

La cohérence des choix des consommateurs suisses

AURELIO MATTEI*

1. INTRODUCTION

Le modèle du consommateur est la partie des sciences économiques où la relation entre la théorie et la vérification empirique a été souvent la plus féconde. Déjà au XIX^e siècle, ENGEL (1857) découvre la loi, qui porte aujourd'hui son nom, en analysant les budgets des ménages. Toutefois, la justification principale du modèle néo-classique du consommateur reste toujours sa plausibilité d'après un raisonnement introspectif.

Les restrictions théoriques du modèle du consommateur apparaissent clairement dans les systèmes complets de fonctions de demande où tous les achats du consommateur sont exprimés par la même forme fonctionnelle. Le système linéaire de dépenses (STONE[1954]) a été le premier système complet à être estimé et à être utilisé pour la prévision et pour les analyses du coût de la vie.

En général, les estimations effectuées avec le système linéaire de dépenses donnaient des paramètres qui avaient le signe attendu et la confiance des économètres dans le modèle théorique était renforcée par ces résultats empiriques (voir, par exemple, SOLARI[1968]). Par ailleurs, si l'on obtenait des résultats négatifs, on pouvait toujours dire que le système linéaire de dépenses était inadapté pour représenter les choix des consommateurs.

Avec le modèle de Rotterdam, BARTEN (1969) trouva que les hypothèses d'homogénéité de la fonction de demande et la symétrie de l'effet de substitution devaient être rejetées car la fonction de vraisemblance diminuait fortement lorsqu'on imposait ces restrictions.

CHRISTENSEN, JORGENSEN et LAU (1975) considèrent une forme flexible, appelée translog (une fonction quadratique dans le logarithme des variables), qui est une approximation locale de deuxième ordre de toute fonction d'utilité (directe ou indirecte). Leurs tests sont aussi négatifs et alors ils en tirent la conclusion suivante: "Nos résultats rendent possible un rejet sans ambiguïté de la théorie de la demande".

DEATON et MUELLBAUER (1980a) considèrent une forme flexible qui est une approximation locale de premier ordre de toute fonction de demande. Ils appellent leur modèle un système de demande presque idéal. Leurs tests conduisent aussi à des résultats négatifs.

* Deep, Université de Lausanne, Ecole des HEC, CH-1015 Lausanne.
Cette étude résume une partie de la recherche du projet "La cohérence des choix des consommateurs" financé par le Fonds national suisse de la recherche scientifique (subside N° 12-25418.88).

GALLANT (1981) suggère de prendre des approximations selon une série de Fourier qui permet un passage plus facile entre la théorie et les propriétés statistiques des estimateurs. La forme flexible de la fonction d'utilité indirecte obtenue de cette manière est estimée en utilisant les mêmes données que CHRISTENSEN, JORGENSON et LAU. Les résultats obtenus avec cette approximation sont aussi négatifs et alors GALLANT conclut que le rejet de la théorie de la demande n'était pas dû à l'utilisation de la forme translog.

Vu tous ces résultats négatifs, DEATON et MUELLBAUER (1980b) soulignent que les modèles font des approximations différentes et pourtant ils arrivent tous au même résultat: les restrictions théoriques ne sont pas valables, en tout cas avec des données agrégées.

La théorie du consommateur est l'un des piliers de la théorie économique moderne. Les économistes hésitent à abandonner ce modèle qui a permis d'obtenir des résultats très importants. On s'est alors demandé si les méthodes statistiques utilisées n'avaient pas tendance à rejeter un peu trop souvent le modèle et effectivement on a trouvé qu'il fallait corriger quelque peu le test (LAITINEN [1978]). Toutefois, la diminution du logarithme de la vraisemblance est tellement forte que, même après ces corrections, la théorie est toujours rejetée (en particulier l'hypothèse d'homogénéité).

Si ces résultats avaient été obtenus dans les sciences naturelles, on aurait assisté à toute une série de tests dans des conditions de plus en plus précises afin de confirmer ou d'infirmer les valeurs trouvées. Par exemple, lorsque des scientifiques ont annoncé la possibilité d'une fusion à froid, plusieurs expériences ont été effectuées dans les laboratoires du monde entier.

En économie, les théoriciens continuent à utiliser le modèle traditionnel du consommateur et ils ne manifestent aucune inquiétude par rapport à ces résultats négatifs. Au contraire, l'hypothèse du consommateur représentatif est aujourd'hui couramment utilisée même en macroéconomie. Ceci est d'autant plus grave que depuis fort longtemps (au moins depuis 1956¹) on savait que le comportement d'un groupe de consommateurs ne peut pas toujours être interprété avec le modèle du consommateur représentatif (on donnera ci-dessous un exemple dans le cas de deux consommateurs).

Récemment, on a utilisé la théorie de la préférence révélée pour tester le modèle néo-classique du consommateur. Contrairement aux résultats obtenus avec les formes flexibles, ces tests ont été positifs. Les données de la consommation tirées de la comptabilité nationale pouvaient être le résultat de la maximisation de l'utilité d'un consommateur représentatif (voir VARIAN (1982) et MANSER-McDONALD [1988]). Toutefois, il se peut que dans les données utilisées il n'y ait pas suffisamment de variation pour détecter des comportements incohérents.² En effet, les dépenses augmentent régulièrement de telle sorte que le nouveau complexe de biens est toujours préféré à

1. Voir HICKS (1956, pp. 52-57).

2. Il est très surprenant de constater que presque tous les tests effectués avec l'algorithme de VARIAN utilisent des données agrégées. VARIAN prend 9 groupes de dépenses tirées de la comptabilité nationale. MANSER and McDONALD prennent 101 groupes de données par tête.

l'ancien. Par ailleurs, lorsqu'on prend des groupes très agrégés de biens, les prix relatifs ne changent pas beaucoup et il est alors peu probable que des incohérences puissent être observées.

Si l'on veut faire des progrès dans ce domaine, il faut préciser comment le modèle doit être testé et quelles sont les données à utiliser. On considère généralement que le modèle du consommateur s'applique à un individu ou à un ménage. Par conséquent, si l'on veut tester ce modèle il faut utiliser des données individuelles (données de panel)³.

Dans cet article, nous testons le modèle du consommateur en utilisant les données des budgets des ménages suisses de 1975 à 1989. La section 2 présente les données utilisées. La théorie de la préférence révélée est résumée dans la section 3. La section 4 examine le pouvoir des tests effectués. Les résultats obtenus sont présentés dans la section 5. Les agrégations des biens et des ménages sont examinées dans les sections 6 et 7. Les conclusions sont données dans la section 8.

2. LES DONNEES UTILISEES

Jusqu'en 1989, l'Office fédéral de la statistique (OFS) procédait à des enquêtes sur les budgets des ménages en se basant, en principe tout au moins, sur la méthode des quota. Les ménages étaient invités à s'annoncer à l'OFS et on obtenait ainsi un échantillon plus ou moins proportionnel à la structure des ménages suisses⁴. Les ménages qui participaient à cette enquête devaient écrire chaque jour dans un carnet spécial toutes les dépenses et les recettes. L'OFS classifiait ces données, calculait les sommes mensuelles et mettait toutes ces valeurs sur des bandes magnétiques. Ces bandes existent depuis 1975. Nous avons pu obtenir une copie des bandes pour la période 1975-1989 (15 ans).

Les dépenses sont divisées en 188 groupes dont 70 pour l'alimentation. Le niveau de désagrégation est assez satisfaisant. Nous avons, par exemple, les dépenses pour le lait pasteurisé, la viande de boeuf ou les fruits à noyaux dans le groupe de l'alimentation ou le mobilier dans celui de l'aménagement du logement (voir OFIAMT [1984]).

3. Les données de panel ne sont pas très nombreuses car dans la plupart des pays les enquêtes sur les budgets des ménages choisissent chaque année un nouvel échantillon et il est alors impossible de suivre le même ménage pendant plusieurs périodes. Par ailleurs, dans chaque enquête, les ménages ne sont suivis que pendant deux ou trois semaines.

L'ancienne étude de KOO (1963) reste toujours celle qui utilise les données les plus appropriées. Il s'agit des dépenses d'alimentation de 215 ménages pendant 52 semaines (agrégées ensuite en 13 observations). Toutefois, cette étude n'est pas un test de la théorie de la préférence révélée car les calculs effectués reviennent à chercher l'ordre complet des complexes de biens (voir DOBELL [1965]).

Parmi d'autres tests utilisant des données de panel, on peut mentionner celui de MOSSIN (1972) sur 49 consommateurs danois et le test effectué par BATTALIO et al. (1973) sur 38 patientes d'un hôpital psychiatrique.

4. Certains ménages étaient sous-représentés, en particulier les ménages composés d'une seule personne et les ménages d'ouvriers non qualifiés.

Chaque ménage a un numéro différent et il est alors possible de suivre ses dépenses mensuelles. Le nombre de ménages est d'environ 500 par année sauf en 1975 où il y a eu une enquête plus grande (voir Tableau I).

Nous avons pu identifier 3570 ménages différents qui ont tenu des comptes pendant au moins 12 mois. Le Tableau II donne le nombre de ménages d'après le nombre de mois consécutifs où ils ont tenu des comptes. La moyenne est de 30.2 mois et pour 19 ménages nous avons les données pour 180 mois, c'est-à-dire du début à la fin. Pendant ces 15 ans les prix relatifs ont changé et il devrait être possible de trouver des incohérences éventuelles.

Les données agrégées sont beaucoup plus homogènes et il est alors plus difficile de détecter des incohérences. Par exemple, si l'on prend les données annuelles de la consommation privée aux Etats-Unis (66 groupes de dépense) entre 1929 et 1989 on trouve que chaque année est directement révélée préférée aux années précédentes dans 99.3% des cas. Par contre, nos données indiquent qu'en moyenne chaque mois est directement révélé préféré aux mois précédents seulement dans 90.9% des cas.

Le problème le plus difficile à résoudre lorsque l'on teste la théorie de la préférence révélée en utilisant des données de panel est celui de la construction du vecteur des prix. En effet, il faudrait connaître les prix de tous les biens que le consommateur aurait pu acheter. Il est évidemment impossible de lui donner chaque mois la liste de tous les biens afin qu'il indique les prix qu'il devrait payer s'il devait les acheter. Il faut alors estimer ces prix.

Nous avons utilisé la série calculée pour l'indice suisse des prix à la consommation⁵. Les groupes de biens considérés par l'indice suisse des prix à la consommation ne sont pas toujours identiques à ceux utilisés par les budgets des ménages. Nous avons dû chercher l'indice le plus approprié. Il a fallu prendre trois périodes car la désagrégation n'était pas la même. La meilleure correspondance est celle de la série 1983-1989.

Les quantités sont obtenues en divisant les dépenses par l'indice des prix correspondant. Nous avons ainsi toutes les données nécessaires pour tester le modèle du consommateur.

3. LA THEORIE DE LA PREFERENCE REVELEE

SAMUELSON a proposé en 1938 un modèle du consommateur qui devait remplacer le modèle traditionnel basé sur les préférences exprimées par des fonctions d'utilité. Son modèle a le grand avantage d'être immédiatement opérationnel car il est basé sur l'observation du comportement du consommateur.

5. On pourrait estimer les prix en prenant une moyenne pondérée des prix calculés avec des poids correspondant aux dépenses du ménage pour le bien en question. Koo (1963) utilise cette méthode et il trouve que la série ainsi obtenue est similaire à celle calculée pour l'indice des prix à la consommation.

On peut formuler la théorie de la préférence révélée de la manière suivante. Soit q^t un vecteur de quantités achetées à la période t et p^t le vecteur correspondant des prix. On dira que:

q^t est directement révélé préféré à q^s ($q^t R^o q^s$) si $p^t q^t \geq p^t q^s$; (1)

q^1 est révélé préféré à q^3 ($q^1 R q^3$) s'il y a une séquence telle que $q^1 R^o q^2 R^o q^3$. (2)

La relation R est appelée la fermeture transitive de la relation R^o .

Un ensemble de données satisfait l'axiome généralisé de la préférence révélée (GARP) si $q^1 R q^3$ implique $p^3 q^1 \geq p^3 q^3$.

Cet axiome permet des courbes d'indifférence qui ne sont que convexes tandis que l'axiome fort (voir HOUTHAKKER [1950])⁶ de la préférence révélée ($q^1 R q^3$ et $q^1 \neq q^3$ implique pas $q^3 R q^1$) exige des courbes strictement convexes (l'axiome faible est: $q^1 R^o q^s$ implique pas $q^s R^o q^1$).

L'interprétation de ces axiomes est la suivante. La condition (1) est la définition de la préférence révélée. Si le consommateur achète un complexe q^t qui coûte plus cher (ou la même chose) que le complexe q^s , alors il a révélé qu'il préfère le complexe q^t au complexe q^s qui est meilleur marché.

La deuxième condition précise qu'on peut obtenir indirectement la préférence révélée en passant par une séquence de préférences directes.

Pour qu'il y ait cohérence des choix, il faut qu'il n'y ait aucune contradiction. Si q^1 est révélé préféré à q^3 , le consommateur peut acheter q^3 uniquement s'il coûte moins cher (ou la même chose) que le complexe q^1 .

On peut montrer (voir VARIAN [1982])⁷ qu'un ensemble de données est conforme au modèle de la maximisation de l'utilité si et seulement si il satisfait l'axiome généralisé de la préférence révélée.

On peut tester si les données satisfont cet axiome de la manière suivante. On construit une matrice A d'ordre $T \times T$ (T =nombre de périodes) avec $a_{ts} = 1$ si $q^t R^o q^s$ et 0 autrement. La fermeture transitive R est calculée en utilisant un algorithme développé par WARSHALL (1962) et modifié par VARIAN (1982). Cet algorithme détermine (en T^3 pas) le coût minimum pour aller du vertex t au vertex s . Il crée une matrice B avec $b_{ts} = 1$ si $q^t R q^s$ et 0 autrement. L'axiome généralisé de la préférence révélée n'est pas satisfait si $b_{ts} = 1$ et $p^s q^s > p^s q^t$.

Ce test de la préférence révélée est très strict car il suffit d'un centime de différence entre deux complexes de biens pour obtenir un résultat négatif. Il convient alors de considérer un test moins strict où la différence est vraiment significative. On dira alors que q^t est directement préféré à q^s si $e p^t q^t \geq p^t q^s$ où e est un nombre entre 0 et 1, appelé l'indice d'efficacité d'AFRIAT (1972). Par exemple, si $e = 0.8$ alors le coût du complexe

6. Dans les tests empiriques, l'axiome généralisé et l'axiome fort donnent souvent le même résultat car il est très improbable de trouver deux complexes de biens identiques, en particulier lorsqu'on calcule les quantités en divisant les dépenses par les prix.

7. La démonstration de VARIAN est basée sur un théorème proposé par AFRIAT (1967).

q^t doit être de 25% supérieur à celui du complexe q^s afin que q^t soit directement révélé préféré à q^s .

Il convient de mettre une marge équivalente pour dire qu'il y a violation de l'axiome généralisé de la préférence révélée. Dans ce cas, l'axiome n'est pas satisfait si $b_{ts} = 1$ et $e p^s q^s > p^s q^t$.

Les tests effectués en utilisant la théorie de la préférence révélée sont appelés par VARIAN des tests non paramétriques car ils n'utilisent aucune forme fonctionnelle. L'adjectif non paramétrique ne doit pas être pris au sens statistique. On pourrait parler de tests non paramétriques et non statistiques.

4. LE POUVOIR DU TEST

Tous les tests effectués en utilisant la théorie de la préférence révélée ont donné des résultats positifs. Les données pouvaient provenir d'un consommateur qui maximise sa fonction d'utilité. Toutefois, il est encore trop tôt pour conclure que les données vérifient le modèle théorique car il faut connaître le pouvoir du test.

S'il n'y a aucune intersection des contraintes budgétaires, il est impossible de trouver des incohérences car tout complexe de biens dont le coût est égal au revenu disponible satisfait l'axiome généralisé de la préférence révélée. Le pouvoir du test est nul.⁸

BRONARS (1987) calcule le pouvoir du test en prenant des complexes arbitraires et en regardant dans combien de cas il y a incohérence. Il trouve que le pouvoir du test est assez fort lorsqu'on utilise des données par tête.

On peut déterminer le pouvoir du test en calculant le nombre d'intersections des contraintes budgétaires. Il y a intersection entre la contrainte budgétaire de la période t et celle de la période s si:

$y_t/p_{it} > y_s/p_{is}$ et $y_t/p_{jt} < y_s/p_{js}$ (ou vice versa)
pour des biens i et j quelconque (y est le revenu dépensé).

Le nombre maximum de ces intersections 2×2 est égal au nombre de combinaisons avec 2 éléments choisis parmi T . En divisant par ce nombre, on obtient alors le pourcentage d'intersections.

Le pourcentage moyen des intersections est de 46% et les ménages qui tiennent des comptes pour plus de 12 mois ont des valeurs plus élevées, comme prévu (61% pour plus de 60 mois). Tous les ménages ont au moins une intersection et il est alors possible de trouver des comportements incohérents.

8. Nous avons trouvé 13 cas de ce type en prenant uniquement l'alimentation.

5. LES RESULTATS

La Table III présente la répartition des ménages dont les données ne satisfont pas l'axiome généralisé de la préférence révélée. La moitié des ménages et tous les ménages qui tiennent des comptes pour au moins 60 mois ont un comportement qui ne peut pas être expliqué par le modèle traditionnel du consommateur.⁹

Une modification de la composition du ménage pourrait conduire à des changements de goûts qui expliqueraient les incohérences rencontrées. Si l'on considère la modification dans le nombre d'enfants et / ou d'adultes, on trouve des changements dans le 18% de tous les ménages. Parmi les 1535 ménages incohérents, il y en a 443 (29%) dont la composition du ménage a changé. Tous les autres n'ont pas eu de changement et il faut alors chercher une autre explication.

On pourrait imaginer que certaines incohérences soient dues à des achats saisonniers. Par exemple, supposons que le ménage dépense chaque mois un certain montant pour les loisirs. En janvier il achète une télévision et en juillet il va en vacances. Si le prix relatif des vacances augmente entre janvier et juillet, on obtient un comportement incohérent dû à des achats saisonniers (il aurait fallu aller en vacances en janvier et acheter la télévision en juillet).

Nous avons alors pris uniquement les dépenses du même mois. Dans ce cas, il faut se limiter aux 1691 ménages qui ont tenu des comptes pour au moins 2 ans. Le 26% de ces ménages a au moins un mois avec des résultats incohérents.¹⁰ Pour ces ménages, il faut trouver une autre explication.

On pourrait se demander si l'achat de biens durables explique les incohérences rencontrées. On a alors pris uniquement les biens non durables. Toutefois, les résultats ne sont pas meilleurs car on a un nombre légèrement plus grand de ménages incohérents. Enfin, si l'on prend uniquement l'alimentation on obtient 49.8% de ménages incohérents.

Tous ces résultats indiquent que les changements de goûts ne peuvent pas expliquer les incohérences.

Les achats occasionnels pourraient être une autre raison conduisant à des incohérences. Si le bien 1 est acheté en janvier et le bien 2 en février, une baisse inattendue du prix relatif du bien 1 peut conduire à des incohérences.

Nous avons agrégé de différentes manières les données mensuelles pour déterminer si les achats occasionnels conduisaient à des incohérences. Avec des valeurs trimestrielles, le pourcentage des données qui ne satisfont pas l'axiome généralisé de la préférence révélée est de 15%. Avec des données annuelles, on perd la moitié de l'échantillon car on a une seule observation pour les ménages qui ont tenu des comptes pour une année. La Table IV donne les résultats obtenus avec les 1691 ménages restant.

9. Si l'on limite l'analyse à l'axiome faible de la préférence révélée, on obtient un résultat presque identique. Nous n'avons trouvé que trois ménages dont le comportement ne satisfait pas l'axiome fort mais est conforme à l'axiome faible.

10. Les résultats incohérents sont environ 4% par mois.

Le 3% des ménages ne satisfait pas l'axiome généralisé de la préférence révélée et ce pourcentage passe à 31% pour les ménages qui ont tenu des comptes pour plus de 10 ans.

Avec ces agrégations, on remarque une diminution sensible du nombre de ménages incohérents. Par conséquent, il semblerait que les achats occasionnels soient l'une des principales raisons des résultats négatifs rencontrés.

Si l'on admet des erreurs dans les données ou un comportement presque optimisant alors le nombre de ménages qui ne satisfont pas une version moins stricte de la préférence révélée est beaucoup plus petit.

En prenant différentes valeurs de l'indice d'efficacité d'AFRIAT, on peut déterminer si l'hypothèse d'un comportement presque optimisant soit mieux appropriée pour des données de panel. Avec une valeur de 0.95, 94% des données mensuelles et toutes les données de l'alimentation sont conformes à l'axiome généralisé de la préférence révélée sous cette forme moins stricte. Avec une valeur de 0.9 seulement 67 ménages ont un comportement qui ne peut pas être expliqué.

Par ailleurs, avec une valeur de 0.95 pour l'indice d'efficacité d'AFRIAT et des valeurs annuelles, toutes les données deviennent compatibles avec l'hypothèse de maximisation de l'utilité.

Le Tableau V résume tous les résultats obtenus.

6. L'AGREGATION DES BIENS

Les biens considérés par les offices de statistique ne correspondent pas à des marchandises spécifiques. Il y a nécessairement une agrégation plus ou moins grande. Certaines incohérences rencontrées pourraient être le résultat d'une agrégation sur les biens. Prenons 3 biens qui sont agrégés en 2 groupes avec le groupe 2 comprenant les deux derniers biens. Le vecteur des quantités est $(3, 2, 4)$ à la période 1 et $(4, 3, 1)$ à la période 2. Les prix sont $(1, 1, 1)$ à la période 1 et $(6, 1, 5)$ à la période 2. Agrégeons les biens en utilisant la méthode du prix implicite qui est celle employée par tous les offices de statistique. On détermine tout d'abord des valeurs constantes (les "quantités") en prenant les prix de la période de base. On agrège ensuite les valeurs nominales et les valeurs constantes. Le prix implicite est calculé en divisant les valeurs nominales par les valeurs réelles. On obtient les quantités $(3, 6)$ à la période 1 et $(4, 4)$ à la période 2. Les prix sont alors $(1, 1)$ et $(6, 2)$. Ces valeurs ne sont pas conformes à l'axiome généralisé de la préférence révélée.

Cette méthode ou celle plus élaborée basée sur l'indice idéal de Fisher ne peuvent pas être utilisées si le dénominateur est nul¹¹. Nous avons alors agrégé les dépenses et calculé les quantités en utilisant les indices des prix correspondants, comme expliqué ci-dessus.

11. En effet, si aucun bien du groupe n'est acheté pendant une période, il est impossible de calculer le prix implicite de cette période car on devrait diviser la valeur nominale par une valeur constante qui est nulle.

En prenant 8 groupes le pourcentage des ménages incohérents est de 38.2%. Avec 3 groupes ce pourcentage est de 25%. Enfin, en agrégeant uniquement les données des ménages cohérents on obtient 86% des données qui restent cohérentes avec 8 groupes et 94.1% avec 3 groupes. Par conséquent, il ne semble pas que l'agrégation des biens puisse expliquer tous les résultats négatifs rencontrés.

7. L'AGREGATION DES MENAGES

HICKS (1956) considère que la théorie s'applique à un consommateur idéal qui est seulement influencé par les conditions du marché. Les comportements des consommateurs réels ne satisfont pas toujours, selon HICKS, les tests de cohérence. Malheureusement, le consommateur idéal de HICKS est impossible à trouver car on ne peut pas distinguer un changement de goûts d'un comportement incohérent.

Si le consommateur de la théorie est un consommateur moyen, il faudrait prendre des groupes homogènes de consommateurs. Toutefois, l'utilisation de données agrégées a toujours été considérée comme une approximation et n'a jamais été un choix basé sur la définition du consommateur moyen. En effet, il suffit de prendre deux consommateurs dont le comportement est cohérent pour montrer que la somme des complexes ne peut pas toujours représenter le comportement cohérent d'un consommateur représentatif.

Supposons que le rapport des prix (p_1/p_2) soit de 0.5 à la première période et de 1.5 à la deuxième. A la première période, le consommateur I a acheté les quantités [1, 5.5] et le deuxième les quantités [4, 4]. Si à la deuxième période les quantités achetées sont, respectivement, $[2^2/3, 5]$ et $[5, 1.5]$, le comportement de ces deux consommateurs est parfaitement cohérent. Par contre, les données agrégées, c'est-à-dire $[5, 9.5]$ à la première période et $[7^2/3, 6.5]$ à la deuxième période ne sont pas conformes à l'axiome faible de la préférence révélée. En d'autres termes, la demande d'un groupe de consommateurs parfaitement cohérents n'est pas nécessairement conforme au modèle du consommateur. L'additivité des dépenses (adding-up) et quelques autres conditions mathématiques restent valables au niveau agrégé. Toutes les autres propriétés, en particulier la symétrie de l'effet de Slutsky, ne se retrouvent pas au niveau agrégé (voir SHAFER et SONNENSCHIN [1982]). Si la distribution des revenus change, l'homogénéité de degré zéro de la fonction de demande ne reste pas toujours valable (voir WOLD [1953], chapitre 7).

Si l'on considère l'hypothèse du consommateur représentatif, il faudrait calculer les données en prenant des valeurs moyennes. Nous avons alors agrégé les données mensuelles de la manière suivante:

- a) toutes les dépenses;
- b) toutes les dépenses par tête;
- c) toutes les dépenses par unité de consommation;
- d) les dépenses de groupes homogènes de ménages selon le revenu dépensé du ménage.

Toutes ces données ne sont pas conformes à l'axiome généralisé de la préférence révélée. Par contre les données annuelles et, excepté deux périodes, les données trimestrielles peuvent provenir d'un consommateur représentatif qui maximise ses préférences.

En définitive, il est très difficile de trouver le consommateur représentatif, en particulier avec des données mensuelles.

8. CONCLUSIONS

La théorie de la préférence révélée peut être utilisée pour tester le comportement des consommateurs. On dispose aujourd'hui d'algorithmes très efficaces qui peuvent être appliqués à des séries très longues avec un nombre important de biens¹². Nous avons présenté les tests de 3570 ménages et avec des données mensuelles variant entre 1 année et 15 ans.

Contrairement au cas des données agrégées tirées de la comptabilité nationale, les données de panel permettent d'examiner des comportements très variés. La moitié des ménages ne satisfait pas l'axiome généralisé de la préférence révélée. Toutefois, en effectuant un test moins strict qui accepte des erreurs peu importantes, le pourcentage de ménages incohérents est inférieur à 10%.

On pourrait envisager un test non paramétrique du modèle intertemporel du consommateur. La seule tentative effectuée dans cette direction est le test proposé par BROWNING (1989). Sous les hypothèses d'anticipations rationnelles et d'une fonction d'utilité additive, il arrive à une condition de monotonicité cyclique. Etant donné l'hypothèse d'additivité intertemporelle, l'axiome généralisé de la préférence révélée est une condition nécessaire pour son test de monotonicité cyclique. Par conséquent, si le modèle statique est rejeté, il est inutile d'effectuer ce test.

En conclusion, le modèle néoclassique peut encore être utilisé pour expliquer le comportement des consommateurs mais, comme dans le cas de tout modèle théorique, il faut accepter quelques erreurs. Néanmoins, l'approximation semble assez bonne.

12. Nous avons analysé plus de 20 millions de données.

REFERENCES

- AFRIAT, S.N. (1967), "The Construction of a Utility Function from Expenditure Data", *International Economic Review*, vol. 8, 1967, pp. 67-77
- AFRIAT, S.N. (1972), "Efficiency Estimation of Production Functions", *International Economic Review*, vol. 13, 1972, pp. 568-597
- BARTEN, A.P. (1969), "Maximum Likelihood Estimation of a Complete System of Demand Equations", *European Economic Review*, vol. 1, 1969, pp. 7-73
- BATTALIO, R.C. et al. (1973) "A Test of Consumer Demand Theory using Observations of Individual Consumer Purchases", *Western Economic Journal*, vol. 11, 1973, pp. 411-428
- BRONARS, S.G. (1987), "The Power of Nonparametric Tests of Preference Maximization", *Econometrica*, vol. 55, 1987, pp. 693-698
- BROWNING M. (1989) "A Nonparametric Test of the Life-Cycle Rational Expectations Hypothesis", *International Economic Review*, vol. 30, 1989, pp. 979-992
- CHRISTENSEN, L.R., D.W JORGENSON, and L.J. LAU (1975), "Transcendental Logarithmic Utility Functions", *American Economic Review*, vol. 65, 1975, pp. 367-383
- DEATON, A. and J. MUELLBAUER (1980a), "An Almost Ideal Demand System", *American Economic Review*, vol. 70, 1980, pp. 312-326
- DEATON, A. and J. MUELLBAUER (1980b), *Economics and Consumer Behavior*, Cambridge University Press, Cambridge, 1980
- DOBELL, A.R. (1965), "A Comment on A.Y.C. KOO's "An Empirical Test of Revealed Preference Theory" ", *Econometrica*, vol. 33, 1965, pp. 451-455
- ENGEL E. (1857), "Die Productions-und Consumtionsverhältnisse des Königreichs Sachsen", *Bulletin de l'Institut International de Statistique*, vol. 9, 1895, Anlage I, pp. 1-54
- GALLANT, A.R. (1981), "On the Bias in Flexible Functional Forms and an Essentially Unbiased Form", *Journal of Econometrics*, vol. 15, 1981, pp. 211-245
- HICKS, J.R. (1956), *A Revision of Demand Theory*, Clarendon Press, Oxford, 1956
- HOUTHAKKER, H.S. (1950), "Revealed Preference and the Utility Function", *Economica*, vol. 17, 1950, pp. 159-174
- KOO, A.Y.C. (1963), "An Empirical Test of Revealed Preference Theory", *Econometrica*, vol. 31, 1963, pp. 646-664
- LAITINEN, K. (1978), "Why is demand homogeneity so often rejected?", *Economics Letters*, vol. 1, 1978, pp. 187-191
- MANSER, M. and R. McDONALD (1988), "An Analysis of Substitution Bias in Measuring Inflation, 1959-1985", *Econometrica*, vol. 56, 1988, pp. 909-930
- MOSSIN, A. (1972), "A Mean Demand Function and Individual Demand Functions Confronted with the Weak and the Strong Axioms of Revealed Preference: an Empirical Test", *Econometrica*, vol. 40, 1972, pp. 177-192

- OFIAMT (1984) (Office fédéral de l'industrie, des arts et métiers et du travail) Budgets des ménages, Instructions pour la classification des recettes et des dépenses, Berne, 1984
- OFS (1988) (Office fédéral de la statistique), Budgets des ménages 1987, Office fédéral de la statistique, Berne, 1988
- SAMUELSON, P.A. (1938), "A Note on the Pure Theory of Consumer Behavior", *Economica*, vol. 5, 1938, pp. 61-71
- SHAFER, W. and H. SONNENSCHN (1982), "Market Demand and Excess Demand Functions", in ARROW K.J. and M.D. INTRILIGATOR (Eds.), *Handbook of Mathematical Economics*, vol. II, North-Holland, Amsterdam, 1982, pp. 671-693
- SOLARI, L. (1968), "Fonctions de consommation semi-agrégées pour la Suisse, 1948/66", *Revue suisse d'Economie politique et de Statistique*, vol. 104, 1968, pp. 111-154
- STONE, J.R.N. (1954), "Linear Expenditure Systems and Demand Analysis: An Application to the Pattern of British Demand", *Economic Journal*, vol. 64, 1954, pp. 511-527
- VARIAN, H.R. (1982), "The Nonparametric Approach to Demand Analysis", *Econometrica*, vol. 50, 1982, pp. 945-972
- WARSHALL, S. (1962), "A Theorem on Boolean Matrices", *Journal of the American Association of Computing Machinery*, vol. 9, 1962, pp. 11-12
- WOLD, H. (1953) in association with L. Jureén, *Demand Analysis*, Wiley, New York, 1953

Tableau IBudgets annuels

<u>Année</u>	<u>Nombre de budgets</u>
1975	984
1976	515
1977	456
1978	434
1979	520
1980	580
1981	559
1982	616
1983	637
1984	618
1985	638
1986	623
1987	608
1988	600
1989	650
Total	9038

(y compris années incomplètes)¹³

13. Ces valeurs sont légèrement différentes de celles publiées par l'Office fédéral de la Statistique (1989) car nous n'avons éliminé que quelques budgets ayant des données peu fiables.

Tableau II
Durée des budgets individuels

<u>Nombre de mois</u>	<u>Nombre de ménages</u>
180	19
144-168	31
129-132	16
114-120	29
108	37
96	61
84-91	86
72-79	110
60-68	159
48-57	195
36-46	379
24-35	569
13-22	39
12	1840
Total	3570

Tableau IIIMénages incohérents selon les données individuelles

<u>Nombre de mois</u>	<u>Nombre de ménages</u>	<u>Pourcentage</u>
180	19	100
144-168	31	100
129-132	16	100
114-120	29	100
108	37	100
96	61	100
84-91	86	100
72-79	109	99
60-68	154	97
48-57	181	93
36-46	285	75
24-25	291	51
13-22	3	8
12	233	13
Total	1535	43

Tableau IVRésultats avec les données annuelles

<u>Nombre d'années</u>	<u>Nombre de ménages</u>	<u>Ménages incohérents</u>
2	569	2
3	379	2
4	195	5
5	159	4
6	110	3
7	86	6
8	61	4
9	39	8
10	28	0
11	15	5
12	14	5
13	11	1
14	6	0
15	19	9
Total	1691	54

Tableau VPourcentages de mélanges incohérents

<u>Données mensuelles</u>	<u>1</u>	<u>Indices d'efficience d'Afriat</u>		
		<u>0.99</u>	<u>0.98</u>	<u>0.95</u>
Tous les biens	43.0	19.8	12.7	5.9
Biens non durables	44.3	17.4	10.6	4.1
Alimentation	49.8	14.3	4.5	0.4

Données trimestrielles

Tous les biens	15.3	6.1	3.6	1.0
Biens non durables	15.2	4.3	2.5	0.6
Alimentation	15.4	1.4	0.3	0.0

Données annuelles

Tous les biens	3.2	0.4	0.2	0.0
Biens non durables	2.4	0.2	0.1	0.0
Alimentation	2.0	0.0	0.0	0.0

RESUME

Dans cet article on examine la cohérence des choix des consommateurs suisses en utilisant les données des enquêtes sur les budgets des ménages de 1975 à 1989. Les tests sont basés sur la théorie de la préférence révélée. Nous avons pu suivre les dépenses mensuelles de 1840 ménages pendant 12 mois et pour 1730 ménages l'analyse a pu être poursuivie pour un nombre encore plus grand de mois (jusqu'à 180 pour 19 ménages). Les résultats obtenus avec ces données de panel montrent que le modèle traditionnel du consommateur ne permet pas d'expliquer le comportement de la moitié de ces ménages. Toutefois, si l'on admet un comportement presque optimisant ou des erreurs dans les données alors la plupart des incohérences disparaissent.

ZUSAMMENFASSUNG

In diesem Artikel betrachten wir die Kohärenz des Verhaltens der Schweizer Konsumenten indem die Daten der Umfragen über die Haushaltbudgets von 1975 bis 1989 verwendet werden. Die Tests stützen sich auf die Theorie der offenbarten Präferenz. Wir konnten die monatlichen Ausgaben von 1840 Haushaltungen während 12 Monaten verfolgen und für 1730 Haushaltungen konnte die Analyse über eine noch grössere Anzahl von Monaten durchgeführt werden (bis zu 180 für 19 Haushaltungen). Die mit diesen Paneldaten erhaltenen Ergebnisse zeigen, dass das traditionelle Modell des Konsumenten nicht in der Lage ist, das Verhalten der Hälfte der Haushaltungen zu erklären. Jedoch verschwindet der Grossteil der Inkohärenzen, wenn man ein fast optimisierendes Verhalten oder Datenfehler in Betracht zieht.

SUMMARY

In this article we analyze if consumer behavior is consistent with utility maximization by using Swiss household budget data from 1975 to 1989. The test is based on revealed preference theory. We could follow the expenditures of 1840 households over 12 months and for 1730 households we could test their behavior for a greater number of months (up to 180 for 19 households). The results obtained with these panel data show that the traditional model of consumer behavior cannot explain the behavior of about half of the households. However, if we consider a "nearly optimizing behavior" or errors in the data most of these inconsistencies disappear.