).

5.4. Further works can be done by a systematic analysis of the change of income elasticities between different levels of relative income, elasticities which can be computed on Engel curves (cross-sections, see Gardes-Levy, 1992) or with consumption and income time series of households remaining at the same relative income through time (see Gardes, 1984). The first empirical evidences computed with aggregate data confirm the hypothesis of a particular consumption behaviour in a central zone of the income distribution.

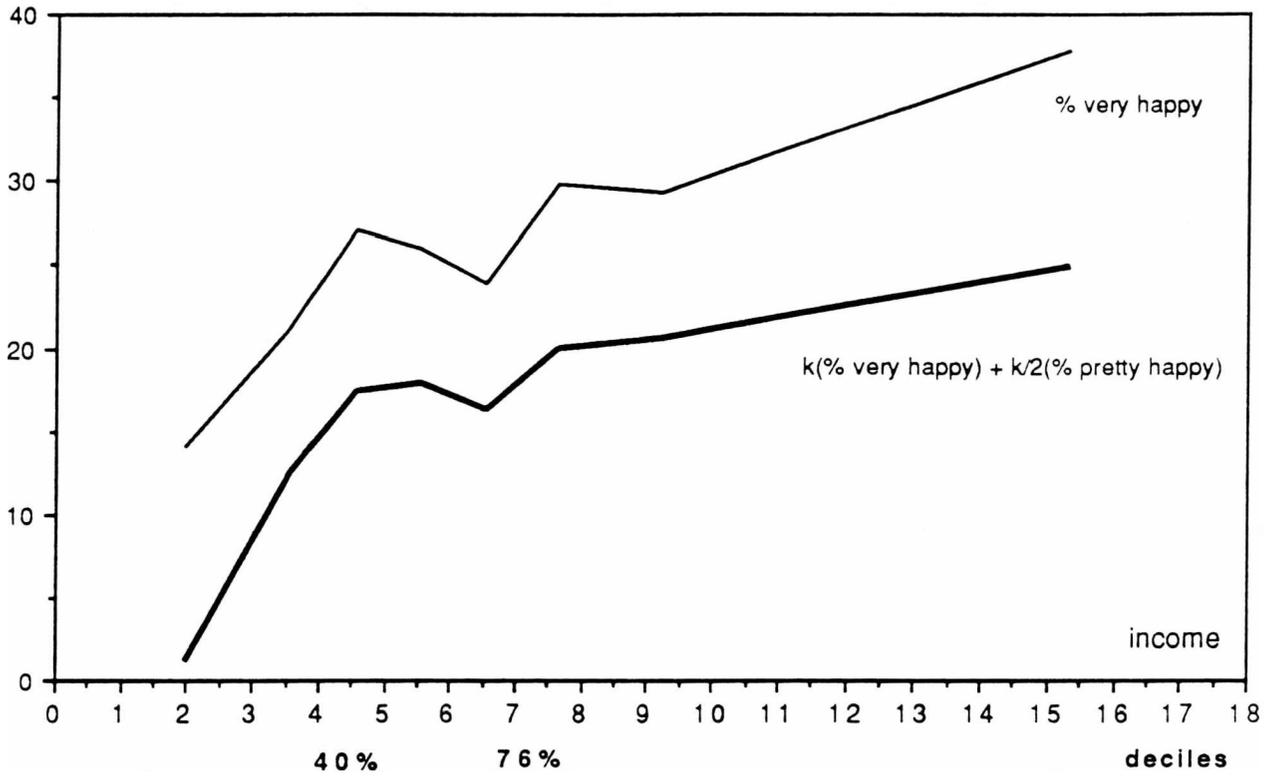
5.5. Finally, one can make the hypothesis that the central zone characterised by an increasing marginal utility has widened as the mean households' income grew during the last thirty years, and that it was probably narrower in the fifties or the sixties (as is suggested by the aggregate data presented in 2.1). Thus the central zone where the usual hypothesis on marginal utility is refuted takes now an important place over the income distribution.

CONCLUSION

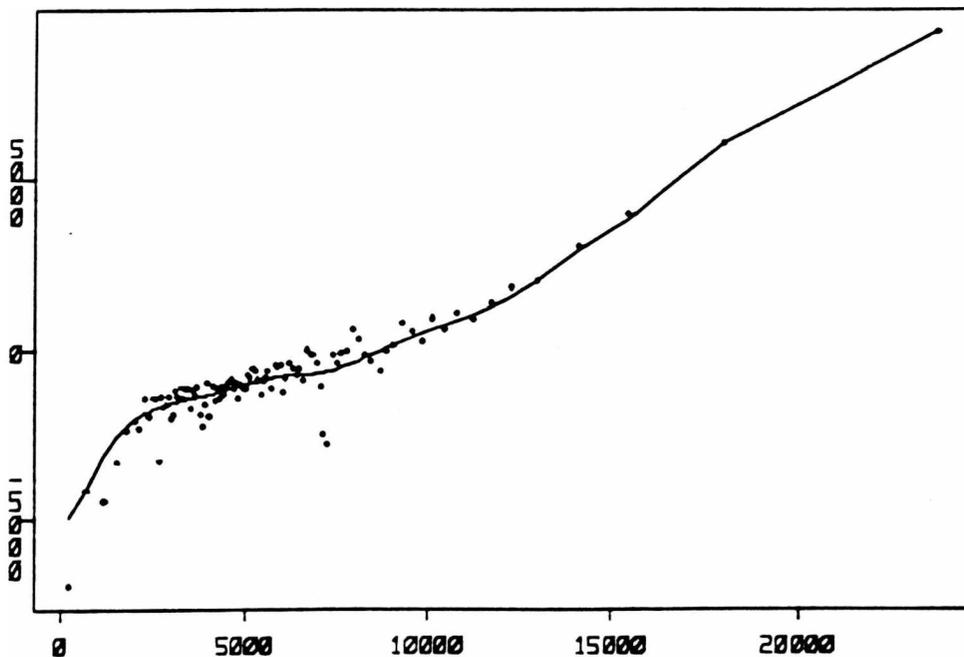
The analysis of utility indicators based on subjective answers given by households to questions on their standards of living gives use to a positive test of the Friedman-Savage hypothesis of an increase of the marginal utility of income in a central zone of this income distribution. This surprising behaviour relies on the increase of the choice sets of consumers as relative income increases, leading to increased subjective needs. Other empirical proofs of the unusual behaviour of the utility of money are given through this explanation.

These hypotheses give use to further researcher on the analysis of the change of liquidity constraints, saving behaviour and of income and price elasticities along the income distribution, due to the diffusion of particular goods for some income levels (see Gardes-Levy, 1992, for a first analysis on the 1982 and 1986 Canadian expenditure surveys, which show particular shape of Engel curves in a central zone of the income distribution).

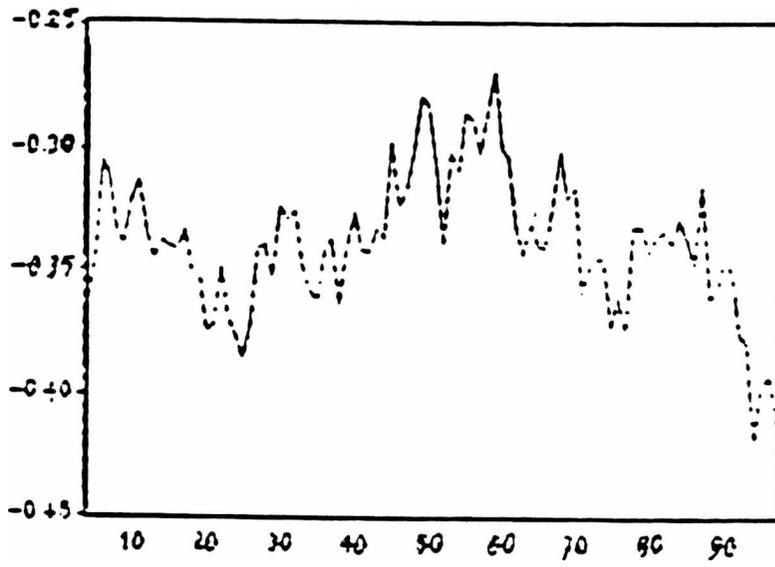
Graph 1 : Reports on happiness, Bradburn-Caplovitz (USA,1952-53)



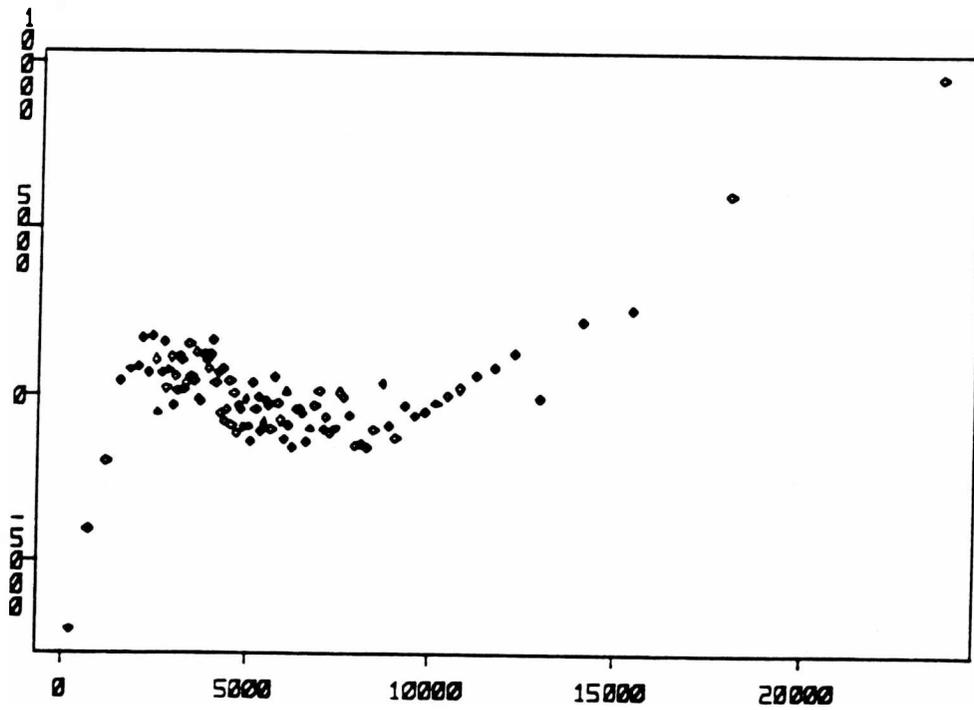
Graph 2 : $U_{1b} = Y - RICH_3$



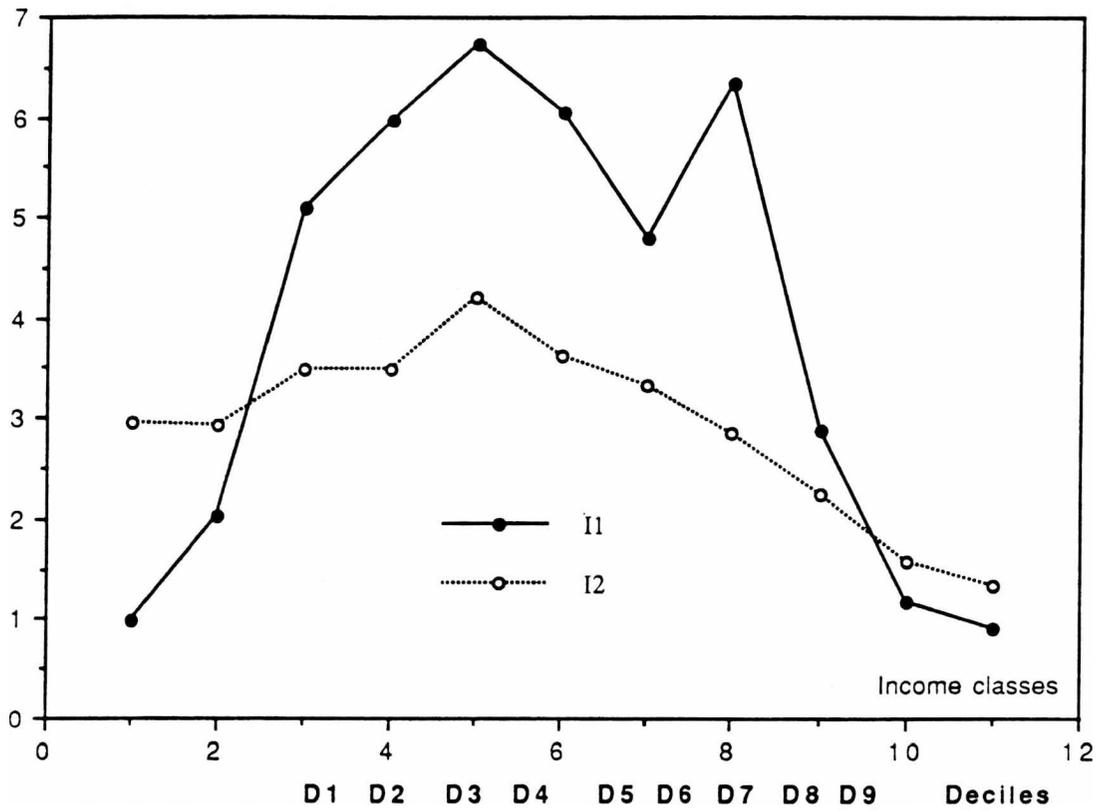
Graph 3 : $\frac{d_3 U'}{U'} = \frac{U'_+ - U'_-}{U'}$



Graph 4 : $Y - f(Q_1)$



Graph 5 : Indicators of preferred uses of an income increase



**APPENDIX I.: Subjective questions about the evaluation of well-being in the French
"Family Expenditure Survey" of 1989**

1. Questions

Variable AISE : Concerning your budget, can you tell me which of the followings suits better your own situation ?

- You are well off
- You are okay
- You have to be carefull
- You hardly make ends meet
- You have to borrow to make ends meet
- Don't know or don't want to answer

Variable RMINI : According to you what is the smallest amount of money a family like yours must have just to meet its needs ?

(In francs by month)

Variable RICHJ : For a family like yours what is the total amount of income you consider necessary to be said ...

- frankly rich
- well off
- okay
- to have to be carefull
- to hardly make ends met
- to have to borrow to make ends met.

2. Missing answers

Among the 9038 responding households, some have given incomplete answers to the question on the evaluation of well-being, and some gave no indication about their own income (REVTOT variable).

The following table indicates the total of missing answers for the different questions we have used in this paper :

REVTOT	209
AISE	26
RMINI	308
RICHJ	990

Globally 1211 households have given incomplete answers to at least one of the first four questions (variables REVTOT, AISE, RMINI, RICHJ). These households have not been taken into account for the analysis, which finally bears on 7827 households. For some computations the number of households is slightly less important due to households who assessed consecutive levels of well-being at the same monetary amount.

3. Means of answers for the 7827 households with full answers to the first four questions

REVTOT : 6028.96 F per Consumption Unit (Oxford equivalent scale)

AISE : (distribution of households)

well off	okay	carefull	hard	borrow
556	2463	3456	1204	148

RMINI : 4680.60 F per Consumption Unit

RICHJ (monthly income per consumption unit to be ...)

rich	well off	okay	carefull	hard	borrow
23561.79	10340.17	6677.97	4576.81	3450.03	2663.56

APPENDIX II : Estimates of the risk aversion by relative income zone

$$U_{1b} = Y - RICH3 :$$

zone1 (up to 20th centile): $\lambda = 0.4$

Residual Standard Error = 3936.499, Multiple R-Square = 0.1473
N = 1565, F-statistic = 44.8707 on 6 and 1558 df, p-value = 0.9968

	coef	std.err	t.stat	p.value
Intercept	-10911.6395	619.0290	-17.6270	0.0000
X1	116.4927	9.4064	12.3845	0.0000
X2	15.0302	7.0448	2.1335	0.0330
X3	629.7102	65.5520	9.6063	0.0000
X4	-67.3128	264.4460	-0.2545	0.7991
X5	-694.4070	292.0887	-2.3774	0.0176
X6	-201.8078	386.3721	-0.5223	0.6015

zone2 (from 20th centile to 70th centile): $\lambda = 1.1$

Residual Standard Error = 2853.261, Multiple R-Square = 0.0594
N = 3913, F-statistic = 41.0923 on 6 and 3906 df, p-value = 0.9998

	coef	std.err	t.stat	p.value
Intercept	-4839.8896	319.8606	-15.1312	0.0000
X1	0.1682	0.0200	8.4255	0.0000
X2	12.6042	3.2015	3.9370	0.0001
X3	558.0252	39.6559	14.0717	0.0000
X4	-5.8522	123.5621	-0.0474	0.9622
X5	-444.5529	124.8731	-3.5600	0.0004
X6	-70.6421	194.4502	-0.3633	0.7166

zone3 (from 70th centile on): $\lambda = 1.3$

Residual Standard Error = 5540.549, Multiple R-Square = 0.4116
N = 2349, F-statistic = 273.0181 on 6 and 2342 df, p-value = 0

	coef	std.err	t.stat	p.value
Intercept	-7207.2521	517.1159	-13.9374	0.0000
X1	0.0356	0.0009	39.0623	0.0000
X2	20.2663	8.9276	2.2701	0.0233
X3	1164.8391	110.8111	10.5119	0.0000
X4	336.2664	334.3904	1.0056	0.3147
X5	-965.0559	311.6959	-3.0961	0.0020
X6	24.5538	536.0674	0.0458	0.9635

$$U_{1c} = (Y - RICH3) / Y :$$

Y = income

X2 = age of household's head

X3 = household's size

X4 = owner, X5 = in the process of buying, X6 = free renter

zone1 (up to 20th centile): $\lambda = -0.8$

Residual Standard Error = 13.6265, Multiple R-Square = 0.8906
N = 1565, F-statistic = 2114.639 on 6 and 1558 df, p-value = 0

	coef	std.err	t.stat	p.value
Intercept	-3410.9247	30.3537	-112.3725	0.0000
X1	2731.3623	24.3454	112.1920	0.0000
X2	0.0163	0.0241	0.6739	0.5005
X3	0.6325	0.2265	2.7923	0.0053
X4	1.1784	0.9105	1.2943	0.1958
X5	-0.3628	1.0131	-0.3581	0.7204
X6	-0.7252	1.3372	-0.5424	0.5876

zone2 (from 20th centile to 60th centile): $\lambda = 0.8$

Residual Standard Error = 0.6846, Multiple R-Square = 0.0677
N = 3131, F-statistic = 37.8095 on 6 and 3124 df, p-value = 0.9997

	coef	std.err	t.stat	p.value
Intercept	-1.5328	0.1141	-13.4352	0.0000
X1	0.0008	0.0001	9.2773	0.0000
X2	0.0014	0.0009	1.6419	0.1007
X3	0.1278	0.0105	12.2050	0.0000
X4	0.0253	0.0330	0.7678	0.4427
X5	-0.1184	0.0335	-3.5360	0.0004
X6	-0.0030	0.0514	-0.0579	0.9538

zone3 (from 60th centile on): $\lambda = -0.2$

Residual Standard Error = 0.6031, Multiple R-Square = 0.0927
N = 3131, F-statistic = 53.1679 on 6 and 3124 df, p-value = 0.9992

	coef	std.err	t.stat	p.value
Intercept	-12.0145	0.8427	-14.2565	0.0000
X1	2.7756	0.2009	13.8188	0.0000
X2	0.0029	0.0008	3.5466	0.0004
X3	0.1208	0.0104	11.6399	0.0000
X4	0.0222	0.0311	0.7138	0.4754
X5	-0.1013	0.0294	-3.4418	0.0006
X6	-0.0082	0.0501	-0.1637	0.8699

Y = income
X2 = age of household's head
X3 = household's size
X4 = owner, X5 = in the process of buying, X6 = free renter

zone1 (up to 20th centile): $\lambda = -0.8$

Residual Standard Error = 13.6265, Multiple R-Square = 0.8906
 N = 1565, F-statistic = 2114.639 on 6 and 1558 df, p-value = 0

	coef	std.err	t.stat	p.value
Intercept	-3410.9247	30.3537	-112.3725	0.0000
X1	2731.3623	24.3454	112.1920	0.0000
X2	0.0163	0.0241	0.6739	0.5005
X3	0.6325	0.2265	2.7923	0.0053
X4	1.1784	0.9105	1.2943	0.1958
X5	-0.3628	1.0131	-0.3581	0.7204
X6	-0.7252	1.3372	-0.5424	0.5876

zone2 (from 20th centile to 70th centile): $\lambda = -0.2$

Residual Standard Error = 0.6413, Multiple R-Square = 0.0758
 N = 3913, F-statistic = 53.4061 on 6 and 3906 df, p-value = 0.9996

	coef	std.err	t.stat	p.value
Intercept	-14.5445	1.1060	-13.1501	0.0000
X1	3.4036	0.2690	12.6539	0.0000
X2	0.0021	0.0007	2.9069	0.0037
X3	0.1236	0.0089	13.8654	0.0000
X4	0.0063	0.0278	0.2282	0.8194
X5	-0.1079	0.0281	-3.8444	0.0001
X6	-0.0171	0.0437	-0.3903	0.6964

zone3 (from 70th centile on): $\lambda = -0.5$

Residual Standard Error = 0.6516, Multiple R-Square = 0.0887
 N = 2349, F-statistic = 37.9777 on 6 and 2342 df, p-value = 0.9993

	coef	std.err	t.stat	p.value
Intercept	-99.9013	8.8893	-11.2384	0.0000
X1	50.2957	4.4904	11.2008	0.0000
X2	0.0019	0.0011	1.8524	0.0641
X3	0.1278	0.0131	9.7909	0.0000
X4	0.0565	0.0393	1.4365	0.1510
X5	-0.1023	0.0367	-2.7903	0.0053
X6	0.0146	0.0630	0.2309	0.8174

APPENDIX III : Income elasticity of minimal income (YMIN)

$$\text{Log (YMIN)} = a \text{ Log Y} + b \text{ Log Z} + c$$

Table III.1 : Regressions on five sub-populations

STATISTICAL COEFFICIENTS QUINTILES	EXPLANATORY VARIABLES (standard errors)						N	R2 (%)	RSE
	y	Age	Size	DWELLING					
				X1	X2	X3			
1	-0,061 (0,014)	-0,066 (0,030)	-0,263 (0,019)	-	-	-	1564	12,5	0,4156
2	0,441 (0,083)	-0,080 (0,024)	-0,251 (0,016)	-	-	-	1564	16,6	0,3187
3	0,596 (0,103)	-0,088 (0,023)	-0,221 (0,016)	-	-	-	1564	12,7	0,3167
4	0,396 (0,092)	-0,077 (0,024)	-0,271 (0,017)	-	-	-	1564	15,2	0,3357
5	0,307 (0,032)	-0,012 (0,030)	-0,247 (0,019)	-	-	-	1564	15,0	0,3774
1	-0,062 (0,014)	-0,003 (0,034)	-0,295 (0,020)	-0,097 (0,028)	0,099 (0,031)	-0,053 (0,040)	1564	14,4	0,4114
2	-0,416 (0,083)	-0,073 (0,026)	-0,273 (0,017)	-0,006 (0,021)	0,067 (0,022)	-0,036 (0,031)	1564	17,3	0,3176
3	-0,578 (0,103)	-0,067 (0,026)	-0,246 (0,018)	-0,020 (0,022)	-0,072 (0,021)	-0,031 (0,037)	1564	13,6	0,3153
4	-0,370 (0,092)	-0,038 (0,028)	-0,299 (0,018)	-0,056 (0,024)	0,078 (0,023)	-0,021 (0,037)	1564	17,0	0,3325
5	0,308 (0,031)	0,015 (0,035)	-0,263 (0,020)	-0,027 (0,028)	0,067 (0,026)	-0,013 (0,050)	1564	15,8	0,3759
whole population	0,281 (0,006)	-0,098 (0,012)	-0,280 (0,080)	-	-	-	7827	32,5	0,3786
whole population	0,272 (0,006)	-0,080 (0,014)	-0,312 (0,009)	-0,010 (0,012)	0,116 (0,012)	-0,023 (0,018)	7827	33,7	0,3754

APPENDIX IV : Perceived needs of french households In case of an Important Increase of their income.

F.GARDES (University Paris I - LAMIA - CREDOC)

J.L. MADRE (INRETS - CREDOC)

The appearance of some specific needs as income increases can be directly shown by the analysis of the subjective needs declared by the individual. In the INSEE conjuncture survey made three times on year for about 6 000 households interviewed (see Gardes-Madre, 1990, 1991), question 6-9 concerns the use of on income increase : "In case of our important increase of your income, what would you prefer to do first ?

1. Buy or build a dwelling ;
2. Make important expenses for durables ;
3. Use mainly this income for a better daily life ;
4. Make a saving by buying land or dwellings ;
5. Make or saving by buying bonds or other financial goods ;
6. Keep your money in cash or in a bank deposit ;
7. Invest your money in your enterprise or your farm ;
8. Other uses ;
9. Do not know !

The hypothesis we make gives rise to precise assumptions as concerns each of these use of an increased of the permanent income :

Uses 1 and 2 may diffuse in the beginning of the central income zone ;

Uses 4, 5, 7 may increase in the end of the central zone ;

Uses 3, 6, 8 and the no-answer 9 may decrease as the above needs appear, and eventually increase in the last part of the income distribution.

The percentages of answers for each income class for the cumulated population of three recent surveys (about 8 000 households) shows exactly these patterns through the income distribution, as it is evident in Table IV.1 and in the graph 5 where we have grouped the number of answer on questions 3,6,7,8,9 (I_1 which may decrease in the central zone) and the ratio $(1+2)/(4+5)$ (I_2 which may increase in the beginning, and decrease in the end of the central zone).

Table IV.1: Answers to the question: "In case of an important increase of your income, what would you prefer to do first?"
(% of the whole population having answered)

QUESTIONS											
Income classes	% popul.	Déciles	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1	1,7		0,34	0,22	0,61	0,09	0,10	0,15	0,05	0,12	0,05
2	3,3		0,50	0,44	1,03	0,15	0,17	0,28	0,07	0,41	0,23
3	8,1	D1	1,34	0,99	2,92	0,27	0,40	0,69	0,12	0,97	0,39
4	11,4	D2	2,70	1,49	3,53	0,56	0,64	0,84	0,19	1,11	0,29
5	14,6	D3 D4	4,27	2,07	4,12	0,70	0,81	0,84	0,27	1,30	0,21
6	14,2	D5	4,31	2,10	3,59	0,96	0,81	0,92	0,29	1,04	0,19
7	12,8	D6	3,83	2,34	3,00	0,99	0,86	0,67	0,30	0,72	0,10
8	18,4	D7 D8	5,60	3,32	4,04	1,77	1,36	0,65	0,46	1,11	0,07
9	8,8	D9	2,62	1,48	1,84	0,98	0,86	0,21	0,28	0,52	0,03
10	3,7		0,98	0,57	0,76	0,49	0,49	0,06	0,09	0,23	0,04
11	3,0		0,86	0,35	0,48	0,51	0,4	0,05	0,19	0,16	0,03

REFERENCES

- BAILEY M.J** , **OLSON M.**, **WONNACOTT P.**, 1980, The marginal utility of income does not increase : borrowing, lending and Friedman-Savage Gambles, *Economic Review*, 70, 3 June .
- DANZIGER S.**, **Van Der GAAG J**, **TAUSSIG M.K.** **SMOLENSKY E.**, 1984, The direct measurement of welfare levels : how much does it cost to make ends meet ?, *The Review of Economic and Statistics*, august .
- FRIEDMAN M.**, **SAVAGE L.J.**, 1948, The utility of analysis of choices involving risk, *Journal of Political Economy*, 56, 4, August.
- GARDES F.**, 1980, Variations des ensembles de choix individuels : les zones de consommation, communication au Colloque "Structures économiques et économétrie" Lyon.
- GARDES F.**, 1984, Analyse comparative des effets des variations temporelles du revenu relatif sur la consommation, Journées de microéconomie appliquée. Le Mans, 6-7 juin.
- GARDES F.**, 1985, Transversal and temporal effects of income variations on consumption, L.S.E. seminar, 5 january.
- GARDES F.**, **LEVY D.**, 1992, Estimation of income elasticities by a Hodrick-Prescott smoothing filtering of Engel curves, research report CREDOC, february.
- JALLAIS S.**, 1992, L'économie au miroir de la physique : la question de l'expérience, Doctorate thesis, January.
- MARKOWITZ H.**, 1952, The utility of wealth, *Journal of Political Economy*, 60, 2, April.
- MONGIN. P.**, 1990, Problèmes de Duhem en théorie de l'utilité espérée. Séminaire of the Statistics room, University Paris I, November 29.
- MONTMARQUETTE C.**, **BLAIS A.**, 1987, A Survey Measure of Risk Aversion, *Economics Letters* 25, 27-30.
- MOSTELLER F.**, **NOGEE P.**, 1951, An experimental measurement of utility, *Journal of Political Economy*, 59,5.
- PRYOR F.L.**, 1976, The Friedman-Savage utility function in cross-cultural perspective, *Journal of Political Economy*, 84, 4.

ESTIMATION OF INCOME ELASTICITIES BY A HODRICK- PRESCOTT SMOOTHING OF ENGEL CURVES¹

François GARDES (Université PARIS I (Lamia) - CREDOC)

Dominique LEVY (CEPREMAP-CNRS)

1. INTRODUCTION

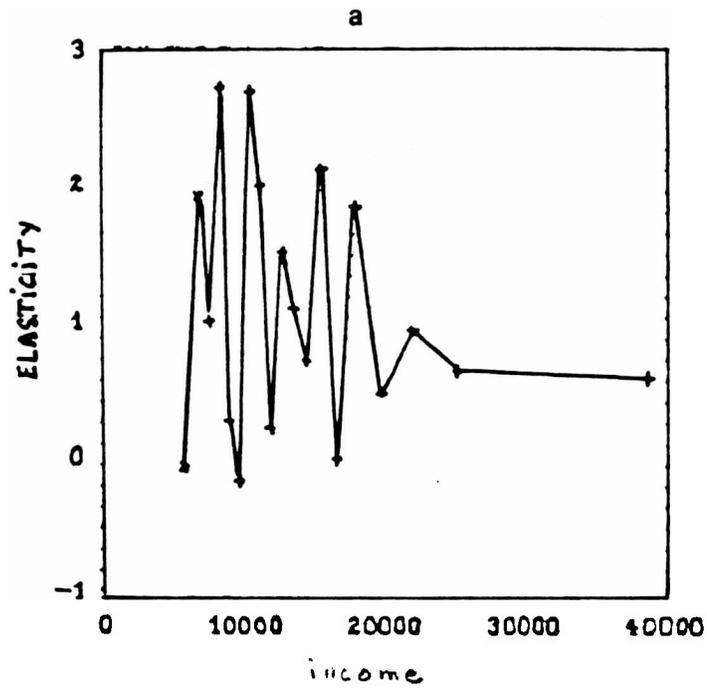
Several problems are encountered in the estimation of Engel curves on individual or aggregate transversal data : the estimation of *functional forms* gives rise to specification problems, or problems related to the choice of the main regressor (income or total expense) and the verification of theoretical constraints ; the calculation of Engel curves by concentration curves (such as Lorenz curves, see Sreenivasa Iyengar, 1960, Blaylock-Smallwood, 1982) brings, as does the first method, special forms of curves, which do not reveal the true curvatures of the relation between income and partial expenses although it takes into account the whole information to determine the elasticities on each point (see Gardes, 1985, pp. 751-808 for details).

The calculation of elasticity between two adjacent points allows us to follow continuously the curvature of the Engel curves, but errors of measurement as well as exogenous variations of consumption lead to an erratic pattern of these elasticities, even on aggregate data (for instance twenty income classes containing 500 households each), as is shown by graph 1, where elasticity are calculated for the Canadian consumption survey of 1986, on 20 relative income classes or 360 cells determined as indicated in Appendix II.

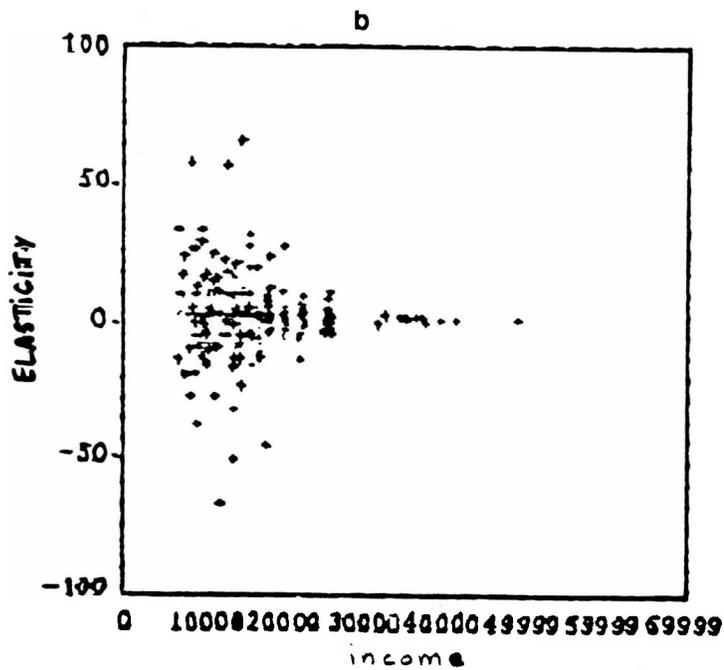
¹ The empirical analysis is based on the microdata of Canada Statistics "FAMILLES ECONOMIQUES - REVENUS", which contains the data of the 1986 SURVEY ON CONSUMERS' FINANCES. The use and interpretation of these data are under the authors' responsibility. We thank Simon Langlois and Johanne Bujold for the preparation of data.

Graph 1 : ELASTICITIES OF DURABLES, Canadian Survey, 1986

(a) 20 relative Income classes



(b) 360 cells : Elasticity on income



$$e = \frac{d \text{ Log Durables}}{d \text{ Log Income}}$$

(the difference $d X$ is computed between the means of two adjacent income classes for case a ; between equivalent cells (according to the three other discriminant criteria) of two adjacent cells for case b).

The three first autocorrelation of these elasticities are very small : - 0.37, - 0.13, 0.08 for case (a) ; - 0.089, 0.052, 0.002 for case (b), thus showing that they do not indicate any systematic variation over the income distribution.

These elasticity have three major defaults :

- they do not take into account the consumption pattern apart from the two points compared, so that they reveal a very partial information ;
- they do not consider the influence of other determinants of consumption ;
- they depend too much on transitory variation of the two variables compared.

These drawbacks can be minimized by grouping the population according to the major determinants of consumption (income, households' structure, position in the life cycle, human capital), and by smoothing the data with a method taking into account, for the calculus of each filtered point, the whole distribution, so that the transitory variations are cancelled and the information enlarged.

We suggest to apply first a filter to the data before calculating elasticity on filtered data. The Hodrick-Prescott filter has the property to smooth the first derivative of the variable, so that it is a good candidate to smooth consumption. But it must be adapted to a smoothing on income, which is not a uniform variable as time.

2. THE SMOOTHING METHOD : A MODIFIED HODRICK-PRESCOTT FILTER

The Whittaker-Henderson filter has been widely used in the business cycle literature since its adoption by Hodrick-Prescott (1980). It minimizes the weighted sum of the sum of square residuals between the variable y_i and the filtered series \bar{y}_i , and of the sum of the square variations of the filtered first derivative, that is, in discrete terms and for variables in logarithm :

$$\frac{\min}{\bar{y}_i} \left(\sum_{i=1}^n \{y_i - \bar{y}_i\}^2 + \lambda \sum_{i=3}^n [(\bar{y}_i - \bar{y}_{i-1}) - (\bar{y}_{i-1} - \bar{y}_{i-2})]^2 \right)$$

(see Danthime-Girardin, 1989, for a more precise presentation).

This filter is the ideal candidate to smooth the consumption : other non parametric smoothing methods (Hairdle, 1990) are not as powerful as concerns the smoothing of the first derivative which is our main goal. To adapt it to our purpose, one must change the objective to minimize by taking into account the weights corresponding to the size of the cells of the survey, and by modifying its second term where the variation in the first differences of the filtered series (measuring the first derivative on time) are replaced by the variation of the marginal propensities of consumption on income or total

expense. The detail of this minimisation and the resulting matrix to inverse are presented in Appendix I.

3. COMPARISON BETWEEN ELASTICITIES ON FILTERED DATA AND OTHER TYPES OF ELASTICITIES

The filter is efficient to smooth the data, as well for the 20 income classes mean as for the 360 cells, when one takes large λ ($\lambda = 10^7$ for the income classes, $\lambda = 10^{11}$ for the cells) without cancelling the trends of the variables. For the data in cells, elasticity can be computed either on two adjacent cells or on equivalent cells of two adjacent income classes, this former computation taking into account the three determinants taken as discriminant criteria to define the cells. Both methods afford regular patterns of the marginal propensities and elasticities when the filter is applied for a second term of the objective function computed between adjacent cells, classed according to the mean per capita income of the cells, and thus not taking into account the size, age, and human capital variables.

3.1. Elasticities on 20 Income classes

Graphs III1 to 4 (in Appendix III) show the evolution of the elasticities as relative income changes : the income elasticities (plotted on the right side of the figures) increase in the first part of the income distribution, then decrease or, for services, stay constant around one. This reveals a common diffusion process (discussed in Gardes-Combris 1991). The total expense elasticities do not have this common variation : they tend to decrease (but less rapidly for the median income classes) for durables and non-durables, to increase and afterwards decrease for semi-durable, to increase slowly for services. Thus, the smoothing of aggregate data gives rise to clear patterns in the evolutions of Marginal Propensities to Consume (MPC) and elasticities.

We have compared these aggregate elasticities with those obtained for two adjacent income classes, by relating the 18 equivalent cells of each class (for instance cell $c_i(j)$ defined by the first item of size, age and human capital for income class j to the corresponding cell $c_i(j+1)$ of the adjacent income class) ; computing the income and consumption differences between these equivalent cells : $d X_i = X \langle c_i(j+1) \rangle - X \langle c_i(j) \rangle$ one obtains 18 variations of income and consumption on which it is possible to compute the mean elasticity between the two income classes.¹

¹ The computation has been made on total expenses, with logarithmic differences (weighted by the sum of the size of the two equivalent cells) : Elog, and with arithmetic difference (with the Prais-Houthakker correction of heteroscedasticity by a square root weighting) : Elin. As the data consist of the means of the variables for the cells, this last computation is the sole correct from an aggregation point of view.

Table 1 contains the correlation coefficient R between the elasticity computed on filtered data, and the mean elasticities between four adjacent income classes (for instance for the 18 x 3 differences $d X_i (2/1)$, $d X_i (3/2)$ and $d X_i (4/3)$, the aggregation of three groups of 18 differences smoothing the variation of MPC and elasticities - see Gardes, 1991, for details).

Table 1
Correlation coefficients between elasticities

GROUPS	DURABLES	SEMI-DURABLES	NON-DURABLES	SERVICES
B:				
ELOG/EL	0.25	- 0.02	0.20	- 0.03
ELIN/EL	0.63	0.21	0.80	0.49
Means :				
EL	1.46	1.28	0.48	1.17
ELOG	3.44	0.85	0.45	0.92
ELIN	2.04	1.04	1.16	5.30

$$e = \text{ELOG} : d \text{Log } C = e d \text{Log } Y + c$$

$$e = \text{ELIN} : d \left(\frac{C}{\sqrt{n}} \right) = e d \left(\frac{Y}{\sqrt{n}} \right) + \frac{c}{\sqrt{n}}$$

$$\text{EL} : \text{elasticity on filtered data} : \frac{d \text{Log } \bar{C}}{d \text{Log } Y}$$

Apart from a good correlation between ELOG and ELIN, it appears that ELIN is more correlated than ELOG to the elasticity on filtered data, and that this correlation is rather strong (mean R^2 of 0.33, 0.43 without the semi-durables) ; beside, ELIN seems to accentuate the movements of the elasticity on filtered data, but the general evolution over the relative income distribution is the same for the two parameters, even when their correlation is weak, as for the semi-durable goods¹ (see the graphs in Appendix III B) The mean elasticities are of the same magnitude, except for the case of services.

¹ it can be remarked that the general evolution of durable and non-durable goods (the elasticities falling in the first quarter of the income distribution, then growing till the median, and falling in the second half of the income distribution) is exactly inverse of the one of the two other groups of goods.

3.2. Elasticities on 360 cells

When smoothing the desegregate data with a greater λ ($\lambda = 10^{11}$ compared to $\lambda = 10^7$ for 20 income classes data), one obtain similar levels and evolutions of elasticity computed across the 360 cells classified according to their per capita income : thus two adjacent cells on which the elasticity is computed belong generally to the same income class, and thus are different for the other three criteria ; nevertheless, the smoothing is able to absorb these differences and to afford regular patterns of the elasticities comparable to those obtained on grouped data (see the graphs in Appendix IV).

The elasticity of total expenses upon income has an interesting evolution, growing sharply until it reaches a diffusion region around the second tercile of the income distribution (around 1 500 \$), decreasing afterwards till the median and increasing showily in the second half of the income distribution : this evolution implies a systematic difference between the patterns of income and total expenses elasticities of the four commodities groups, which nevertheless remain broadly the same.

CONCLUSION

The smoothing of consumption data by a method which smoothers directly the marginal propensities generates regular patterns of the elasticities, even for disaggregate data : moreover, these patterns are similar to those obtained on more aggregate data, or by other methods based on regressions across similar types of households classified according to socio-economic variables such as the households' size, their position in the life cycle, or their human capital.

A diffusion of total expenses seems to exist around the first tercile of the income distribution : this is not coherent with the hypothesis often made of a continuous decrease of the marginal utility of income. It seems rather that the discovering of new opportunities of consumption, which exists throughout the income distribution, is particularly important around the first tercile and the median of the income distribution, and pushes up some expenses on goods not consumed before (this phenomenon is studied more completely in Gardes-Combris, 1991).

APPENDIX I

SMOOTHING WHITTAKER-HENDERSON PROGRAMS ON A NON UNIFORM VARIABLE

FILTERING ON ADJACENT HOUSEHOLDS ACCORDING TO THEIR RELATIVE INCOME

The objective to minimize by choosing n filtered values \bar{y}_i is :

$$\text{Min}_{(\bar{y}_i)} D \text{ with } D = \left[\sum_{i=1}^n w_i (y_i - \bar{y}_i)^2 + \lambda \sum_{i=3}^n \frac{1}{3} (w_i + w_{i-1} + w_{i-2}) \left(\frac{\bar{y}_i - \bar{y}_{i-1}}{x_i - x_{i-1}} - \frac{\bar{y}_{i-1} - \bar{y}_{i-2}}{x_{i-1} - x_{i-2}} \right)^2 \right]$$

where y_i is the variable to smooth : $y_i = \bar{y}_i + \hat{y}_i$;

$w_i = \frac{N_i}{N}$, N_i being the size of cell i and $N = \sum_i N_i$ the size of the whole survey ;

λ is a weighting parameter between the two terms of the objective function.

When $\lambda = 0$, the filter gives $\bar{y}_i = y_i$ with a maximal change of the MPC ; when $\lambda = \infty$, one obtains a linear adjustment of y on x .

Notation : $A_i = \frac{1}{3} (w_i + w_{i-1} + w_{i-2})$

$$B_i = \frac{1}{x_i - x_{i-1}}$$

The second term becomes : $\lambda \sum_{i=3}^n A_i [\bar{y}_i B_i - \bar{y}_{i-1} (B_i + B_{i-1}) + \bar{y}_{i-2} B_{i-1}]^2$

The objective function being quadratic in \bar{y}_i , the first order conditions afford the solution of the minimisation program ; one has to consider separately the two first and the two last conditions which concern only one or two of the three expressions constrained in the general condition (c) :

a) $\frac{\partial D}{\partial \bar{y}_1} = 0 \Rightarrow -\frac{w_1}{\lambda} (y_1 - \bar{y}_1) + A_3 (\bar{y}_3 B_3 - y_2 (B_3 + B_2) + \bar{y}_1 B_2) B_2 = 0$

$$\Rightarrow \frac{w_1}{\lambda} y_1 = \bar{y}_1 \left(A_3 B_2^2 + \frac{w_1}{\lambda} \right) - \bar{y}_2 A_3 B_2 (B_3 + B_2) + \bar{y}_3 A_3 B_2 B_3 \quad (1)$$

$$\begin{aligned}
\text{b) } \frac{\partial D}{\partial y_2} = 0 &\Rightarrow -\frac{w_2}{\lambda} (y_2 - \bar{y}_2) - A_3 (B_3 + B_2) [\bar{y}_3 B_3 - y_2 (B_3 + B_2) + \bar{y}_1 B_2] \\
&+ A_4 B_3 [\bar{y}_4 B_4 - \bar{y}_3 (B_4 + B_3) + \bar{y}_2 B_3] = 0 \\
&\Rightarrow \frac{w_2}{\lambda} y_2 = -\bar{y}_1 A_3 (B_3 + B_2) B_2 + \bar{y}_2 \left[A_3 (B_3 + B_2)^2 + A_4 B_3^2 + \frac{w_2}{\lambda} \right] \\
&\quad - \bar{y}_3 [A_3 (B_3 + B_2) B_3 + A_4 B_3 (B_4 + B_3)] + \bar{y}_4 A_4 B_3 B_4
\end{aligned} \tag{2}$$

$$\begin{aligned}
\text{c) } \frac{\partial D}{\partial y_i} = 0 &\Rightarrow -\frac{w_i}{\lambda} (y_i - \bar{y}_i) + A_i [\bar{y}_i B_i - \bar{y}_{i-1} (B_i + B_{i-1}) + \bar{y}_{i-2} B_{i-1}] B_i \\
&- A_{i+1} [\bar{y}_{i+1} B_{i+1} - \bar{y}_i (B_{i+1} + B_i) + \bar{y}_{i-1} B_i] (B_{i+1} + B_i) \\
&+ A_{i+2} [\bar{y}_{i+2} B_{i+2} - \bar{y}_{i+1} (B_{i+2} + B_{i+1}) + \bar{y}_i B_{i+1}] B_{i+1} \\
&\Rightarrow \frac{w_i}{\lambda} y_i = \bar{y}_{i-2} A_i B_{i-1} B_i - \bar{y}_{i-1} [A_i (B_i + B_{i-1}) B_i + A_{i+1} B_i (B_{i+1} + B_i)] \\
&\quad + \bar{y}_i \left[A_i B_i^2 + A_{i+1} (B_{i+1} + B_i)^2 + A_{i+2} B_{i+1}^2 + \frac{w_i}{\lambda} \right] \\
&+ y_{i+2} A_{i+2} B_{i+2} B_{i+1} - \bar{y}_{i+1} [A_{i+2} (B_{i+2} + B_{i+1}) B_{i+2} + A_{i+1} B_{i+1} (B_{i+1} + B_i)]
\end{aligned} \tag{3}$$

$$\begin{aligned}
\text{d) } \frac{\partial D}{\partial y_{n-1}} = 0 &\Rightarrow -\frac{w_{n-1}}{\lambda} (y_{n-1} - \bar{y}_{n-1}) + A_{n-1} [\bar{y}_{n-1} B_{n-1} - \bar{y}_{n-2} (B_{n-1} + B_{n-2}) + \bar{y}_{n-3} B_{n-2}] B_{n-1} \\
&- A_n [\bar{y}_n B_n - y_{n-1} (B_n + B_{n-1}) + \bar{y}_{n-2} B_{n-1}] (B_n + B_{n-1}) \\
&\Rightarrow \frac{w_{n-1}}{\lambda} y_{n-1} = \bar{y}_{n-3} A_{n-1} B_{n-2} B_{n-1} \\
&- \bar{y}_{n-2} [A_{n-1} (B_{n-1} + B_{n-2}) B_{n-1} + A_n B_{n-1} (B_n + B_{n-1})] \\
&+ \bar{y}_{n-1} \left[A_{n-1} B_{n-1}^2 + A_n (B_n + B_{n-1})^2 + \frac{w_{n-1}}{\lambda} \right] \\
&- \bar{y}_n A_n B_n (B_n + B_{n-1})
\end{aligned} \tag{4}$$

$$\begin{aligned}
 e) \frac{\partial D}{\partial \bar{y}_n} = 0 &\Rightarrow -\frac{w_n}{\lambda} (y_n - \bar{y}_n) + A_n (\bar{y}_n B_n - \bar{y}_{n-1} (B_n + B_{n-1}) + \bar{y}_{n-2} B_{n-1}) B_n = 0 \\
 &\Rightarrow \frac{w_n}{\lambda} y_n = \bar{y}_{n-2} A_n B_{n-1} B_n - \bar{y}_{n-1} A_n (B_n + B_{n-1}) B_n \\
 &\quad + \bar{y}_n \left[A_n B_n^2 + \frac{w_n}{\lambda} \right]
 \end{aligned} \tag{5}$$

Equation (1) to (5) can be written $y = M \bar{y}$, with M a symmetric ($n \times n$) matrix made of five diagonal and sub-diagonals which can be efficiently unversed taking into account its particular structure.

One obtains the filtered series : $\bar{y} = M^{-1}y$

Definition of $M = (a_{ij})$:

$$\begin{aligned}
 a(1,1) &= \left(A_3 B_2^2 / \frac{w_1}{\lambda} \right) + 1 \\
 a(1,2) &= -A_3 B_2 (B_3 + B_2) \cdot \frac{\lambda}{w_1} \\
 a(1,3) &= A_3 B_2 B_3 \cdot \frac{\lambda}{w_1} \\
 a(1,j) &= 0 \text{ for } j \geq 4 \text{ by equation (1), and so on for the other equations which define} \\
 & a(2,j), a(i,j), a(n-1,j), a(n,j).
 \end{aligned}$$

This smoothing method can be applied as well for data consisting of similar households (defined by various discriminant variable such as sex, human capital...) pertaining to two adjacent income classes : for instance for the Canadian data, it consists to apply it independently for each type of household.

FILTERING ACROSS SIMILAR HOUSEHOLDS OF TWO ADJACENT INCOME CLASSES

$$\frac{\text{Min}}{y_i} D = \sum_{i=1}^n w_i (y_i - \bar{y}_i)^2 + \lambda \sum_{i=37}^n A_i \left(\frac{\bar{y}_i - \bar{y}_{i-18}}{x_i - x_{i-18}} - \frac{\bar{y}_{i-18} - \bar{y}_{i-36}}{x_{i-18} - x_{i-36}} \right)^2$$

with

$$\begin{aligned}
 A_i &= \frac{1}{3} (w_i + w_{i-18} + w_{i-36}) \\
 B_i &= \frac{1}{x_i - x_{i-18}}
 \end{aligned}$$

the second term becomes :

$$\lambda \sum_{i=37}^n A_i (\bar{y}_i B_i - \bar{y}_{i-18} (B_i + B_{i-18}) + \bar{y}_{i-36} B_{i-18})^2$$

$$a) \frac{\partial D}{\partial y_k} = 0 \Rightarrow \frac{w_k}{\lambda} y_k = \bar{y}_k \left(\frac{w_k}{\lambda} + A_{36+k} B_{18+k}^2 \right)$$

$$\text{for } k = 1 \text{ to } 18 \quad - \bar{y}_{18+k} A_{36+k} B_{18+k} (B_{36+k} + B_{18+k}) \\ + y_{36+k} A_{36+k} B_{18+k} B_{36+k}$$

$$b) \frac{\partial D}{\partial y_k} = 0 \Rightarrow \frac{w_k}{\lambda} y_k = \bar{y}_k \left[\frac{w_k}{\lambda} + A_{36+k} B_{18+k}^2 - A_{18+k} (B_{18+k} + B_k)^2 \right]$$

$$\text{for } k = 19 \text{ to } 36 \quad + \bar{y}_{36+k} \cdot A_{36+k} \cdot B_{36+k} \cdot B_{18+k} \\ - \bar{y}_{18+k} \cdot [A_{36+k} \cdot B_{18+k} \cdot (B_{36+k} + B_{18+k}) + A_{18+k} \cdot B_{18+k} (B_{18+k} + B_k)] \\ - \bar{y}_{k-18} \cdot A_{18+k} \cdot (B_{18+k} + B_k) \cdot B_k$$

$$c) \frac{\partial D}{\partial y_k} = 0 \Rightarrow \frac{w_k}{\lambda} y_k = \bar{y}_k \left[\frac{w_k}{\lambda} + A_k B_k^2 - A_{k+18} \cdot (B_{k+18} + B_k)^2 + A_{k+36} B_{k+18}^2 \right]$$

$$+ \bar{y}_{k+36} \cdot A_{k+36} \cdot B_{k+18} \cdot B_{k+36} \\ + \bar{y}_{k+18} \cdot [A_{k+36} \cdot B_{k+18} \cdot (B_{k+36} + B_{k+18}) - A_{k+18} \cdot A_{k+18} (B_{k+18} + B_k) \cdot B_{k+18}] \\ - \bar{y}_{k-18} \cdot [A_{k+18} B_k (B_{k+18} + B_k) - A_k \cdot B_k \cdot (B_k + B_{k-18})] \\ + y_{k-36} \cdot A_k \cdot B_{k-18} \cdot B_k$$

$$d) \frac{\partial D}{\partial y_k} = 0 \Rightarrow \frac{w_k}{\lambda} y_k = \bar{y}_k \left[\frac{w_k}{\lambda} + A_k B_k^2 - A_{k+18} (B_{k+18} + B_k)^2 \right]$$

$$\text{for } k : 325 \text{ to } 342 \quad - \bar{y}_{k+18} A_{k+18} B_{k+18} (B_{k+18} + B_k) \\ + -\bar{y}_{k-18} [A_k (B_k + B_{k-18}) B_k - A_{k+18} B_k (B_{k+18} + B_k)] \\ + B_{k-36} \cdot A_k \cdot B_{k-18} \cdot B_k$$

$$e) \quad \frac{\partial D}{\partial \bar{y}_k} = 0 \Rightarrow \frac{w_k}{\lambda} y_k = \bar{y}_k \left[\frac{w_k}{\lambda} + A_k B_k^2 \right]$$

$$\text{fork : 343 to 360} \quad - \bar{y}_{k-18} A_k (B_k + B_{k-18}) B_k \\ + \bar{y}_{k-36} A_k B_{k-18} B_k$$

The resulting matrix M such that : $\left(\frac{w_k}{\lambda} y_k \right) = M \bar{y}$ contains five diagonal bands (k, k) , $(k, k+18)$, $(k, k+36)$ corresponding to case (a) ; $(K+18, k)$ for cases (b), (c), (d), and (e) ; $(k+36, k)$ for (c), (d), (e).

APPENDIX II

DEFINITION OF SEMI-AGGREGATE DATA FOR THE 1986 CANADIAN SURVEY

The Canadian consumption survey contained in 1986 10 356 households. We have grouped, in collaboration with S. Langlois, the expenses in 23 functional groups and four groups defined by their durability : Durable goods, semi-durables, non-durables, and services which we use for this study.

The households have been assembled in 360 cells defined by four discriminant variables :

1. Per capita relative income, with a classical equivalent scale (1 = first adult ; 0.8 = other adults ; 0.8, 0.5, 0.4 : children according to their age) : 20 relative income classes have been obtained, each totalizing 5 % of the whole population ;
2. Age of the head of household : three classes until 35 years old, between 36 and 55, beyond ;
3. Human Capital in two classes : primary and secondary level, post-secondary level ;
4. Size of the household : one adult, two adults, three persons or more.

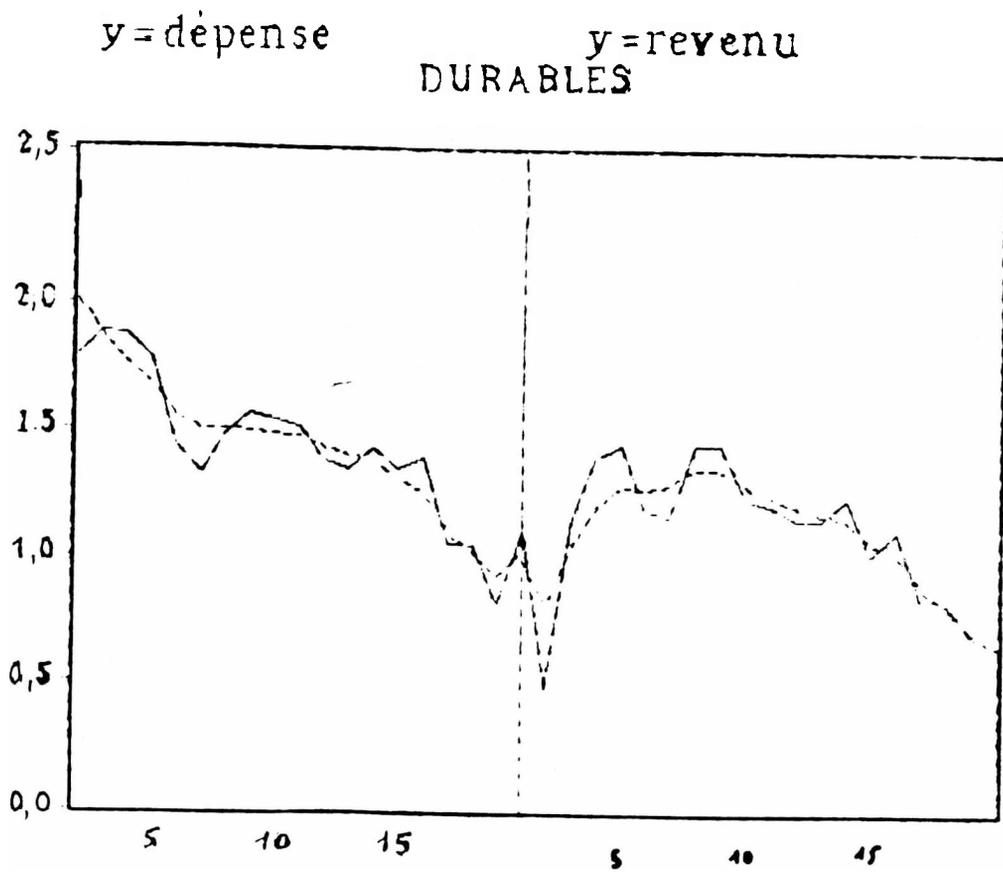
Only two cells have no household, and 8 % of the 360 cells have less than 5 households, the mean size being 2.9 households. All the calculus has been weighted by the cells' size.

APPENDIX III

ELASTICITIES ON 20 INCOME CLASSES

A. Arc elasticities on Filtered data :

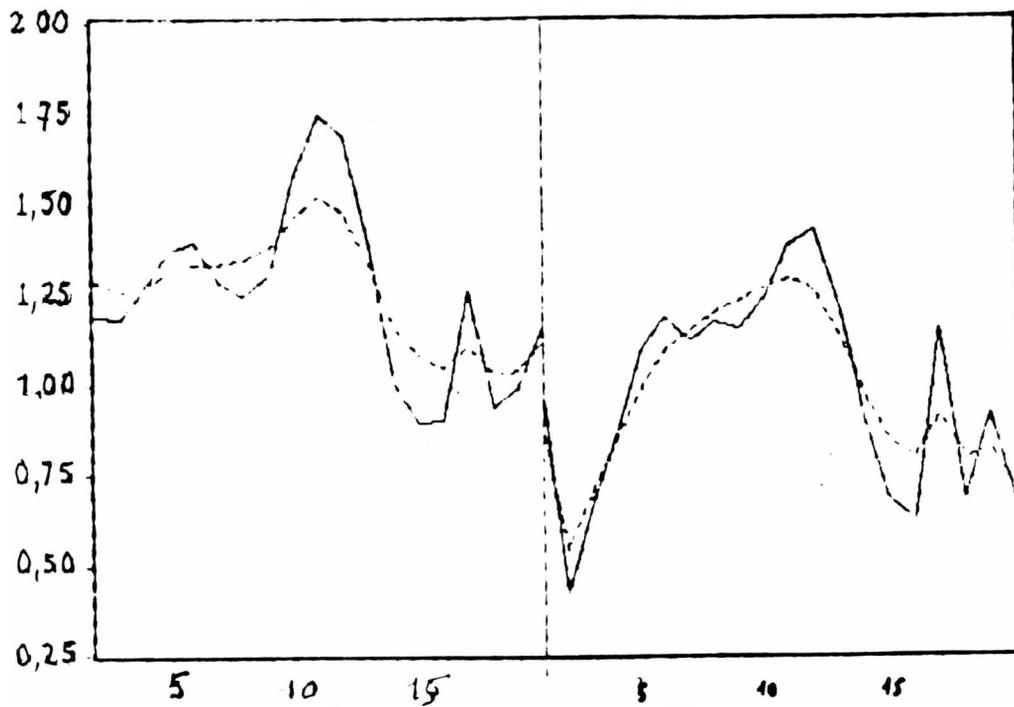
The elasticities are shown for two values of λ : $\lambda = 10^7$ and $\lambda = 5 \times 10^7$, and are computed on total expense and income.



Y = dépense

Y = revenu

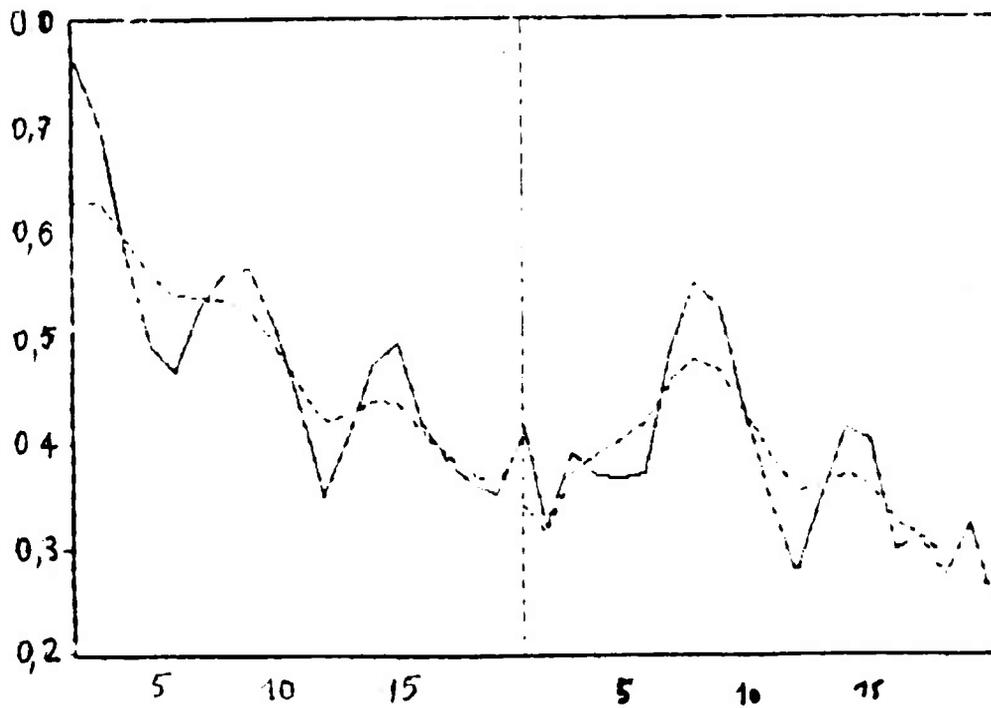
SEMI-DURABLES



Y = dépense

Y = revenu

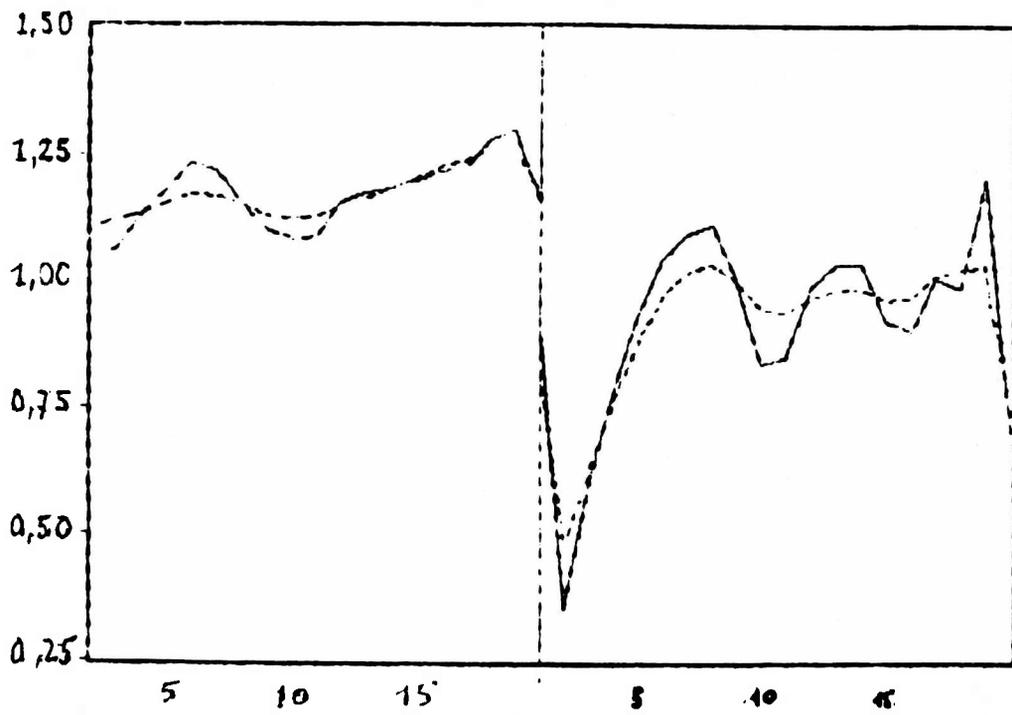
NON DURABLES



Y = dépense

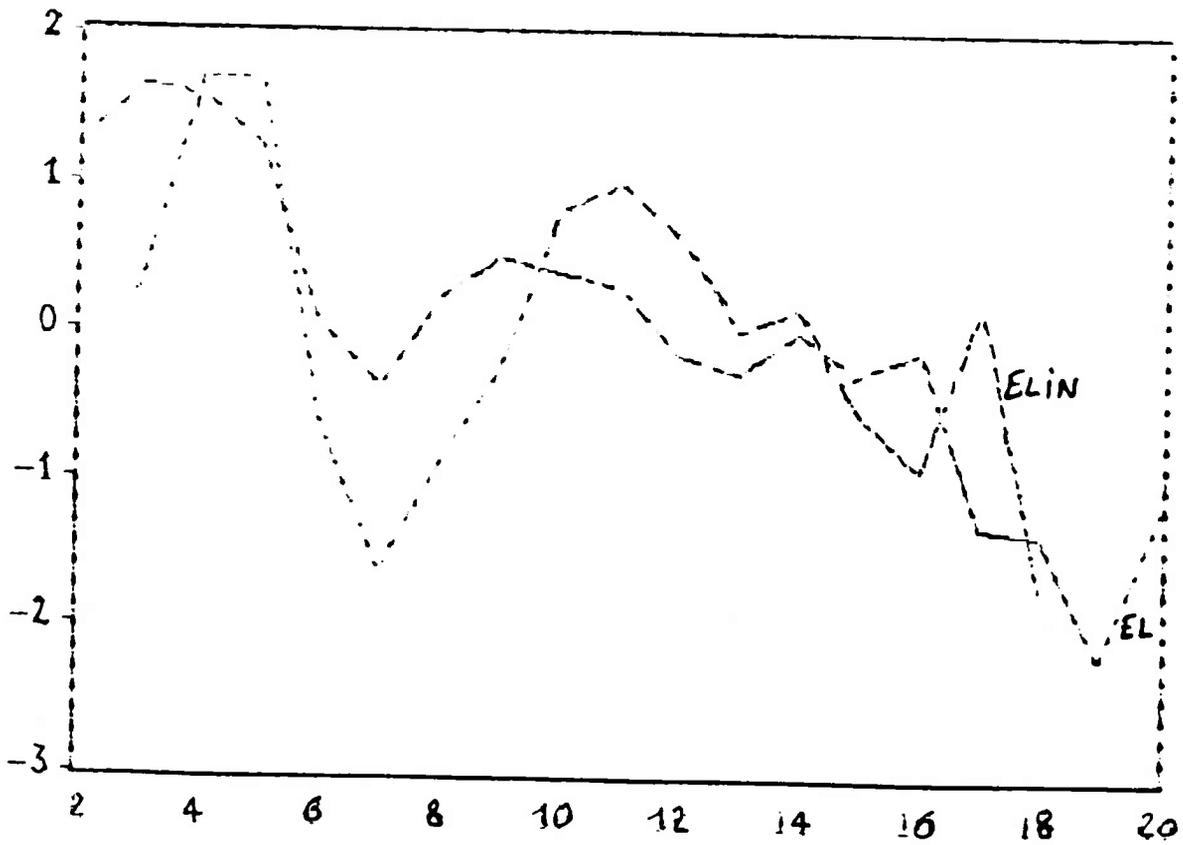
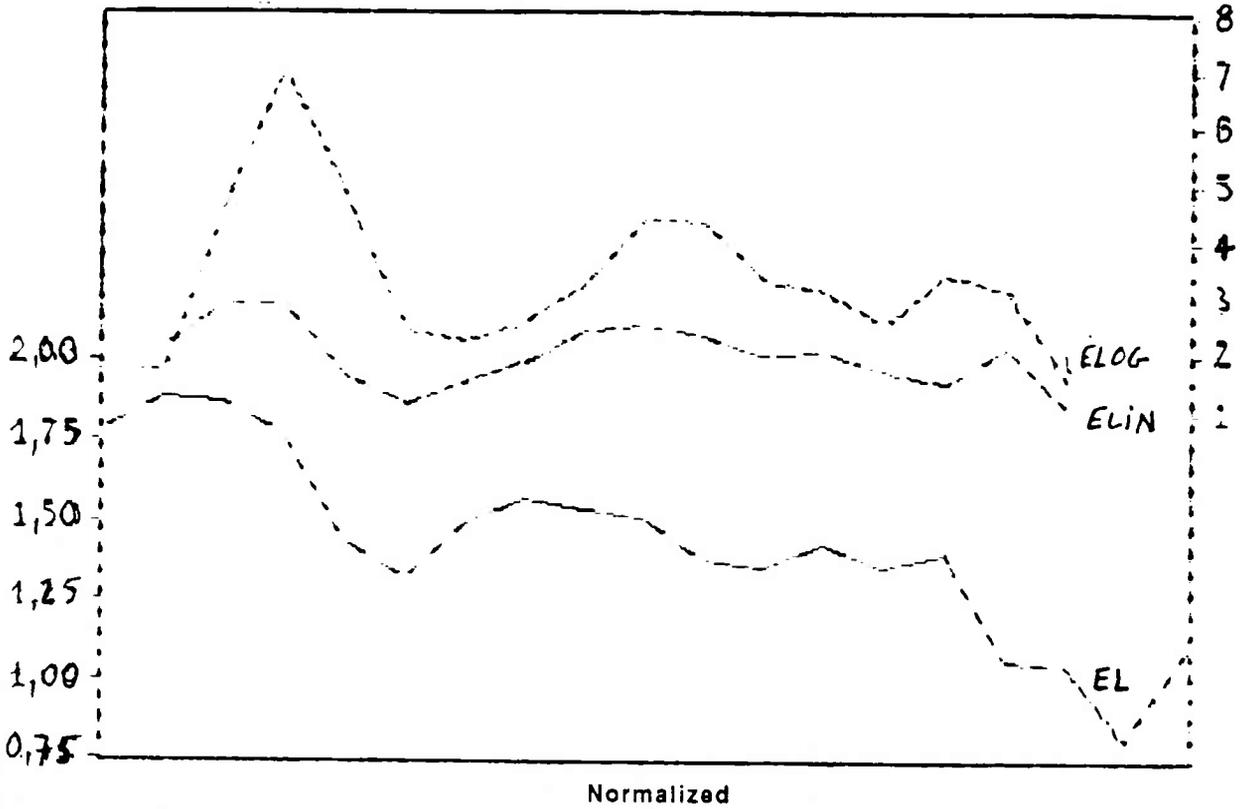
Y = revenu

SERVICES

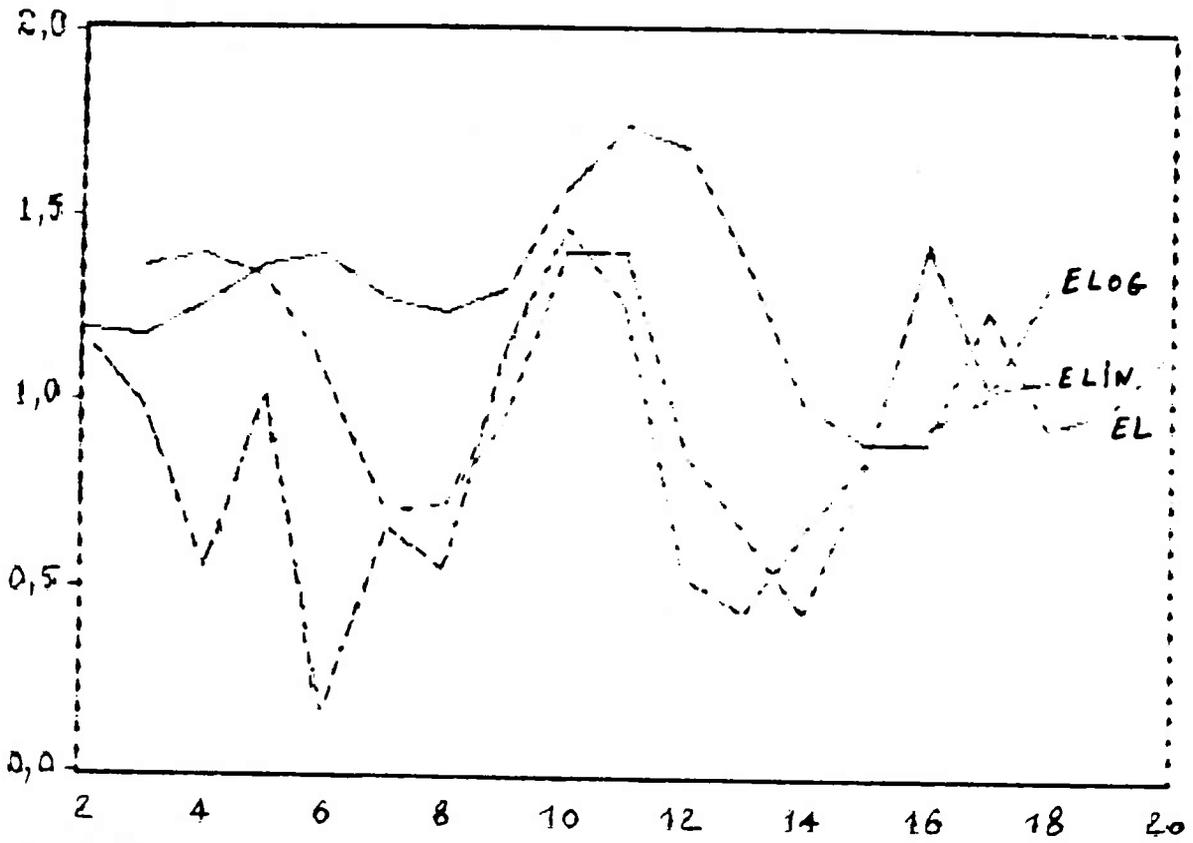


B. GENERAL EVOLUTION OF ELASTICITIES :

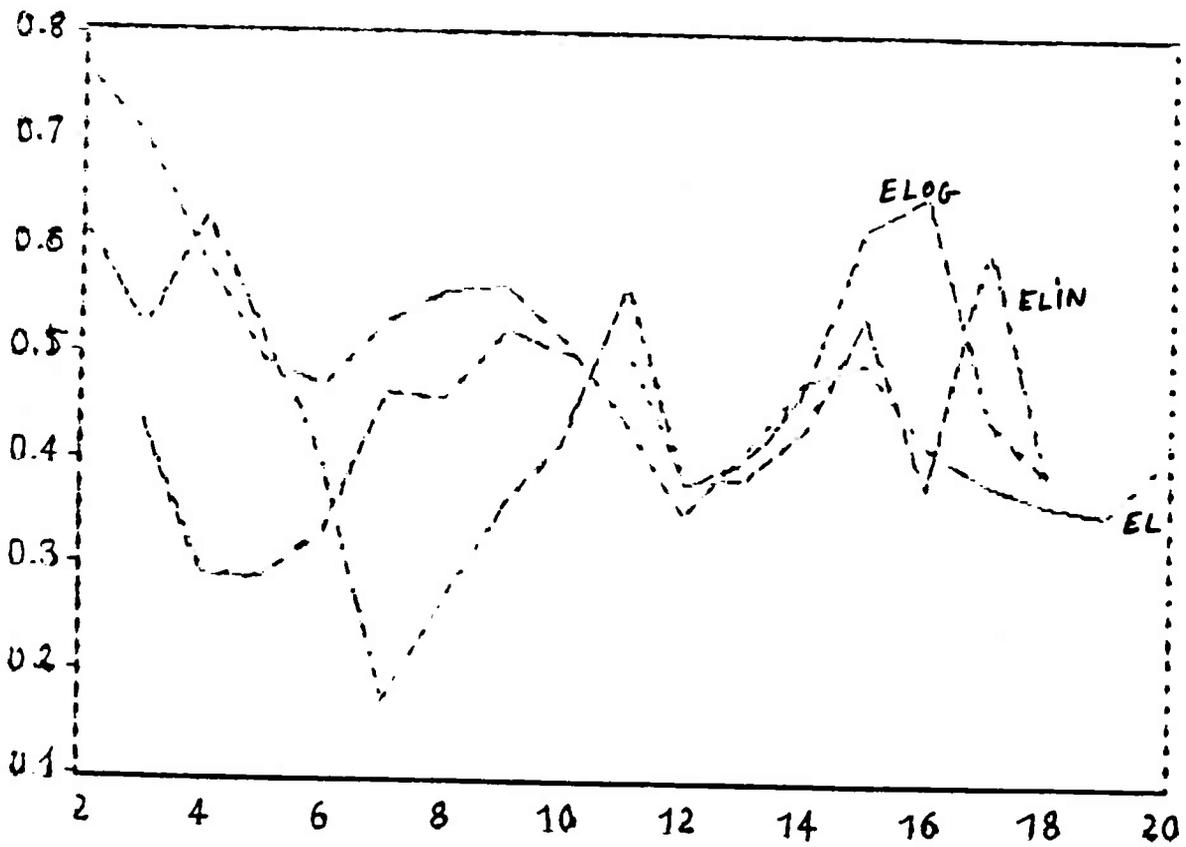
1. Durables :



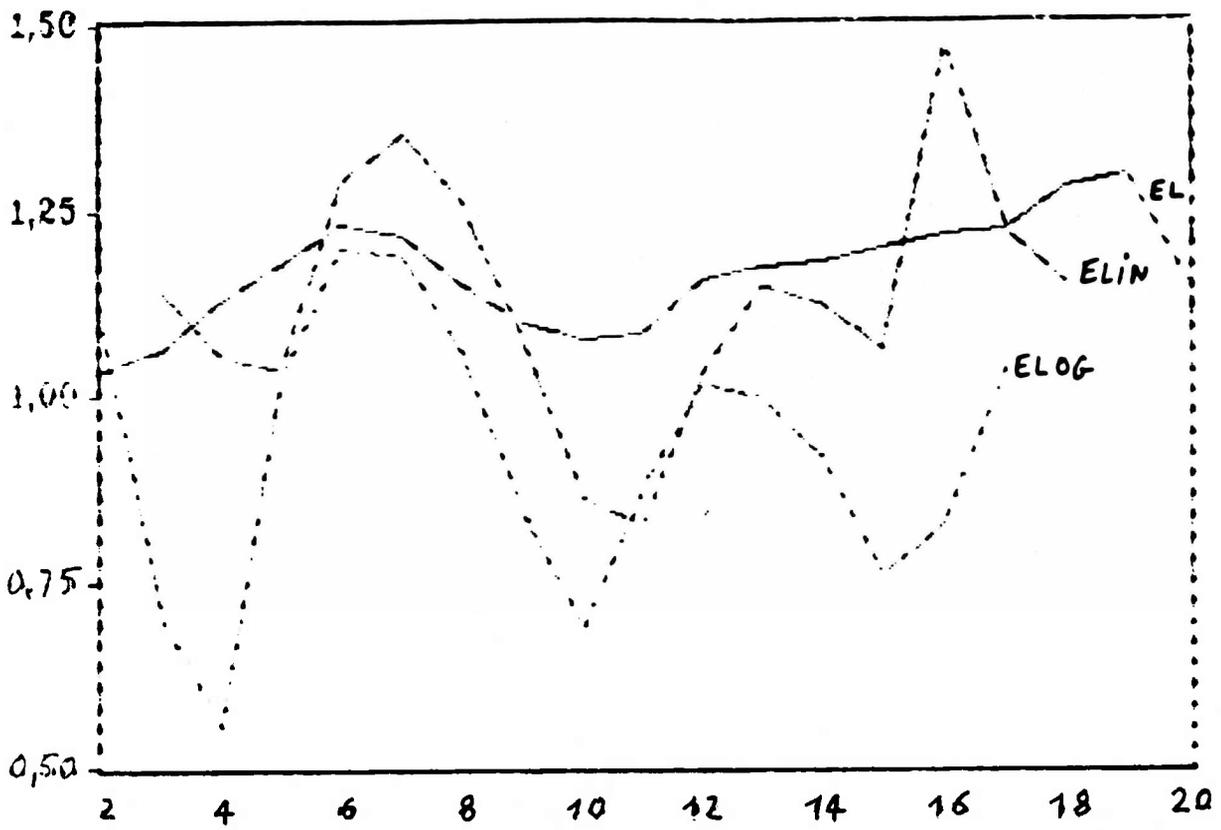
2. Semi-durables



3. Non-durables



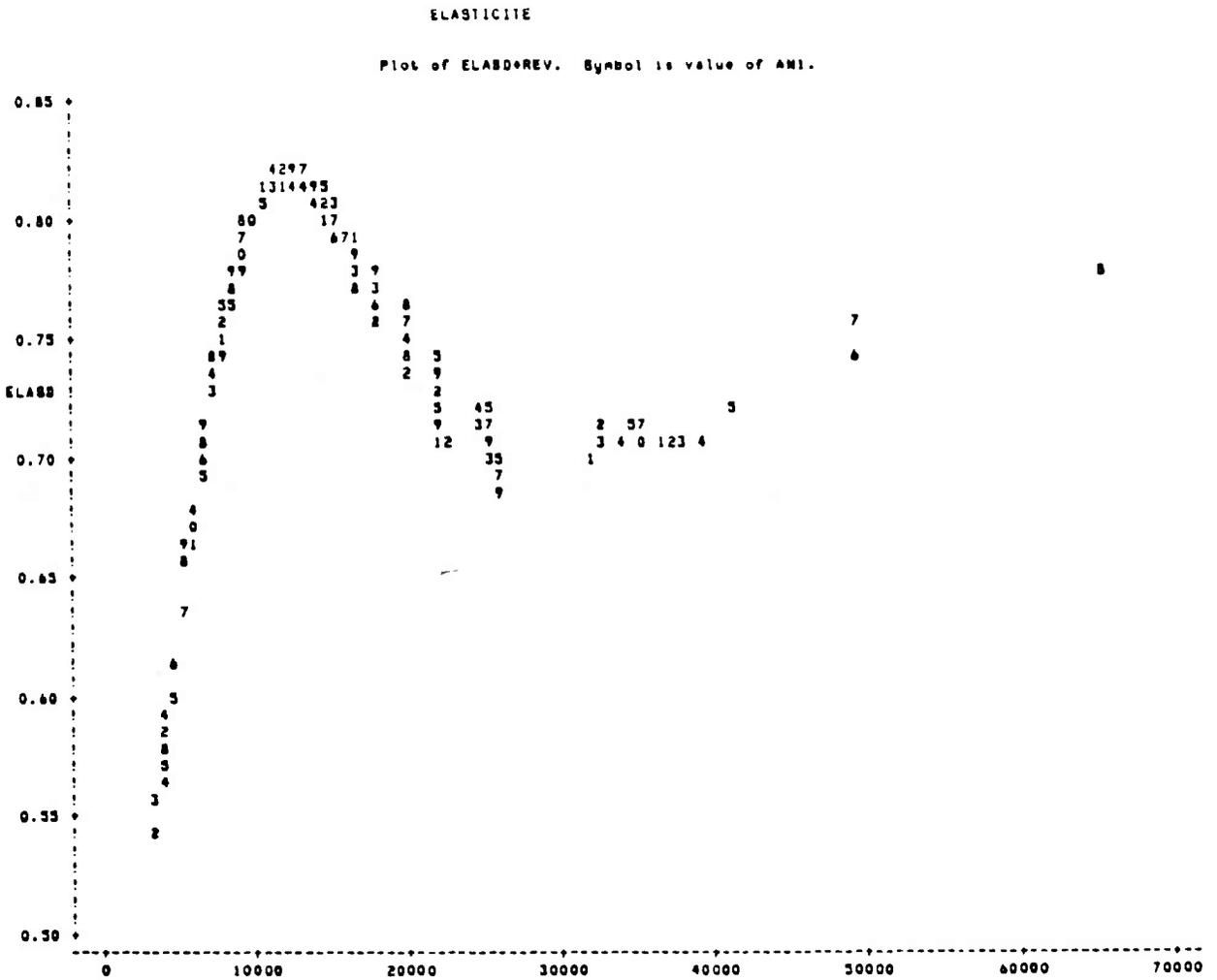
4. Services



APPENDIX IV

ELASTICITIES ON 360 CELLS

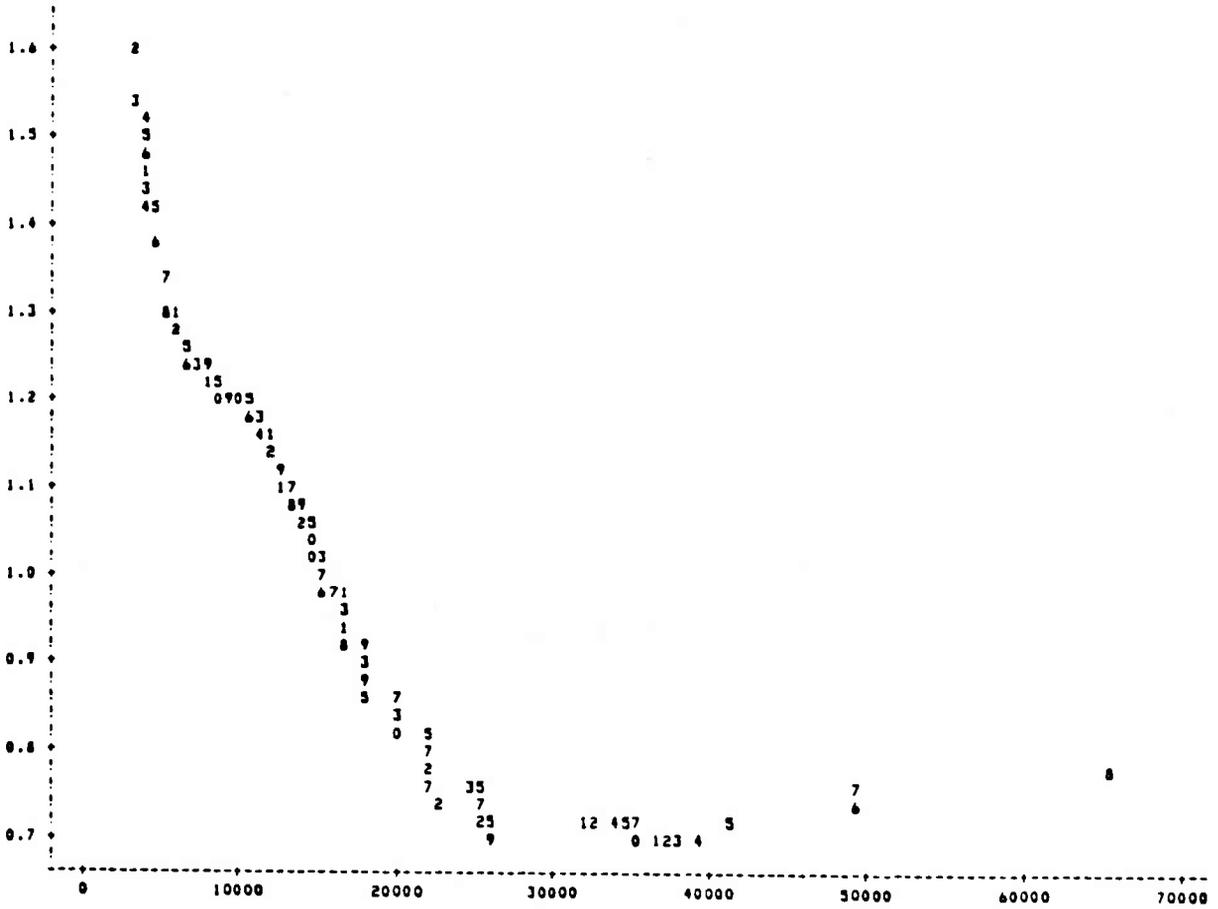
1. Total Expenses on income



2. Expenses on Income, Durables

ELASTICITE

Plot of ELAS1*REV. Symbol is value of AN1.



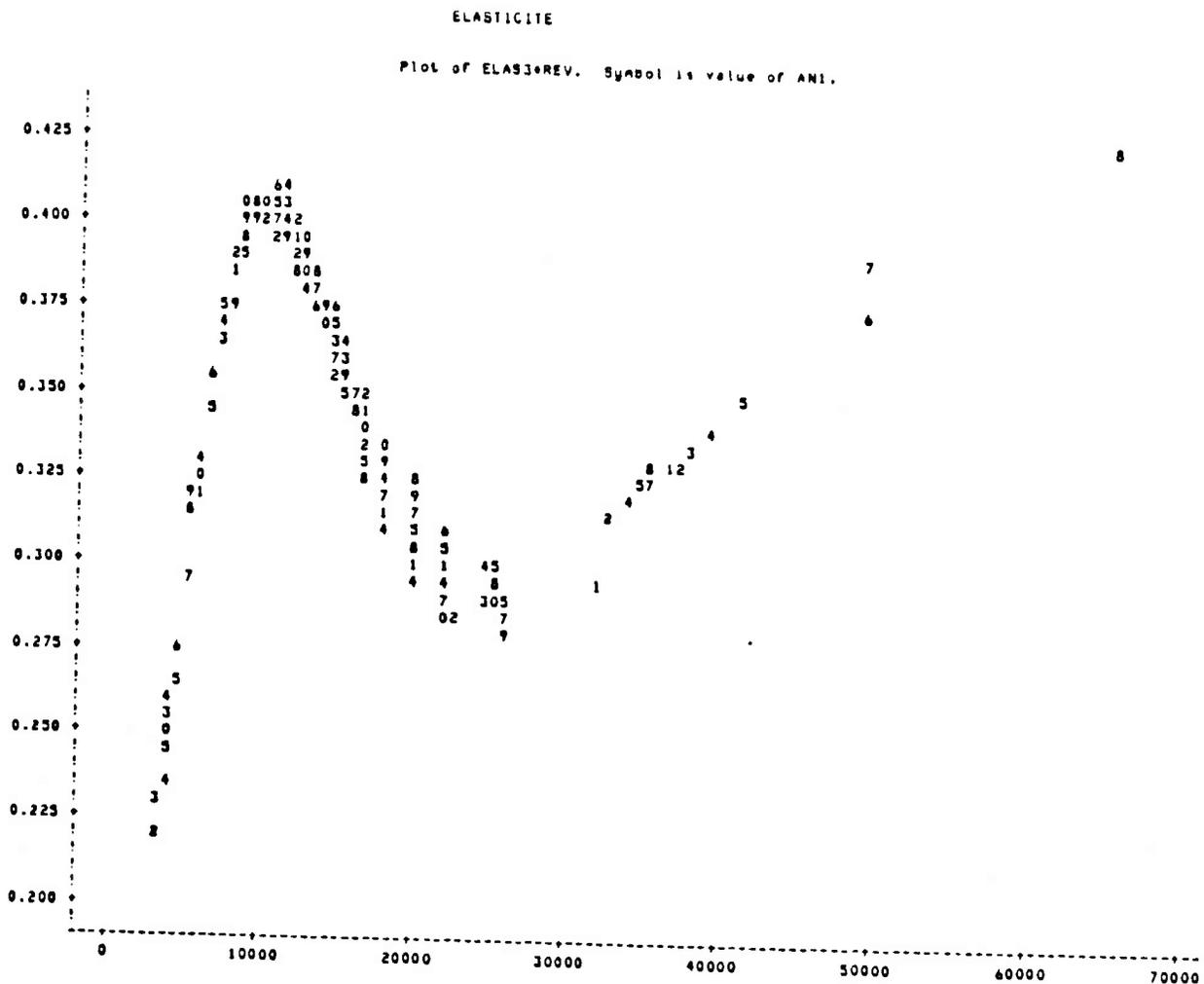
3. Expenses on income, Semi-durables

ELAS2*REV.

Plot of ELAS2*REV. Symbol is value of ANI.



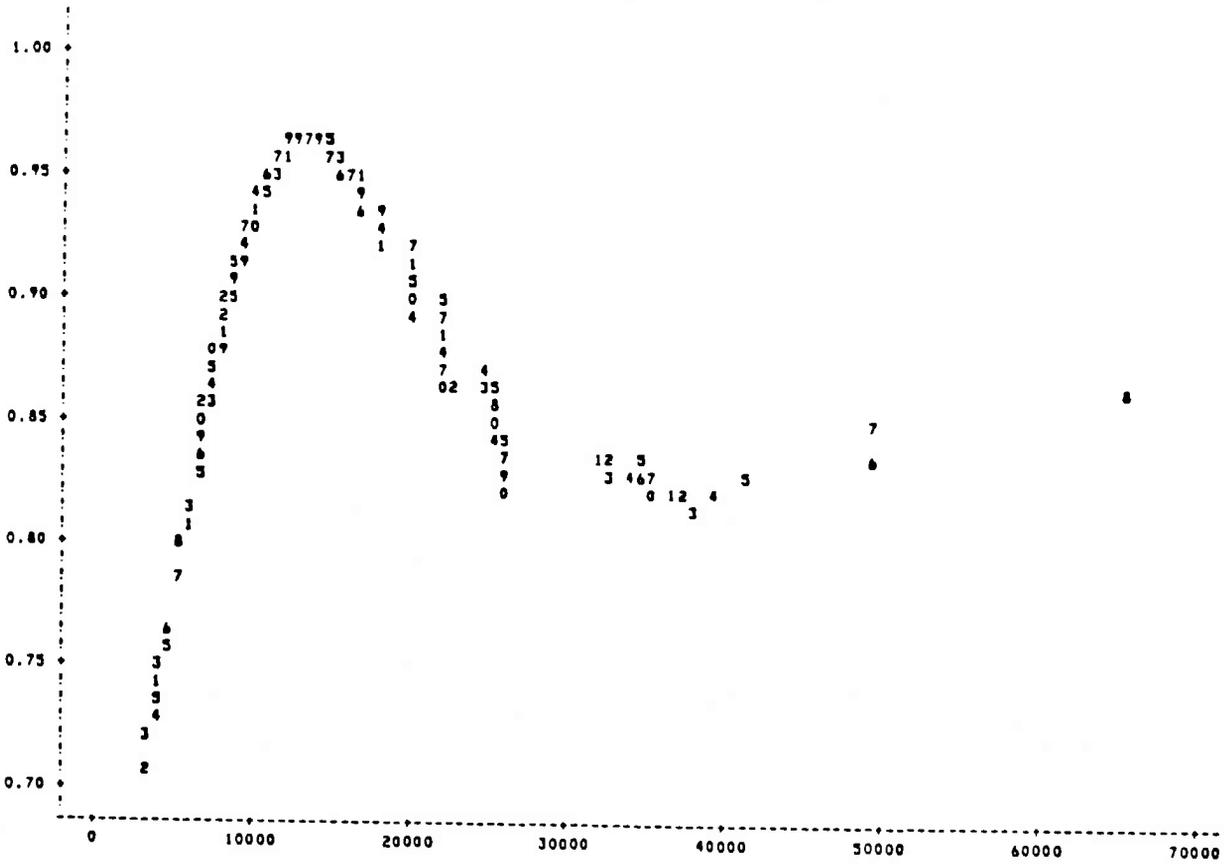
4. Expenses on income, Non-durables



5. Expenses on income , Services

ELASTICITE

Plot of ELAS4*REV. Symbol is value of ANI.



REFERENCES

BLAYLOCK, J.R. SMALLWOOD, D.M., 1982, Analysis of income and food expenditure distributions : a flexible approach, *Review of Economics and Statistics*, 64, 1, pp. 104-109.

DANTHIME, J.P. - GIRARDIN, M., 1989, Business cycles in Switzerland : a comparative study, *European Economic Review*, 33, pp. 31-50.

GARDES, F., 1985, Variation des ensembles de choix, évolution des différents types de revenu et comportements de consommation, Thèse d'Etat, Université Paris IX-Dauphine, octobre.

GARDES, F., 1992, Diffusion des consommations dans l'enquête canadienne de 1986, note de recherche IQRC-CREDOC-PARIS I (Lamia), février.

GARDES, F. - COMBRIS, P., 1991, Utilité du revenu et expansion des ensembles de choix des consommateurs, note de recherche PARIS I (Lamia)-CREDOC-INRA, janvier.

HÄRDLE, W., 1990, Smoothing techniques, Springer Verlag.

HODRICK, R.J., PRESCOTT, E.C., 1980, Post war US business cycles : an empirical investigation, Working Paper, Carnegie Mellon University.

SREENIVASA IYENGAB, N., 1960, On a method of computing Engel elasticities from concentration curves, *Econometrica*, 28,4, pp. 882-891.

CAHIER DE RECHERCHE

Récemment parus :

La codification des objets complexes : réflexions théoriques et application à un corpus de 8 000 produits alimentaires, par Saadi Lahlou, Joelle Maffre, Valérie Beaudouin, N°23 Décembre 1991.

Nature et traitement statistique des données textuelles : réflexions méthodologiques, par Anne-Lise Aucouturier, Valérie Beaudouin, Isabelle Blot, Didier Faivre, Saadi Lahlou, Julie Micheau. N° 24, Décembre 1991.

Effets cumulés de différents critères socio-démographiques sur les réponses à une question d'opinion : résultats empiriques commentés d'une segmentation, d'une régression logistique et d'une analyse discriminante sur coordonnées factorielles, par Laurent Clerc, Jean-Luc Volatier, N° 25, Février 1992.

La prise en compte du long terme dans la conception et l'évaluation des politiques publiques : I. Rétrospective de la prospective, par Guy Poquet (avec la collaboration de Marie-France Raflin), N° 26, Février 1992.

N° 27, Février 1992 :

- . Les anticipations des ménages dans les enquêtes de conjoncture de l'INSEE : I - Revenu ; II - Comment se forment les anticipations d'inflation ?, par François Gardes, Jean-Loup Madre.
- . Rationality and predictive power of french households' expectations : Qualitative tests on INSEE panel data (1973-1991), par François Gardes, Marie-Claude Pichery.

Président : Bernard SCHAEFER Directeur : Robert ROCHEFORT
142, rue du Chevaleret, 75013 PARIS - Tél. : (1) 40.77.85.00

CRÉDITS