

CENTRE DE RECHERCHE POUR L'ÉTUDE ET L'OBSERVATION DES CONDITIONS DE VIE
LABORATOIRE DE MICROECONOMIE APPLIQUEE

CREDOC
BIBLIOTHÈQUE

CREDOC

INNOVATIONS ET DIFFUSION DES PRODUITS DE CONSOMMATION

Louis LEVY-GARBOUA

Sou1986-2750

1986

Innovations et diffusion des produits
de consommation / Louis
Lévy-Garboua. Avril 1986.

CREDOC•Bibliothèque



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

LABORATOIRE DE MICROECONOMIE APPLIQUEE

Unité Associée au CNRS 04937

142, rue du Chevaleret

75013 - PARIS

Tél. 45 84 14 20

INNOVATIONS ET DIFFUSION DES PRODUITS DE CONSOMMATION

Louis LEVY-GARBOUA*



Cette recherche a été financée
par le Commissariat Général du
Plan.

Avril 1986

*Professeur à l'Université de Paris-I-Panthéon-Sorbonne
Directeur du Laboratoire de Microéconomie Appliquée

S O M M A I R E

I - INTRODUCTION ET RESUME	1
II - FACTEURS D'OFFRE ET DE DEMANDE DANS LE CHANGEMENT DES STRUCTURES DE CONSOMMATION	6
III - LE MODELE DE DEMANDE	11
IV - LES COMPOSANTES DE L'EFFET DE DIFFUSION	16
V - HYPOTHESES ADDITIONNELLES DE SEPARABILITE	26
VI - DESCRIPTION DES DONNEES ET DECOMPOSITION DE LA DEPENSE TOTALE.....	30
VII - MESURE DES BIAIS DE CHANGEMENT DE PRODUITS ET DES EFFETS-PRIX.....	36
a) Elasticité-dépense permanente et forme fonctionnelle du modèle de demande	37
b) Problèmes de multicollinéarité et de spécification	43
VIII - RESULTATS	48
CONCLUSION	73
REFERENCES	75
ANNEXES	77

INNOVATIONS ET DIFFUSION DES PRODUITS DE CONSOMMATION.*

I. Introduction et résumé.

Le but de notre article est d'établir un lien précis entre la diffusion temporelle des produits de consommation et les innovations, présentes et passées, de produits et de procédés. Ceci à la fois pour expliquer les changements de la structure de consommation des ménages, et pour mesurer les innovations en s'appuyant sur les dépenses. L'existence d'un tel lien n'est pas contestable. En effet, les innombrables changements de produits ont certainement une incidence sur la demande des ménages, comme les changements dans leurs procédés de fabrication et de distribution sur l'offre des entreprises. Les prix relatifs et les dépenses de consommation observés reflètent à tout moment ces variations de l'offre et de la demande, et par conséquent les innovations qui les ont produites. Les coefficients des équations de prix et de demande en longue période renferment donc une information précieuse sur le changement technique.

Cependant, l'approche "technologique" n'avait pas été empruntée à notre connaissance pour l'étude des fonctions de demande temporelles. Les travaux de Stone, notamment, ont durablement aiguillé l'économétrie de la demande vers l'application raffinée des hypothèses de rationalité dans un cadre statique ou dynamique (voir à ce sujet le panorama récent et complet de Deaton et Muellbauer, 1980a). Les

* Cet article est issu d'une première version (Lévy-Garboua, 1983). J'ai bénéficié pour ce travail de la précieuse assistance informatique de K. N'Guyen. Je remercie P. Duraisamy, A. Fouquet, F. Gardes, M. Jerrison, Ph. L'Hardy, A. Masson, et les participants à plusieurs séminaires auxquels j'ai présenté cette première version et ses développements ultérieurs. Je demeure évidemment seul responsable des erreurs et omissions qui pourraient subsister. Cette recherche a été financée par une subvention du Commissariat Général du Plan.

équations de demande ont été estimées la plupart du temps à un niveau très agrégé, ou alors en faisant abstraction de l'hétérogénéité et du changement des produits. En outre, l'adhésion intellectuelle de nombreux auteurs à l'éventualité des changements de préférence a tendu à conférer aux coefficients des fonctions de demande un caractère subjectif et peut-être versatile et à détourner la recherche d'une interprétation plus objective. Enfin, la théorie de la production domestique, issue notamment des travaux de Becker, n'a pas été très suivie dans ce domaine parce qu'elle repose sur des hypothèses de séparabilité toujours critiquables et requiert des données abondantes, qui font le plus souvent défaut, sur l'utilisation conjointe du temps et des produits.

Si l'on considère les préférences et d'autres facteurs de demande comme des données exogènes, éventuellement constantes, la fonction d'utilité apparaît aussitôt comme une fonction de production domestique ayant l'ensemble des produits marchands par inputs variables. Dans cette nouvelle perspective, les demandes de produits s'analysent comme demandes dérivées de facteurs de production, les innovations de procédés deviennent pour les ménages des innovations de prix relatifs de ces produits, et les innovations de produits peuvent s'analyser comme des biais du changement technique affectant la production domestique. Mais la théorie du changement technique est d'un maniement délicat dès qu'on dépasse deux facteurs. C'est justement ce qui arrive dans la production domestique où la variété des produits de consommation ne peut être ignorée. Heureusement, on peut donner une

définition du biais technique un peu différente de celle de Hicks qui fournisse une mesure unique pour chaque facteur quel qu'en soit le nombre. La définition proposée par Binswanger (1974) dans le contexte des modèles de production offre une solution élégante particulièrement adaptée à l'étude de la demande de produits de consommation. Selon cette définition, en effet, le biais d'un produit est mesuré par le taux d'accroissement de son coefficient budgétaire lorsque les prix relatifs des produits sont maintenus constants. Si le modèle de demande est connu, le biais de chaque produit peut être séparé de son effet de substitution et des facteurs de demande exogènes. On obtient ainsi une décomposition additive de la diffusion temporelle relative (en termes de coefficient budgétaire) d'un produit en trois parties.

Pour appliquer cette idée, il nous faut construire un cadre d'analyse approprié et mettre en oeuvre une stratégie empirique précise. On commence par examiner l'importance respective des facteurs d'offre et de demande dans le changement des structures de consommation (section 2). On soutient que l'influence des facteurs d'offre éclipse la plupart du temps celle des facteurs de demande sur des périodes de 10-15 ans. On spécifie ensuite le modèle adéquat (section 3). Il s'agit d'un modèle dynamique avec innovations de dépense totale et de prix relatifs. Puis, on établit une formule de décomposition de l'effet de diffusion d'un produit en trois parties (section 4). Les mesures du biais technique et de l'effet-prix y ont la particularité d'être aussi décomposables. Elles apparaissent comme le produit d'un facteur macroéconomique, le taux de croissance anticipé de la dépense totale,

et de termes mettant en jeu les coefficients des équations de demande et de prix. Des hypothèses additionnelles de séparabilité sont discutées dans la section 5. Elle conduisent à une décomposition plus fine des biais de produits. On passe ensuite à la description des données et à l'estimation de la dépense totale prévue (section 6). On se sert d'une série annuelle de consommation de la Comptabilité Nationale Française en 163 produits durant la période 1959-1984. On sépare la dépense totale de consommation en ses deux composantes, permanente et transitoire, par une extension du modèle de Hall (1978). On procède à une estimation séparée pour les périodes 1959-1973 et 1974-1984. On est enfin armé pour mesurer les biais et les effets-prix moyens relatifs à chaque produit à l'intérieur de ces deux périodes (section 7). Les lois du changement technique contraignent la forme fonctionnelle des fonctions de demande temporelles, et en particulier les élasticités-dépense permanente. On montre que les fonctions log-linéaire et AIDS correspondent approximativement à des hypothèses contrastées sur l'homogénéité des produits et sur la nature de la course à l'innovation. On montre aussi que l'existence d'innovations de procédés induites crée un problème de multicollinéarité entre variables de dépenses et de prix relatifs. Une méthode est mise au point pour mesurer les élasticités-dépense avec précision et parvenir effectivement à séparer biais et effets-prix. Celle-ci implique l'estimation de deux équations de demande : une équation sans prix, et une équation avec tous les prix direct et croisés pertinents. Les principaux résultats sont commentés dans la section 8. De la

comparaison des biais et des effets-prix entre les deux périodes, découlent des mesures des innovations de produits et de procédés survenues pendant ce temps. Il s'en dégage trois conclusions importantes. On observe en premier lieu que la majorité des innovations s'opposent aux tendances d'évolution défavorables qui caractérisaient antérieurement le produit. Par exemple, les innovations de produits apparaissent plutôt parmi les biens inférieurs ou nécessaires que parmi les biens de luxe. Cette découverte est conforme à l'hypothèse d'innovation induite. En second lieu, on constate que les listes d'innovations de produits et d'innovations d'effets-prix (de procédés) ne se recoupent presque pas. Ce résultat confirme l'hypothèse du cycle du produit. Comme les deux sortes d'innovations tendent à s'opposer, on vérifie enfin que les lois de diffusion des produits sont plus stables que chacune de leurs deux composantes.

II- Facteurs d'offre et de demande dans le changement des structures de consommation.

Dans la théorie de la demande, la fonction d'utilité du consommateur dépend des quantités de tous les produits marchands qu'il consomme $(x_1, \dots, x_n)$, de son loisir (l_0) et des paramètres décrivant ses préférences (u) :

$$(1) \quad U = U(x_1, \dots, x_n; l_0, u)$$

Si la fonction d'utilité est séparable intertemporellement, le choix s'effectue en deux étapes. Le consommateur détermine sa consommation totale optimale à chaque période, puis la répartit au mieux entre l'ensemble des produits marchands et du loisir. Pour simplifier, l'on fera cette hypothèse et l'on supposera que le temps de loisir est fixé. Examinons alors de plus près la deuxième étape du choix. Au cours de la période t , la dépense totale de cette période ayant été déterminée, le consommateur maximise l'utilité de la période U_t , qui a une forme identique à (1) et ne dépend que des grandeurs de cette même période. Cette optimisation est contrainte par le budget de la période :

$$(2) \quad \sum_{i=1}^n p'_i x_i = Y$$

en désignant la dépense totale de la période par Y et les prix de la période par p'_i (l'indice t est omis).

Quels sont les facteurs qui poussent le consommateur à modifier ses choix de consommation au cours du temps, sur la longue période ? Il y a des facteurs de demande, et des facteurs d'offre. Mais les premiers seuls apparaissent directement dans l'équation (1), à travers l_0 et u . Ce sont les changements dans la durée du loisir et dans les paramètres démographiques ou sociologiques susceptibles d'influencer les préférences. Les facteurs d'offre sont implicites et ils sont même totalement gommés si l'on range abusivement la dépense

totale et les prix du côté de la demande. Pourtant, il suffit d'un changement de perspective pour les projeter au premier plan. Si l'on considérait en effet les grandeurs l_0 et u comme des constantes, la fonction U pourrait apparaître aussitôt comme une fonction de production domestique ayant les n produits marchands pour inputs variables. De ce point de vue, il serait naturel d'analyser les demandes de produits comme des demandes dérivées de facteurs, et les variations des coefficients budgétaires réels comme des variations d'intensités factorielles. La diffusion temporelle relative des produits de consommation serait reliée aux biais du changement technique affectant la production domestique, aux substitutions entraînées par la variation des prix relatifs, ainsi qu'à des facteurs de demande.

Avant de poursuivre dans cette voie, nous pouvons faire une conjecture utile mais qui n'a, précisons-le, rien de nécessaire. C'est que l'influence des facteurs d'offre éclipse la plupart du temps celle des facteurs de demande sur des périodes moyennes de 5, 10, ou même 15 ans. Cette hypothèse conduit à négliger autant que possible les facteurs de demande, à les mettre dans l'ombre par un procédé symétrique à celui auquel la théorie de la demande a recours à l'égard du changement technique. Il y a plusieurs raisons sérieuses d'adopter cette stratégie. La plus évidente est que les innovations de produits provoquent des variations de la demande dont la théorie des choix de consommation ne tient pas compte, et dont l'ignorance fausse toute l'interprétation des coefficients des fonctions de demande temporelles en longue période. Or, la multiplication des nouveaux produits est une donnée constamment reconnue des économies industrielles, surtout depuis la fin de la seconde guerre mondiale (Ironmonger, 1972). Ce ne sont, ni le choix a priori de nouvelles formes fonctionnelles pour les équations

de demande, ni des hypothèses de comportement comme la formation d'habitudes, qui peuvent à eux seuls résoudre cet important problème. Cela revient à dire qu'il est vain de chercher dans des modèles de demande une explication suffisante du changement des modes de consommation. Cette remarque vaut également pour les prix à la consommation dont les évolutions traduisent en partie les changements de procédés dans la fabrication et la distribution des produits marchands. L'étude des biais du changement technique des produits et des procédés contribue par ailleurs à resituer la loi d'Engel et les phénomènes de saturation relative qui la sous-tendent. Toutes ces considérations ont mis en lumière l'étendue des facteurs d'offre et l'intérêt qu'il pourrait y avoir à les mesurer. Mais la raison qui justifie vraiment notre conjecture initiale est le phénomène d'innovation induite. Car il explique comment l'effet des chocs permanents de prix et de demande est relayé puis amplifié par les efforts d'innovation des entreprises, de telle sorte que l'influence des facteurs d'offre semble dépasser le plus souvent celle des facteurs de demande¹.

¹On peut théoriquement concevoir un mécanisme analogue de "changement de goûts induit" qui donnerait l'influence prépondérante aux facteurs de demande. Il faudrait supposer que les goûts changent assez rapidement pour s'adapter aux nouvelles conditions de l'offre. Mais, comme les entreprises ont plus de raisons que les ménages de s'adapter rapidement aux changements, du moins dans une économie de marché, le phénomène d'innovation induite devrait l'emporter sur celui du changement de goûts induit.

L'hypothèse de changement de goûts a été directement testée au Royaume-Uni par Landsburg (1981). Les données ne révèlent aucun changement de préférences sur une durée aussi longue que 55 ans (1900-1955).

Néanmoins, pour analyser les demandes de produits de consommation comme des demandes dérivées de facteurs, il nous faut immédiatement surmonter une difficulté, qui est le nombre élevé de facteurs à considérer. La solution retenue a été initialement proposée par Binswanger (1974) dans le contexte des modèles de production. Mais elle convient particulièrement bien aux fonctions de demande temporelles. Elle repose sur le concept de neutralité au sens de Hicks. Les biais du changement technique sont définis directement en termes de parts de facteurs :

$$(3) B_i = 1/w_i (\partial w_i / \partial t)_p ,$$

w_i désignant la part du facteur i . Le biais du facteur i mesure le taux d'accroissement de sa part lorsque les prix relatifs de facteurs sont maintenus constants. Cette définition distingue donc l'effet de substitution du biais technique proprement dit. Le changement technique économise le facteur i si $B_i < 0$, est neutre si $B_i = 0$, et use du facteur i si $B_i > 0$. L'équation (3) fournit, quand il y a $n > 2$ facteurs, une seule mesure du biais de chaque facteur au lieu de $(n-1)$ comme le voudrait l'analyse primitive de Hicks. C'est son avantage décisif. En outre, une définition des biais en termes de parts de facteurs est naturelle dans le cas de la production domestique, puisque la part du facteur i est tout simplement le coefficient budgétaire du produit i :

$$(4) w_i = p_i' x_i / Y = p_i x_i / y$$

où $p_i = p_i'/P$ est le prix du produit i déflaté par le niveau général des prix, et où $y = Y/P$ est la dépense totale réelle. Toutefois, l'approche de Binswanger ne peut être valablement transposée aux modèles de consommation si les paramètres de demande (u, l_0) varient et ne peuvent pas être contrôlés. C'est là que notre conjecture visant à minimiser le rôle de ces paramètres prend toute sa signification. Elle nous autorise à négliger cette complication en première approximation.

La diffusion temporelle relative du produit i est décrite par "l'effet de diffusion" :

$$(5) D_i = 1/w_i \quad dw_i/dt$$

Le coefficient budgétaire du produit i augmente si $D_i > 0$, est constant si $D_i = 0$, et diminue si $D_i < 0$. Le sens d'accroissement du coefficient budgétaire, et par conséquent le signe de D_i , résultent de trois facteurs : (i) le biais du changement technique incorporé dans le produit i ; (ii) l'effet de substitution entraîné par le changement des prix relatifs ; (iii) l'effet des facteurs de demande. Ceux-ci ne peuvent être empiriquement séparés que moyennant la connaissance des "isoquantes" (1) ou des fonctions de demande dérivées.

III-Le modèle de demande.

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

Quand le modèle est estimé sur des périodes homogènes de 10-15 ans, on peut supposer que les prix relatifs anticipés demeurent constants. Cette hypothèse est plausible parce qu'il y a un grand nombre de produits, qu'il est souvent malaisé de séparer les variations de prix des variations de qualité, et les variations de prix d'un produit de celles de tous les autres. En outre, le mécanisme perceptif est tel qu'il faut en général qu'une nouvelle information pertinente (un choc) soit confirmée pour amener le décideur à réviser éventuellement ses croyances initiales (Lévy-Garboua (1979) analyse ce mécanisme dans le cadre d'un modèle de choix rationnel). C'est ainsi qu'en France, la période d'observation 1959-1984 laisse clairement apparaître deux phases. La première, qui va de 1959 à 1973, est ouverte par les chocs de 1958-1959 (changement politique majeur et dévaluation du Franc après une forte inflation, ouverture du Marché Commun). La deuxième, qui va de 1974 à 1984, est préparée sans doute par des chocs survenus dès 1968 (début d'inflation salariale, conversion en 1971-1972 au système de changes flottants) et confirmés par les deux grands chocs pétroliers de 1973-1974 et 1979-1980.

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

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

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

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

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

$$(8) \quad w_{it} = \alpha'_t + \beta'_t \ln y_t^p + \left[\sum_{j=1}^n \gamma_{jt} \ln p_{jt} + \sum_{k=0}^{\theta} \delta_{kt} \ln y_{t-k}^e + \epsilon_{it} \right]$$

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

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

Si le consommateur chemine sur un sentier d'équilibre :

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

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

$$(11) \quad \alpha'_t = \alpha_t ; \quad \beta'_t = \beta_t$$

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

$$\begin{aligned}
 (12) \quad w_{it} &= w_i (y_t^p, p_{1t}, \dots, p_{nt}, y_t^e, \dots, y_{t-\theta}^e ; l_{ot}, u_t) + \epsilon_{it} \\
 \text{où } w_{it}^* &= w_i (y_t^*, l_1, \dots, l_n, l_{ot}, u_t) ,
 \end{aligned}$$

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

Trois particularités du modèle de demande (12) sont dictées par notre approche, et elles doivent être soulignées. En premier lieu, il ne contient ni variable de stock ni variable dépendante retardée. En effet, le modèle devant être estimé sur des périodes de 10-15 ans, il n'était pas raisonnable de les introduire en même temps que les prix direct et croisés et plusieurs termes de dépense totale. On a même dû opérer une simplification supplémentaire du modèle (12) en négligeant les erreurs de prévision passées sur la dépense totale, soit $y_{t-1}^e, \dots, y_{t-\theta}^e$. Etant donné l'objet de l'étude, il a semblé préférable de faire porter les omissions inévitables sur des "facteurs de demande" comme ceux qui apparaissent dans les modèles de biens durables et d'habitudes (voir, par exemple, Deaton et Muellbauer (1980a : chap. 13), Houthakker et Taylor (1966), Philips (1972), Pollak (1970)) plutôt que sur les facteurs d'offre qui transitent, comme on le verra, par les variables de dépenses et de prix de la période. En second lieu, les prix relatifs de la période apparaissent ici comme des innovations aux yeux du consommateur dans la mesure où ils diffèrent de la structure constante d'équilibre. Mais ces innovations de prix relatifs reflètent en vérité les changements de procédés dans la fabrication et la distribution des produits marchands et, à ce titre, elles peuvent avoir une composante systématique. Enfin, le modèle (12) n'est pas exprimé en fonction d'observables comme la dépense totale de la période et celles de

quelques périodes précédentes, mais en fonction d'inobservables comme la dépense totale prévue ou "permanente" de la période, et des termes "transitoires" ou "surprises". L'intérêt de cette méthode provient de ce que les modèles les plus récents de fonction de consommation qui s'inspirent de la théorie du cycle de vie-revenu permanent avec anticipations rationnelles à la manière de Hall (1978) justifient parfois la décomposition orthogonale de l'équation (9), et montrent que la dépense permanente obéit à des lois plus simples et mieux déterminées que la dépense courante (voir par exemple Bilson (1980), Flavin (1981), Hayashi (1982, 1985), Muellbauer (1983)). La deuxième et la troisième particularités du modèle (12) que l'on vient de mentionner démontreront bientôt leur utilité.

IV- Les composantes de l'effet de diffusion.

Le modèle (12) peut être considéré comme un modèle dynamique de demande dérivée de facteurs avec innovations de dépense totale et de prix relatifs. Sa connaissance autorise maintenant la séparation des effets de diffusion en trois parties : le biais du changement de produit, l'effet de substitution résultant des changements de procédés, et l'effet des changements exogènes de la demande. En effet, appliquons les définitions de B_i et D_i procurées par (3) et (5) respectivement à l'équation (12) :

$$(13) \quad B_i = \frac{1}{w_i} \left(\frac{\partial w_i}{\partial t} \right)_{p,u} = \frac{\partial \ln w_i}{\partial \ln y^p} \frac{d \ln y^p}{dt} + \sum_{k=0}^{\theta} \frac{\partial \ln w_i}{\partial \ln y_{-k}^e} \frac{d \ln y_{-k}^e}{dt}$$

$$= B_i^p + B_i^e$$

$$(14) \quad D_i = B_i + \frac{1}{w_i} \sum_{j=1}^n \frac{\partial w_i}{\partial p_j} \frac{d p_j}{dt} + \frac{1}{w_i} \frac{\partial w_i}{\partial u} \frac{du}{dt}$$

Pour simplifier les notations, on a omis partout l'indice t , on a en particulier représenté y_{t-k}^e par y_{-k}^e , et on a regroupé tous les facteurs de demande (l_{ot} , u_t) dans le terme u . La décomposition de B_i en deux termes de longue période et de courte période, soit B_i^p et B_i^c respectivement, suggère que la définition des biais soit restreinte aux premiers.

Posons :

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

$g(t)$ est le taux de croissance anticipé de la dépense totale en t . Grâce aux très nombreux travaux s'inspirant des hypothèses émises par Friedman et Modigliani il y a une trentaine d'années (Friedman, 1957 ; Modigliani et Brumberg, 1955), et plus récemment par Hall (1978), on peut espérer aujourd'hui en avoir une connaissance approchée. En données annuelles, la relation économétrique suivante a donné un résultat satisfaisant pour la France sur chacune des deux périodes homogènes 1959-1973 et 1974-1984 :

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

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

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

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

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

On en déduit d'abord que $B_i \simeq B_i^p$. Puis en reportant (15) dans (13) et en dérivant (4), on obtient une expression du biais du changement du produit i :

$$(19) \quad B_i^p = (e_i - 1) g(t) \quad ,$$

$$\text{avec : } e_i = \left(\frac{\partial \ln x_i}{\partial \ln y^p} \right) y^e, p, u$$

Cette formule confère une nouvelle interprétation "technologique" aux élasticités-dépense de longue période estimées sur séries temporelles lorsque les termes de demande peuvent être contrôlés ou tenus pour négligeables. Au facteur $g(t)$ près, les écarts de ces élasticités par rapport à un mesurent les biais des changements de produits correspondants. On peut donc extraire de l'estimation économétrique de "fonctions de demande" une information sur les biais techniques des produits de consommation si l'on sait comment varie la dépense totale prévue.

Réécrivons maintenant l'effet de diffusion (éq.(14)) en nous servant de la dérivation de (4) :

$$(20) \quad D_i = B_i + (\epsilon_{ii} + 1) \frac{d \ln p_i}{dt} + \sum_{j \neq i} \epsilon_{ij} \frac{d \ln p_j}{dt} + \frac{1}{w_i} \frac{\partial w_i}{\partial u} \frac{du}{dt}$$

ϵ_{ii} et ϵ_{ij} sont respectivement les élasticités-prix compensées directe et croisées de la demande du produit i . Comme on s'intéresse aux effets "réels" des changements techniques, il vaut mieux remplacer les coefficients budgétaires en valeur : $w_{it} = p_{it} x_{it}/y_t$, par les coefficients budgétaires à prix constants : $w'_{it} = p_{io} x_{it}/y_t$, qui mesurent les intensités factorielles. On examinera donc de préférence l'effet de diffusion réel :

$$(21) \quad D'_i = D_i - \frac{d \ln p_i}{dt} \\ = B_i + \sum_{j=1}^n \epsilon_{ij} \frac{d \ln p_j}{dt} + \frac{1}{w_i} \frac{\partial w_i}{\partial u} \frac{du}{dt}$$

Le deuxième terme du membre de droite représente l'effet de substitution entraîné par la variation des prix relatifs, en tenant compte de tous les effets direct et croisés. C'est l'effet-prix, noté par la suite E_i . Les facteurs d'offre y apparaissent, soit au travers des innovations de procédés qui modifient les prix relatifs en longue période, soit au travers de changements exogènes de l'offre s'effectuant en longue période (modifications de la concurrence et des prix relatifs des facteurs de la production marchande) comme en courte période (conditions climatiques affectant les coûts de production).

L'hypothèse d'innovation induite va nous permettre de séparer la part endogène des innovations de procédés de tous les autres facteurs d'offre, et de repérer les variables dont dépend la première.

Selon cette hypothèse, l'innovation est un investissement que les entreprises effectuent en fonction de son taux de rendement attendu. Ce dernier dépend du coût de la recherche-développement, du coût des investissements industriels et commerciaux requis pour appliquer l'innovation, et de l'amélioration attendue des recettes. C'est ce dernier facteur qui retient ici l'attention. Les gains de l'innovation sont déterminés par anticipation des réactions de la demande à la baisse du prix relatif du produit en cause. Une baisse de prix relatifs a d'autant plus de chances de se réaliser, si l'offre d'innovations est suffisamment élastique, qu'elle est plus avantageuse ; et elle est d'autant plus avantageuse que le produit dont le prix relatif baisse bénéficie d'un plus grand potentiel de croissance. Il en résulte, qu'en longue période, les innovations de procédés ayant trait à un produit sont induites par les variations attendues de sa dépense. Si les entreprises forment des anticipations rationnelles, la demande du marché qu'elles prévoient est la somme des demandes individuelles d'équilibre à leurs yeux. Elle correspond à l'équation (12) - supposée conservée par agrégation - dans laquelle les prix relatifs prennent les valeurs d'offre p_j^0 et la dépense totale transitoire est nulle. La relation :

$$(22) \quad \ln p_j^0 = p_j^* (y^*, u, v) \quad ; \quad j = (1, \dots, n)$$

peut se concevoir comme une forme réduite, localement définie, du modèle d'équilibre. Le prix relatif d'un produit, qui résulte en partie des innovations de procédés induites, est relié en définitive à la

dépense totale du consommateur représentatif, et à des paramètres de la demande (u) et de l'offre (v). A l'équation (22), correspond le modèle instantané :

$$(23) \ln p_j = p_j (y^p, y^e, u, v) + \epsilon_j' \quad ; \quad j = (1, \dots, n)$$

où n'interviennent que des grandeurs de la période. La dépense transitoire du consommateur représentatif est introduite pour simplifier comme indice d'accroissement imprévu du PIB, par suite de conditions climatiques favorables par exemple. ϵ_j' est un bruit blanc. En dérivant (23) par rapport au temps, et en utilisant (15) et (18), il vient après simplification :

$$(24) \frac{d \ln p_j}{dt} \simeq c_j g(t) + \frac{\partial \ln p_j}{\partial u} \frac{du}{dt} + \frac{\partial \ln p_j}{\partial v} \frac{dv}{dt} ,$$

$$\text{avec : } c_j = \left(\frac{\partial \ln p_j}{\partial \ln y^p} \right) y^e , u, v$$

Reportons (24) dans (21). On obtient de cette manière des décompositions de l'effet-prix et de l'effet de diffusion réel :

$$(25) E_i \simeq \left(\sum_{j=1}^n \epsilon_{ij} c_j \right) g(t) + F_i$$

$$(26) D_i' = B_i^p + E_i + G_i$$

$$\text{avec : } F_i = \sum_{j=1}^n \epsilon_{ij} \left[\frac{\partial \ln p_j}{\partial u} \frac{du}{dt} + \frac{\partial \ln p_j}{\partial v} \frac{dv}{dt} \right]$$

$$G_i = F_i + \frac{1}{w_i} \frac{\partial w_i}{\partial u} \frac{du}{dt}$$

F_i et G_i décrivent l'effet direct des changements exogènes de l'offre et de la demande, respectivement sur l'effet-prix et sur l'effet de diffusion réel relatifs au produit i . Si l'on retient notre conjecture initiale que renforce l'hypothèse d'innovation induite (de produits et de procédés), F_i et G_i sont souvent petits devant les autres termes des équations (25) et (26) et ils peuvent être alors négligés. Dans ce cas, la relation (25) montre que l'effet-prix relatif au produit i est égal à $g(t)$ fois un terme où se combinent de façon multiplicative les élasticités-prix directe et croisées de la demande et les effets totaux des innovations induites sur chacun des prix relatifs (les c_j). Enfin, la relation (26) établit la décomposition additive de l'effet de diffusion réel relatif au produit i en deux parties essentielles : le biais du changement du produit i , et l'effet-prix.

Une propriété intéressante de cette décomposition est que tous les termes considérés ont des moyennes, pondérées par les coefficients budgétaires, nulles. Il y a donc un sens précis à énumérer les produits dont le biais, l'effet-prix, ou les effets de diffusion (réel ou en valeur) sont positifs, nuls ou négatifs¹.

¹ Démontrons que $\sum_{i=1}^n w_i E_i = 0$ (les autres relations sont faciles à vérifier).

Ecrivons la condition de symétrie : $w_i \epsilon_{ij} = w_j \epsilon_{ji}$, pour tout i et j ,

et sommons-la par rapport à i : $\sum_i w_i \epsilon_{ij} = \sum_i w_j \epsilon_{ji} = w_j \sum_i \epsilon_{ji} = 0$,

d'après la condition d'homogénéité.

D'où :

$$\sum_i w_i E_i = \sum_i w_i \left(\sum_j \epsilon_{ij} c_j \right) g(t) = g(t) \sum_j c_j \left(\sum_i w_i \epsilon_{ij} \right) = 0.$$

Revenons un instant sur l'effet-prix. Non seulement il a une moyenne pondérée nulle, mais il est la somme des produits de termes, ϵ_{ij} et c_j , dont la moyenne arithmétique du premier et la moyenne pondérée du second sont également nulles. Ces deux propriétés résultent, dans un cas de la condition d'homogénéité, et dans l'autre de la condition d'additivité. La condition d'homogénéité permet aussi d'obtenir deux nouvelles expressions aisément interprétables de l'effet-prix (25), qui découlent immédiatement des égalités suivantes :

$$(27) \quad \sum_{j=1}^n \epsilon_{ij} c_j = \sum_{j \neq i} \epsilon_{ij} (c_j - c_i) = \epsilon_{ii} \left[c_i - \sum_{j \neq i} s_{ij} c_j \right],$$

$$\text{avec : } s_{ij} = \frac{\epsilon_{ij}}{\sum_{j \neq i} \epsilon_{ij}} \quad \text{pour } j \neq i, \quad \text{et } \sum_{j \neq i} s_{ij} = 1,$$

$$\text{et : } \sum_{j=1}^n \epsilon_{ij} = \sum_{j=1}^n w_j c_j = 0$$

L'expression du milieu montre que l'effet-prix relatif à un produit (au facteur $g(t)$ près) est positif lorsque, dans l'ensemble, le prix de ses substituts augmente et celui de ses compléments diminue. L'effet-prix serait négatif dans le cas contraire. La dernière expression fait apparaître ce même effet-prix (toujours au facteur $g(t)$ près) comme le produit de deux termes. L'élasticité-prix directe est multipliée par un terme entre crochets qui s'interprète comme le taux de variation du "vrai prix relatif" du bien. Il convient de noter que le vrai prix relatif est égal à p_i/P_i , où $P_i = \prod_{j \neq i} p_j^{s_{ij}}$. Son taux de variation est, au facteur $g(t)$ près, la vraie mesure des innovations ou régressions de procédés. L'effet-prix, en revanche, mesure l'effet des changements de procédés sur la diffusion du produit en question.

On notera pour finir que les relations (15) et (16) s'agrègent au niveau du marché lorsque tous les ménages anticipent la même croissance de leur dépense totale (ce qui ne signifie pas que leur dépense totale croît effectivement de la même façon). Dans ce cas, la distribution des dépenses totales permanentes demeure constante, et la mesure des biais et des effets de diffusion s'agrège également. La distribution des dépenses de consommation prévues entre ménages varie moins que celle des dépenses courantes, laquelle à son tour est plus stable que la distribution des revenus courants à cause de l'amortissement des fluctuations du revenu produit par l'épargne et les transferts. Les fonctions de demande avec innovations de dépense totale du type (12) s'agrègent donc plutôt mieux que les modèles conventionnels exprimés en fonction de la dépense totale ou du revenu courants.

V- Hypothèses additionnelles de séparabilité.

Une décomposition plus fine du biais du changement de produit est obtenue au prix d'hypothèses additionnelles de séparabilité.

Les statistiques de consommation publiées dans les Comptes Nationaux rejoignent l'hypothèse centrale de la théorie de la production domestique (Becker (1965), Muth (1966), Gronau (1977)). Elles répartissent les dépenses des ménages en un petit nombre de fonctions de consommation comme l'alimentation, l'habillement, le logement, etc... Cette hypothèse accorde à la fonction d'utilité du consommateur (1) la forme particulière :

$$(28) \quad U = U(Z_1, \dots, Z_m; t_c, l_o, u)$$

$$\text{avec : } Z_1 = Z_1(x_{11}, \dots, x_{n_1 1})$$

$$\dots \dots$$

$$m < n$$

$$Z_m = Z_m(x_{1m}, \dots, x_{n_m m})$$

$$n_1 + \dots + n_m = n$$

$$t_c + l_o = T$$

Les produits marchands x_{jk} sont transformés en produits domestiques Z_j ($j = (1, \dots, m)$), lesquels sont ensuite combinés au temps de consommation ou "loisir" t_c et au temps de travail marchand l_0 pour produire de l'utilité. Le temps total T est donc réparti entre le travail marchand et la consommation. La séparabilité du travail marchand et des productions domestiques signifie que le premier apporte sa propre satisfaction, qui n'est pas assimilable aux autres. La séparabilité du temps de consommation et des productions domestiques se justifie par la division du travail au sein du ménage et par les échanges de produits consommables entre ses membres. Si la fonction d'utilité du ménage est représentable par l'équation (28), il n'est plus nécessaire de supposer que la durée du travail est fixée pour dériver les fonctions de demande classiques.

La formulation (28) répond à l'une des critiques adressées à la théorie de la production domestique (Pollak et Wachter, 1975) suivant laquelle le temps de consommation serait par lui-même une source d'utilité et les productions domestiques seraient jointes. En effet, s'il est vrai par exemple que l'usage d'une voiture procure à la fois un service de transport et d'autres plaisirs, il faut ajouter que c'est le temps personnel de consommation qui transforme un service de transport objectif assuré par la voiture, Z , en des services et des plaisirs subjectifs et aussi variés que l'on voudra, agrégés dans U^1 . En conséquence, l'hypothèse de séparabilité est beaucoup moins restrictive qu'il ne semble si l'on définit les produits domestiques de

¹ L'objectivité ou la subjectivité d'un service est relative au ménage. Les produits consommables que s'échangent les membres sont objectifs à leurs yeux, mais l'utilité que chacun en extrait personnellement est subjective.

façon objective. Toutefois, cette objectivité-là n'ayant de signification qu'au sein de chaque ménage, il ne faut pas espérer obtenir de mesure statistique des Z indépendante des préférences des ménages.

Les innovations de produits soulèvent des difficultés pour maintenir une définition stable des produits marchands et une mesure comparable de leurs quantités et de leurs prix. Pour résoudre ce problème, les Comptables Nationaux considèrent des produits composites qu'ils décomposent alors en "variétés" susceptibles de changer. Ils supposent en outre que les variétés sont assez précises pour que les changements de qualité en soient quantifiables par diverses méthodes empiriques s'appuyant sur des relevés de prix d'offre (les principes de calcul appliqués en France sont exposés par Picard, 1975). L'ensemble des hypothèses sur lesquelles reposent tous ces calculs reviennent à postuler la parfaite substituabilité des produits élémentaires représentant les variétés dont la définition change, et à les agréger en pondérant leurs indices de qualité par le nombre d'unités vendues de chacun d'eux. Un agrégat est déterminé de cette manière pour chaque variété. Le volume d'un produit composite est ensuite obtenu par addition des agrégats correspondants. Il résulte de ce mode de calcul que les biais des changements de produits reflètent à la fois les biais des changements de qualités intervenant au niveau des produits élémentaires et d'autres biais d'innovation se manifestant au niveau des variétés ou des produits composites. Ces deux composantes du biais sont indissociables.

Pour être en mesure de séparer les biais totaux des changements de produits et les effets neutres d'expansion sans connaître a priori la forme fonctionnelle des isoquantes statiques, il faut supposer que celles-ci sont homogènes de degré a dans l'espace des produits marchands, les isocoûts étant les droites de budget. On notera que cette hypothèse, comme l'a démontré Muellbauer (1974 : pp. 982-3), est aussi indispensable pour que les prix fictifs des produits domestiques suivent l'évolution des prix de marché des biens et services ou, dans les termes de cet auteur, que l'indice de prix respecte la condition de cohérence:

$$(29) \quad \sum_{i=1}^n p'_i x_i = a \sum_{j=1}^m \Pi_j Z_j$$

où Π_j est le prix fictif du produit domestique j . Si l'on veut aussi maintenir le résultat traditionnel en vertu duquel l'indice de Laspeyres des prix est une borne supérieure de l'indice vrai, il faut exiger de plus que toutes les fonctions de production domestique soient homogènes de degré un : $a = 1$ (voir encore Muellbauer 1974 : pp. 984-5). Dans ce cas, les prix fictifs sont constants par rapport aux Z . Ils dépendent seulement des prix des produits marchands entrant dans la production domestique en question.

Avec les hypothèses que l'on vient de faire, l'expression générale (12) de la fonction de demande instantanée d'un produit i appartenant à la fonction j se transforme en :

$$(30) \quad w_{it} = w_{ijt} (p_t^j, y_{jt}^p, \dots) \cdot w_{.jt}$$

$$\text{avec : } w_{ijt} = \frac{p_{it} x_{it}}{y_{jt}} ; \quad w_{.jt} = \frac{y_{jt}}{y_t}$$

Dans la demande du produit marchand i , n'interviennent directement que le vecteur des prix relatifs des produits appartenant à la même fonction, p_t^j , la dépense permanente consacrée à cette fonction y_{jt}^p et des termes d'erreur ou de demande. L'influence des changements affectant toutes les autres fonctions est entièrement transmise par la variation du coefficient budgétaire de la fonction j , w_{jt} . On dérive aisément de (30) une nouvelle expression du biais de changement du produit i :

$$(31) \quad B_i^p = (e_{ij} e_{.j} - 1) g(t) \\ = (e_{.j} - 1) g(t) + (e_i - e_{.j}) g(t)$$

$$\text{avec : } e_i = \left(\frac{\partial \ln x_i}{\partial \ln y^p} \right)_{p, y^e, u} = e_{ij} e_{.j}$$

$$e_{ij} = \left(\frac{\partial \ln x_i}{\partial \ln y_j^p} \right)_{p_j, y^e, u}$$

$$e_{.j} = \left(\frac{\ln y_j^p}{\ln y^p} \right)_{p, y^e, u}$$

Si la fonction d'utilité n'est pas homothétique, les élasticités-dépense totale permanente des dépenses fonctionnelles ne sont pas toutes unitaires et le premier terme du membre de droite de l'égalité (31) diffère en général de zéro. Ce terme, qui dépend uniquement de la fonction à laquelle appartient le produit, traduit donc le sens de la concavité par rapport à l'origine et la courbure de la courbe d'Engel de l'agrégat j . Dans la mesure où la non-homothéticité de la fonction d'utilité est due à la limitation de capacités humaines spécifiques telles que la capacité digestive, on

peut le qualifier de "biais de saturation". Le biais du changement de produit marchand se décompose donc en deux parties : le biais intra-fonction spécifique au produit marchand, ou plus simplement "biais d'innovation", et le biais inter-fonction spécifique au produit domestique, ou biais de saturation.

VI- Description des données et décomposition de la dépense totale.

L'objectif empirique de l'étude étant de mesurer l'influence des différentes sortes de changement technique sur la diffusion temporelle des produits de consommation, il convient de désagréger les dépenses des ménages le plus possible. Par ailleurs, notre approche technologique nous conduit à retenir la nomenclature détaillée des produits de préférence à la nomenclature fonctionnelle. A partir des Comptes Nationaux (INSEE, 1981, 1984, 1985), on a pu reconstituer une série annuelle homogène aux prix de 1970 pour 163 produits, de 1959 à 1984. Les produits ont été reventilés par nos soins en sept fonctions de consommation (plus le tabac) en se tenant le plus près possible des regroupements fonctionnels opérés par l'INSEE (1981). Ce sont l'alimentation (47)¹, les boissons (14), l'habillement (10), le logement (30), les transports et communications (13), la santé (8), les loisirs et services personnels (31). Les dépenses d'épargne financière et d'investissement immobilier sont exclues, et les loyers fictifs des propriétaires de logements inclus. La dépense totale est la somme des 163 dépenses de produits de consommation (biens et services acquis par les ménages). Ces dernières sont exprimées en Francs constants 1970,

¹ Le nombre de produits appartenant à la fonction figure entre parenthèses.

c'est-à-dire en volume. Les dépenses sont toujours calculées par tête en ramenant la dépense annuelle à la population totale moyenne de l'année. Prix et dépenses, enfin, sont déflatés par l'indice général des prix à la consommation. La condition d'homogénéité est donc imposée aux fonctions de demande d'équilibre.

La décomposition de la dépense totale (par tête) en deux parties stochastiquement indépendantes, suivant l'équation (9), est un préalable à l'estimation économétrique des fonctions de demande instantanées décrites par (12). Une méthode semblable a déjà été employée par Gardes (1983, 1984) pour cinq pays avec dix postes de consommation. Elle avait donné de bons résultats en comparaison d'autres modèles classiques (log-linéaire statique, log-linéaire dynamique avec dépense ou dépense totale retardées, modèles de Rotterdam et de Houthakker-Taylor). Toutefois, sa règle de décomposition était fruste. La composante permanente du logarithme de la dépense totale y était purement et simplement assimilée à la tendance, ce qui implique l'hypothèse que le consommateur n'intègre pas les innovations passées de dépense totale, ni celles d'aucune autre variable, dans ses prévisions. Les travaux de Hall (1978), Muellbauer (1983) et Hayashi (1985) notamment suggèrent des formules de décomposition plus complexes de la consommation totale et de la dépense totale, où entrent le taux d'intérêt réel anticipé, les innovations passées de la dépense totale, et la consommation ou la dépense totales retardées. L'équation (16) est une adaptation aux données annuelles des divers modèles qui y sont proposés et testés sur données trimestrielles. Ses coefficients reflètent donc les préférences intertemporelles des ménages ainsi que la durabilité des dépenses et les contraintes de

liquidité. Comme les premières sont très corrélées au taux de croissance de l'économie, il convient d'estimer l'équation (16) sur des périodes homogènes de ce point de vue. C'est pourquoi nous avons divisé notre période d'observation en deux : 1959-1973 et 1974-1984. La dépense totale par tête des ménages a crû à un rythme assez constant de 4.32% (avec un écart-type de 0.081%) durant la première phase, alors qu'elle a suivi un rythme moyen de 2.40% durant la deuxième phase avec une décélération de sa croissance après 1979 (écart-type de 0.260%).

Avant de présenter nos estimations, il faut expliquer la construction du taux d'intérêt réel anticipé. Le taux d'intérêt nominal est mesuré par le taux de base bancaire en moyenne annuelle. On obtient une bonne approximation du taux d'intérêt réel anticipé en retranchant à cet indicateur le taux d'inflation anticipé ($\Delta \ln P_t^P = \ln P_t^P - \ln P_{t-1}$). L'examen de la série des taux d'inflation annuels révèle quatre phases successives, qui débutent toutes par un choc manifeste : 1) une phase de déflation de 1959 à 1967, entrecoupée par une inflation de demande à la fin de la guerre d'Algérie (1962-1963), et initiée par le choc de 1958-59 faisant suite à une période inflationniste ; 2) une phase d'inflation salariale de 1968 à 1973, consécutive au choc de 1968 ; 3) une phase de déflation de 1974 à 1978 succédant au choc pétrolier de 1973-74 ; 4) un second choc pétrolier en 1979-80, suivi d'une nouvelle phase de déflation jusqu'en 1984. La baisse du taux d'inflation s'effectue à peu près au même rythme pendant les phases 3 et 4, mais à partir d'un niveau plus élevé en 1979-80. Les taux d'inflation annuels anticipés ont été calculés comme les valeurs prédites par un modèle linéaire comportant un terme de tendance et le taux d'inflation de l'année précédente. Les résultats suivants ont été obtenus :

1959-1973 :

$$\Delta \ln P_t = 0.03792 - 0.001519 t + 0.002562 D_t + 0.1404 \Delta \ln P_{t-1}$$

(3.608) (1.055) (2.452) (1.284)

$$SEE = 0.008935$$

$$\bar{R}^2 = 0.580$$

$$DW = 2.26$$

avec : $t = 0$ en 1959

$$\left\{ \begin{array}{ll} D=0 & \text{si } t \in [1959, 1967] \\ D=1 & \text{si } t \in [1968, 1973] \end{array} \right.$$

1974-1984 :

$$\Delta \ln P_t = 0.2257 - 0.008589 t + 0.04808 D' + 0.2052 \Delta \ln P_{t-1}$$

(5.304) (3.707) (3.291) (0.951)

$$SEE = 0.01206$$

$$\bar{R}^2 = 0.527$$

$$DW = 2.05$$

avec : $t = 0$ en 1959

$$\left\{ \begin{array}{ll} D'=0 & \text{si } t \in [1974, 1978] \\ D'=1 & \text{si } t \in [1979, 1984] \end{array} \right.$$

* Valeur absolue des t de Student entre parenthèses

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

L'équation (16) est ensuite estimée séparément sur chacune des périodes 1959-1973 et 1974-1984, avec ou sans taux d'intérêt réel. Le test du retard d'un an est effectué en vérifiant que la dépense totale retardée de deux ans (en logarithme) n'est pas significative. Les principales variantes du modèle autorégressif sont reprises dans le tableau 1 :

Tableau 1.

Le modèle autorégressif de dépense totale

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

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

** Valeur absolue des t de Student entre parenthèses.

On vérifie d'abord que le logarithme de la dépense retardée de deux ans n'est jamais significatif. En données annuelles, l'équation (16) semble donc préférable à un modèle autorégressif plus complet. Le taux d'intérêt réel anticipé a un coefficient positif mais non significatif pendant la première période (où il est en général très bas), alors que son coefficient devient négatif et presque significatif au seuil $|t| = 2$ pendant la deuxième période (où il prend des valeurs élevées après le 2ème choc pétrolier). Le résultat peut-être le plus intéressant est que l'hypothèse de Hall (1978) est acceptée durant la période 1959-1973 et rejetée durant la période suivante. Le coefficient de $\ln y_{t-1}$ ne diffère pas significativement de un dans le premier cas (0.974), alors qu'il est inférieur à un dans le second cas (0.913). Ce fait, joint à celui concernant le taux d'intérêt réel, suggère un comportement de gestion de stocks pendant la période 1974-1984. En effet, si la dépense d'une période dépasse les prévisions, les ménages disposent d'un stock de consommation plus élevé pour les périodes futures et ils dépenseront moins que prévu l'année suivante. Il est concevable que l'effet de durabilité soit devenu plus important au fur et à mesure que les biens durables occupaient une plus grande place dans le budget des ménages. Néanmoins, cette explication n'est pas suffisante parce qu'on observe toujours le même résultat, un peu atténué, en retirant les biens durables de la dépense totale. Mais il est également possible que l'effet de durabilité ait simplement été occulté pendant la période de prospérité 1959-1973 par l'effet de sens contraire du rationnement du crédit¹, qui a de bonnes raisons d'être plus fort quand les taux d'intérêt réels sont relativement bas et le crédit relativement facile. Autrement dit, ce sont les variations du

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

recours au crédit qui expliqueraient, et la vérification heureuse de l'hypothèse de Hall en période de forte croissance, et la révélation des comportements de gestion de stocks quand la croissance se ralentit.

Les colonnes (1) et (4) du tableau 1 indiquent le modèle retenu pour l'estimation des composantes permanente et transitoire de la dépense totale. Cependant, comme la dépense totale est parfaitement corrélée au temps sous l'hypothèse de Hall, notre prévision de la dépense totale s'appuie en réalité durant la première période, sur la régression linéaire de $\ln y_t$ en fonction du temps avec correction de l'autocorrélation du 1er ordre des résidus¹. Cette procédure supprime le biais de variable retardée, et elle évite d'introduire, par la dépense de 1958, une information antérieure au choc de 1959 pour prévoir les dépenses ayant trait à une autre période homogène.

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

VII- Mesure des biais de changement de produits et des effets-prix.

Comme l'indiquent les égalités (19) et (25), les mesures du biais technique et de l'effet-prix relatifs au produit i mettent en jeu la fonction de consommation macroéconomique par l'intermédiaire de $g(t)$, la fonction de demande temporelle de i , et l'ensemble des

¹ Si le bon modèle autorégressif est le modèle de Hall : $\ln y_t = g + \ln y_{t-1} + z_t$, avec $E(z_t | z_{t-1}) = 0$, le résidu du modèle dérivé : $\ln y_t = \ln y_0 + gt + z_t'$ suit un processus autorégressif du premier ordre, parce que :

$$z_t' = \sum_{k=0}^{t-1} z_{t-k} = z_{t-1}' + z_t$$

innovations de procédés induites (économies d'échelle comprises) par l'intermédiaire des n paramètres c_j . Après avoir examiné la dépense totale dans la section précédente, nous allons nous attacher aux autres facteurs.

a) Elasticité-dépense permanente et forme fonctionnelle du modèle de demande.

Si l'on excepte les fonctions de consommation agrégées auxquelles s'applique éventuellement l'hypothèse de saturation (section 5), la théorie de la demande n'explique ni les écarts ni les variations des élasticités-dépense permanente. En revanche, les lois du changement technique contraignent la forme fonctionnelle des fonctions de demande temporelles, et en particulier les élasticités-dépense permanente. Par inversion de (19), on découvre en effet que :

$$(32) \quad e_i(t) = 1 + \frac{B_i^p(t)}{g(t)}$$

Les biais de saturation et d'innovation déterminent conjointement, à un instant donné, les écarts entre élasticités-dépense. Les biens de luxe sont caractérisés par un biais positif. Les biens nécessaires et les biens inférieurs ont un biais négatif et croissant dans cet ordre en valeur absolue.

La variation de l'élasticité-dépense de la demande en longue période dépend de la façon dont le biais du changement de produit amplifie, épouse ou amortit l'évolution du taux de croissance anticipé de la dépense totale. Si les biais d'innovation, par exemple, amplifient les rythmes de croissance économique, la dispersion des élasticités-dépense permanente de la demande suivra un mouvement procyclique de longue période. La présence de coûts fixes dans la

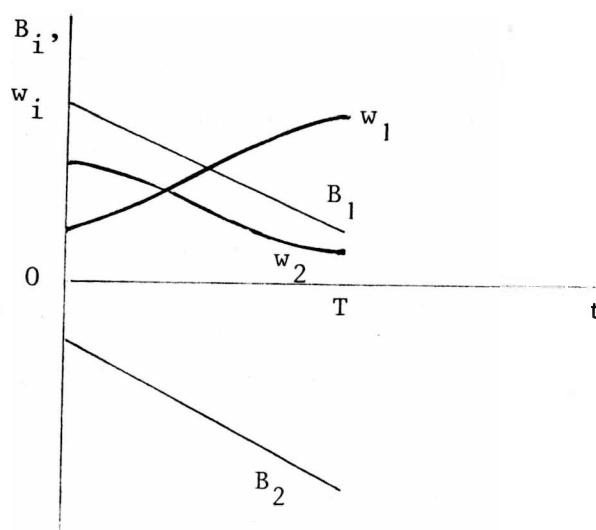
Recherche-Développement et dans les investissements industriels et commerciaux pourrait produire des rendements d'échelle croissants aux efforts d'innovation et donner aux biais de changement de produits une allure procyclique. En sens inverse, on peut dire que la constance des élasticités-dépense en longue période impliquerait une évolution parallèle des biais techniques et du taux de croissance anticipé de la dépense totale. Comme ce n'est sans doute pas le cas, on a un motif supplémentaire pour estimer les fonctions de demande temporelles sur des périodes de croissance homogène de durée moyenne à l'intérieur desquelles la dérive tendancielle des élasticités-dépense est négligeable.

Sur des périodes homogènes, la loi de variation des élasticités-dépense reflète pratiquement celle des biais techniques. Or, les changements de qualité d'une variété se produisent en général de manière discrète et irrégulière, d'une part parce que le coût marginal des efforts d'innovation est croissant, et d'autre part parce que tout investissement doit être amorti sur une durée suffisamment longue. Cette propriété élémentaire conserve une certaine validité au niveau des marchés, en dépit de la compétition entre marques si le délai d'adoption des principales innovations par l'ensemble des firmes survivantes est assez court devant la durée de la période¹. Les améliorations de qualité d'une variété entraînent derrière elles d'autres biais d'innovation et des innovations de procédés induites. Autrement dit, le biais total et l'effet-prix ont tendance à croître

¹ Les "principales" innovations sont celles qui se révèlent au niveau des marchés ou des industries. Elles provoquent un accroissement global des dépenses réelles et non pas une simple redistribution des achats entre les marques. Par ailleurs, toutes les firmes sont forcées de les adopter, avec des variantes mineures, pour survivre parce qu'elles rendent les anciens représentants de la variété techniquement inefficients.

l'un après l'autre. L'effet de diffusion réel suit la variation de ses deux principales composantes. En particulier, si ces dernières deviennent positives, le coefficient budgétaire réel du produit en question augmente. Pendant ce temps, l'absence de nouvelles améliorations de qualité substantielles et la concurrence d'innovations portant sur d'autres produits diminuent le biais du premier produit, éventuellement jusqu'au point de remplacer le cercle vertueux des innovations de produits et de procédés par un cercle vicieux de régressions. On a représenté les variations concomitantes du biais et du coefficient budgétaire réel d'un produit quelconque sur la figure 1. Pendant la diffusion relative du produit n° 1, il y a une corrélation négative entre ces deux grandeurs ; et pendant la régression relative du produit n° 2, la corrélation est positive.

Figure 1.



Note : Les échelles respectives de B_i et w_i ne sont pas comparables.

Les relations suivantes :

$$(33) \quad \begin{aligned} d B_i &= b_i d w_i \\ d e_i &= \frac{b_i}{g} d w_i \end{aligned} \quad , \quad \text{où} \quad b_i \neq 0 \quad \text{et} \quad s \operatorname{gn}(b_i) = - s \operatorname{gn}(d w_i)$$

décrivent localement ces corrélations. Elles impliquent notamment une baisse continue (jusqu'à l'innovation de produit suivante) du biais et de l'élasticité-dépense : $d B_i < 0$ et $d e_i < 0$. A priori, ces relations réfutent le modèle log-linéaire de demande (LL) si $b_i \neq 0$. Par contre, elles sont localement compatibles avec le modèle AIDS à certaines conditions. En effet, comme l'élasticité-dépense décrite par ce modèle suit la loi :

$$(34) \quad e_i = 1 + \frac{\beta_i}{w_i} \quad ; \quad \beta_i = \text{constante}$$

sa dérivée par rapport à w_i est à peu près constante localement, et elle a en outre le signe convenable selon (33) lorsque :

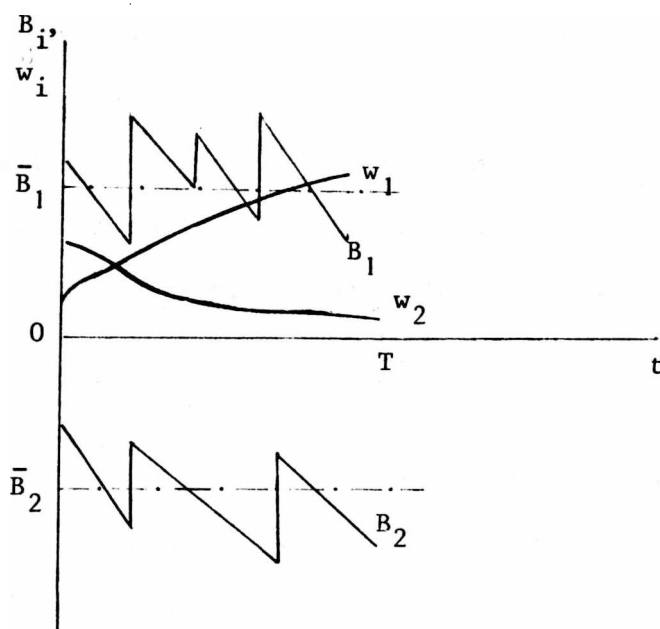
$$(35) \quad \begin{array}{ll} \beta_i > 0 & , \text{ donc } e_i > 1 , \text{ si } d w_i > 0 \\ \beta_i < 0 & , \text{ donc } e_i < 1 , \text{ si } d w_i < 0 \end{array}$$

Conformes à l'analyse précédente, les deux hypothèses (35) sont tout de même un peu fortes car elles impliquent que l'effet de diffusion soit toujours du même signe que le biais. Or, la coïncidence des signes sera réfutée une fois sur quatre par les estimations des tableaux 2.I et 2.II (on compte exactement 33 exceptions pendant la première période, et 32 pendant la seconde, sur un total de 134 produits)¹.

¹ Les hypothèses (35) seraient plus souvent satisfaites si les produits étaient plus agrégés parce que l'effet-prix serait alors beaucoup moins lié au biais. Le modèle AIDS pourrait être dans ce cas une excellente approximation.

Le processus de changement dépeint par la figure 1 sous-estime peut-être "l'ouragan perpétuel de destruction créatrice" dont parle Schumpeter (1951). N'oublions pas que les produits décrits sont composites, que la compétition entre variétés et entre produits est incessante, que plusieurs innovations successives peuvent avoir lieu pendant une seule période homogène. Dès lors, les courbes continues de la figure 1 pourraient faire place aux variations en dents de scie de la figure 2.

Figure 2.



Dans ce dernier cas de figure, les biais et les élasticités-dépense fluctuent autour de leurs valeurs moyennes et ils ne sont pas corrélés avec le coefficient budgétaire réel du produit en question sur la période d'estimation. Le modèle log-linéaire (LL) est préférable au modèle AIDS.

L'examen des figures 1 et 2 nous enseigne qu'une variation monotone du coefficient budgétaire réel d'un produit composite peut masquer deux évolutions de son marché entièrement différentes. Dans le premier cas, on assiste pour ainsi dire à l'expansion ou au déclin d'un

produit isolé ; et, dans le second cas, à la compétition entre des produits différents. Le premier type d'évolution s'accompagnera donc, plus vraisemblablement que le second, de variations de prix consécutives à des changements d'échelle ou à des investissements de capacité induits. Il se ramènera plus souvent au déplacement le long d'une courbe de demande fixe, si le changement de produit a eu lieu une fois pour toutes avant le début de la période d'estimation. S'il s'agit d'un déplacement assez important, l'élasticité-prix, alors, est susceptible de varier de manière significative. Ici encore, le modèle AIDS convient plutôt au premier cas de figure, et le modèle LL au second¹.

L'hypothèse d'innovation induite suggère que toutes les firmes consentiront des efforts d'innovation plus intenses si elles anticipent une croissance plus forte. Il en résultera une course à l'innovation plus rapide. La figure 2 s'appliquerait donc relativement plus souvent en période de forte croissance, et la figure 1 en période de croissance lente. Autrement dit, le modèle LL conviendrait relativement mieux à la période 1959-1973 et le modèle AIDS à la période 1974-1984. On vérifiera en effet aux tableaux 2.I et 2.II que le second a été préféré 13 fois seulement pendant la période I, contre 45 fois sur 134 pendant la période II.

¹ Si le modèle AIDS s'applique, l'élasticité-prix varie pendant la diffusion produit selon la formule :

$$\epsilon_{ii} = -1 + \frac{\gamma_{ii}}{w_i}$$

où γ_i est le coefficient constant du logarithme de la dépense permanente dans l'équation (8), ou dans l'équation (38) ci-après. Par contre, le modèle LL implique la constance de l'élasticité-prix.

Cette discussion a révélé que le choix d'un modèle de demande, soit LL, soit AIDS, est approximativement justifié dans deux cas de figure contrastés, et qu'il informe sur la fréquence des changements pendant la durée d'estimation. Il semble que le modèle AIDS ait le plus d'attraits si l'on observe, soit des variétés homogènes, soit des produits très agrégés. Mais le modèle LL ne peut être écarté si l'on observe des produits composites, mais désagrégés, sur des durées moyennes. Quoiqu'il en soit, ce sont ces deux modèles, particulièrement faciles à estimer, que nous testons et comparons systématiquement par la suite.

b) Problèmes de multicollinéarité et de spécification.

S'il y a des innovations de procédés induites, les équations (22) et (23) démontrent l'existence d'un problème de multicollinéarité dans les fonctions de demande temporelles. En effet, les prix d'offre relatifs sont corrélés entre eux et avec la dépense, en longue période. L'estimation des coefficients de régression et les mesures qui en découlent du biais de changement de produit et de l'effet-prix sont imprécises. Toutefois, les coefficients des composantes permanente et transitoire de la dépense totale du modèle de demande sans prix sont estimés avec précision. Pour le voir, il suffit par exemple de reprendre les équations (8) et (23) sous la forme suivante :

$$(36) \quad w_{it} = \alpha_i + \beta_i \ln y_t^p + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_{jt} + \delta_i \ln y_t^e + \epsilon_{it}$$

$$(37) \quad \ln p_{jt} = c_j^o + c_j \ln y_t^p + c_j' \ln y_t^e + \epsilon_{jt}' \quad ; \quad j = (1, \dots, n)$$

Reportons les expressions de $\ln p_{jt}$ tirées de (37) dans l'équation (36) :

$$(38) \quad w_{it} = \alpha'_i + \beta'_i \ln y_t^p + \delta'_i \ln y_t^e + u'_{it}$$

$$\text{avec : } \beta'_i = \beta_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} c_j \quad ; \quad \delta'_i = \delta_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} c'_j$$

$$\alpha'_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} c_j^o \quad ; \quad u'_{it} = \epsilon_{it} + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \epsilon'_{jt}$$

β'_i et δ'_i mesurent chacun l'influence totale d'une composante de la dépense, dans laquelle se conjugent un effet direct et des effets indirects par l'intermédiaire des prix. Ils séparent donc les effets permanents et transitoires des prix sur la demande. Et ils peuvent être estimés sans biais par les moindres carrés ordinaires, quoique la méthode soit inefficace si les variables omises dans (38) entraînent une autocorrélation des résidus.

L'équation (38) permet d'exprimer l'effet de diffusion en fonction des seules variables de dépense indépendantes, et en réimputant à chacune d'elles les composantes permanente et transitoire de l'effet-prix. En prenant la dérivée logarithmique de w_i par rapport au temps, on peut écrire :

$$(39) \quad D'_i = (d_i - 1) g(t)$$

$$\text{avec : } d_i = \left(\frac{\partial \ln x_i}{\partial \ln y^p} \right)_{y^e, u}$$

Il est naturel d'appeler d_i l'élasticité de diffusion puisqu'elle est reliée à l'effet de diffusion réel du produit i de la même façon que l'élasticité-dépense à prix constants est reliée au biais du changement de i par l'équation (19). L'élasticité de diffusion se calcule aisément en fonction des coefficients β'_i et c_i des modèles (38) et (37)¹ :

$$(40) \quad d_i = 1 + \frac{\beta'_i}{w_i} - c_i$$

Comme les coefficients β'_i et c_i peuvent être estimés sans biais, l'élasticité de diffusion est également déterminée sans biais et avec précision. Le test suivant a permis de le vérifier empiriquement. Les élasticités de diffusion ont été calculées pour chacun des 163 produits et les deux périodes, en se servant alternativement des deux modèles LL et AIDS sans prix. Les inégalités $d_i \geq 1$ et $d_i \geq \bar{d}$, $\bar{d}$ étant l'élasticité de diffusion de l'agrégat fonctionnel auquel appartient i , délimitent des classes de produits dont la diffusion est semblable durant la période considérée. Tous les produits ont été classés de la même façon, sans aucune exception, par les deux modèles de demande. Ce résultat n'est évidemment pas le fruit du hasard et il atteste la précision avec laquelle sont connues les élasticités de diffusion.

¹ Si l'équation de demande (36) est remplacée par une forme log-linéaire, et (37) conserve cette même forme, le modèle sans prix (38) est aussi log-linéaire. L'élasticité de diffusion est alors simplement mesurée par le coefficient de régression de $\ln y^p$:

$$(40bis) \quad d_i = \beta'_i$$

En revanche, les élasticités-dépense sont mal estimées si toutes ou partie des variables de prix pertinentes sont omises dans l'équation de demande. Leur estimateur incorpore des effets-prix parasites, et il comporte de ce fait un biais de spécification. Le même problème ne se pose pas pour l'estimation des élasticités-prix, les variables de dépenses étant toujours incluses. Il en résulte qu'il faut ajouter tous les prix direct et croisés pertinents pour estimer correctement les élasticités-dépense, mais que ce modèle ne permet pas d'estimer en même temps toutes les élasticités-prix avec précision. Le problème de spécification est crucial pour le calcul des élasticités-dépense, mais c'est le problème de multicollinéarité qui le devient pour celui des élasticités-prix directe et croisées. Comme nous voulons mesurer les biais de changement de produits, un grand soin doit être attaché à la spécification du modèle de demande et, en particulier, à l'inclusion des prix relatifs des substituts ou des compléments de chaque produit. Comme nous voulons également mesurer l'effet-prix relatif à chaque produit, il n'est pas nécessaire de connaître les élasticités-prix directe et croisées avec précision. On pourra estimer correctement l'effet-prix, selon (19), (26) et (39) et en négligeant le facteur exogène G_1 , par différence entre l'effet de diffusion et le biais du produit, que l'on sait tous deux évaluer convenablement :

$$(41) \quad E_i \simeq (d_i - e_i) g(t)$$

L'effet de diffusion réel D_i' et ses deux composantes essentielles B_i^P et E_i reçoivent de la sorte des mesures cohérentes et relativement précises.

Voici comment on a procédé cas par cas pour choisir le modèle de demande et les prix relatifs croisés pertinents. La dépense permanente, la dépense transitoire et le prix relatif direct ont été introduits systématiquement dans les régressions. Aucune variable retardée de dépense ou de prix, ni aucun terme supplémentaire d'offre ou de demande n'ont été ajoutés bien qu'il eût été facile d'en concevoir dans certains cas (par exemple, la part de la population active employée dans l'agriculture pourrait mieux expliquer les dépenses fictives d'auto-consommation alimentaire). Pour faciliter les comparaisons, les équations de demande ont toujours été estimées en niveaux. Dans ces conditions, la valeur du coefficient de Durbin-Watson (DW) fournit un test de spécification des modèles, simple mais satisfaisant. Celui-ci est accessoirement complété par le R^2 ajusté ($\bar{R}^2$), ou par le test-F de Fisher. L'autocorrélation positive, qui est la plus fréquente et la plus redoutable, révèle en effet très souvent, soit des variables omises, soit le choix d'une mauvaise forme fonctionnelle¹. L'inclusion du prix relatif d'un substitut ou d'un complément qui avait été omis et/ou la sélection d'une meilleure forme fonctionnelle (LL ou AIDS) peuvent, dans un cas de ce genre, améliorer la spécification du modèle et le test DW. Le petit nombre d'observations nous interdit cependant d'introduire plus de trois substituts ou compléments par régression. Les prix croisés pertinents ont été déterminés par essais et erreurs, et après plusieurs itérations pour en oublier le moins possible.

¹ Ce dernier problème est déjà réduit par le choix de deux périodes d'estimation homogènes de durées moyennes (15 et 11 ans, respectivement).

VIII- Résultats.

Notre méthode de mesure des biais techniques et des effets-prix relatifs aux produits de consommation suppose que l'on puisse, soit négliger, soit contrôler les facteurs d'offre et de demande exogènes qui contribuent aux effets de diffusion. L'insuffisance des degrés de liberté et le souci d'homogénéité dans la présentation des résultats nous ont conduit à négliger ces facteurs, a priori divers. Mais le fait que nous n'ayons écarté en définitive que 29 produits sur 163 (liste en annexe 2) confirme notre conjecture de la section 2 sur la prépondérance des facteurs d'offre. Encore faut-il ajouter que le rejet s'est fait a posteriori dans 9 cas seulement, soit parce que le modèle de demande était globalement rejeté par le test de Fisher, au moins pour l'une des deux périodes, soit parce que les estimations ont semblé vraiment trop sujettes à caution. Les 20 produits restants ont été éliminés a priori, soit parce qu'il y avait à l'évidence un facteur exogène omis (tous les 14 produits alimentaires auto-consommés, les aliments pour bébés, les vêtements d'enfants), soit parce que la définition du produit était floue (autres produits des industries diverses, récupération, autres services non marchands).

Les tableaux 2.I et 2.II présentent les principaux résultats en séparant les deux périodes d'estimation. Dans les colonnes 1 et 2, on trouve l'élasticité-dépense permanente et l'élasticité de diffusion (calculée sur un modèle sans prix ayant la même forme fonctionnelle que le modèle de demande). Les mesures, dérivées par application de (19) et (41), du biais de l'effet-prix sont indiquées ensuite dans les colonnes 3 et 4. Toutes les estimations sont faites au point moyen de la période. Les numéros des substituts ou compléments éventuellement introduits dans la régression figurent dans la colonne 5. Enfin, les trois dernières colonnes contiennent $\bar{R}^2$, DW, et le nom du modèle préféré (LL ou AIDS).

Tableau 2.I.

Principaux résultats des estimations par produit
sur la période 1959-1973

i	Nom du produit i	d_i	e_i	B_i^P	E_i	P_j	$\bar{R}^2$	DW	Modèle
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
1-	Pain	-0.54	-0.67	-7.21	0.56	5, 11	0.958	1.55	LL
2-	Pâtisserie fraîche	0.71	1.04	0.17	-1.42	3, 4	0.953	1.33	LL
4-	Biscuits, biscottes, pâtisserie industrielle	1.14	0.92	-0.35	0.95	-	0.994	1.88	LL
5-	Pâtes alimentaires et couscous	0.19	0.15	-3.67	0.17	34	0.993	1.96	LL
6-	Céréales secondaires	0.94	0.96	-0.17	-0.09	-	0.965	1.99	LL
7-	Aliments pour animaux	4.90	5.80	20.73	-3.89	17	0.973	2.10	AIDS
8-	Fruits tropicaux (n.c. agrumes)	0.34	0.29	-3.07	0.22	9	0.646	1.96	LL
9-	Fruits non tropicaux (y.c. agrumes)	0.62	1.69	2.98	-4.62	28, 37	0.882	1.48	LL
11-	Pommes de terre	0.03	0.54	-1.99	-2.20	12, 38	0.983	2.61	AIDS
12	Légumes frais	0.19	0.20	-3.45	-0.04	11	0.900	2.20	AIDS
15-	Oeufs	0.20	-0.51	-6.52	3.07	16, 17	0.835	1.89	LL
17-	Viande	0.21	0.94	-0.26	-3.15	16, 19, 40	0.934	2.21	LL
18-	Charcuterie et conserves de viande	0.88	0.75	-1.08	0.56	40	0.989	1.75	LL
19-	Volailles, lapins, gibiers	1.31	1.91	3.93	-2.59	15, 16	0.994	1.56	LL
24-	Laits liquides	0.13	0.12	-3.80	0.04	-	0.766	2.00	LL
25-	Produits laitiers frais	2.00	1.70	3.02	1.30	9	0.989	1.91	LL
26-	Fromages	1.14	0.90	-0.43	1.04	1, 25	0.996	2.45	LL
27	-Laits concentrés, laits secs	1.16	0.97	-0.13	0.82	24	0.956	2.28	LL

Tableau 2.I. (suite)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
28-Crèmes glacées	1.95	0.23	-3.32	7.43	25	0.959	1.89	LL
31-Beurre	0.50	0.59	-1.77	-0.39	1, 32	0.954	1.94	LL
32-Corps gras alimentaires (huile et margarine)	0.51	0.39	-2.63	0.52	-	0.984	1.68	AIDS
34-Légumes secs	-1.31	-0.88	-8.12	-1.86	5,11,12	0.972	2.01	LL
35-Produits animaux divers	1.11	1.89	3.84	-3.37	37	0.942	1.82	LL
36-Minéraux divers (sel)	0.35	-0.10	-4.75	1.94	-	0.983	1.62	AIDS
37-Conserves de fruits, confitures	1.27	2.59	6.87	-5.70	35, 46	0.945	2.85	LL
38-Conserves de légumes	1.93	2.77	7.64	-3.62	11, 34	0.977	1.94	LL
39-Conserves de poissons	0.85	1.59	2.55	-3.20	16, 40	0.982	2.23	LL
40-Plats cuisinés	1.43	1.73	3.15	-1.30	39	0.989	1.27	LL
41-Sucre	0.21	0.14	-3.71	0.30	-	0.812	1.57	LL
42-Chocolats, confiserie	1.30	0.89	-0.47	1.77	4	0.995	2.19	LL
43-Café, thé, chicorée, infusions	0.50	0.38	-2.68	0.52	Boissons	0.976	1.25	LL
44-Condiments, vinaigre, sauces préparées	1.02	0.24	-3.28	3.37	36	0.985	1.70	LL
46-Entremets, petits déjeuners, levure	1.12	0.99	-0.04	0.56	9, 25	0.984	2.22	LL
47-Bouillons, potages	1.47	0.58	-1.81	3.84	11, 12	0.971	2.06	LL
49-Vin CCM	-0.15	-0.22	-5.27	0.30	-	0.823	1.73	LL
50-Alcool	-0.16	0.01	-4.27	-0.73	51, 52	0.912	2.62	LL

Tableau 2.I (suite)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
51- Eau de vie	1.23	3.50	10.80	-9.80	50, 52	0.980	2.51	LL
52- Liqueurs et apéritifs	1.72	1.36	1.55	1.55	51	0.985	2.52	LL
54- Champagnes et mousseux	1.37	2.22	5.27	-3.67	-	0.986	1.70	LL
55- Bières	0.69	0.59	-1.77	0.43	56	0.932	2.34	LL
56- Cidres	-0.92	-0.82	-7.86	-0.43	55	0.933	2.35	LL
57- Jus de fruits et de légumes	3.04	2.56	6.74	2.07	58	0.971	1,92	LL
58- Boissons non alcoolisées élaborées	1.83	1.85	3.67	-0.09	-	0.983	2.39	LL
59- Eaux minérales	1.82	2.46	6.30	-2.76	-	0.988	2.25	LL
63- Produits de la sylviculture	-1.41	-1.97	-12.82	2.42	67, 68	0.998	1.88	LL
64- Houille	-1.36	-1.55	-11.10	0.82	65	0.848	1.77	LL
65- Coke	-2.73	-3.74	-20.47	4.36	64	0.873	2.53	LL
66- Fuels	3.40	1.59	2.55	7.82	68	0.995	2.07	LL
67- Gaz de pétrole liquéfiés	1.73	1.54	2.33	0.82	-	0.999	2.19	LL
68- Electricité	2.50	2.00	4.32	2.16	66	0.996	2.10	LL
69- Gaz distribué	2.18	1.90	3.89	1.21	67	0.998	2.19	LL
70 Eau, chauffage urbain	1.42	0.77	-0.99	2.81	-	0.994	2.18	LL
71- Carburants, lubrifiants	2.61	2.33	5.74	1.21	142, 143	0.998	1.96	LL

Tableau 2.I (suite)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
73-Produits de la bonneterie	1.57	1.55	2.37	0.09	82, 83	0.982	2.27	LL
74-Linge de maison	0.30	0.04	-4.15	1.12	-	0.959	1.63	AIDS
75-Voilages	0.86	-0.44	-6.22	5.61	76	0.977	2.33	LL
76-Tissus	0.59	-0.26	-5.44	3.54	-	0.983	1.87	LL
77-Ouvrages tissés en laine	0.29	0.09	-3.93	0.86	-	0.873	2.03	AIDS
78-Autres ouvrages en filés	0.49	0.07	-4.02	1.81	-	0.986	1.75	AIDS
79-Tapis	1.82	0.57	-1.86	5.40	88	0.994	1.77	LL
80 Articles en cuir	1.19	0.90	-0.43	1.25	-	0.984	1.57	LL
81-Chaussures	0.72	0.94	-0.26	-0.95	110	0.985	2.26	LL
82 Vêtements masculins	0.92	0.47	-2.29	1.94	80	0.985	2.11	LL
83-Vêtements féminins	0.86	0.26	-3.20	2.59	80	0.987	2.42	LL
85-Habillement sur mesure	0.68	0.93	-0.30	-1.08	82	0.935	2.67	LL
86-Chemiserie, lingerie	0.63	0.31	-2.98	1.38	-	0.972	2.04	AIDS
87-Autres articles d'habillement	0.68	1.24	1.04	-2.42	-	0.917	1.40	LL

Tableau 2.I (suite)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
88-Meubles	1.72	2.06	4.58	-1.47	99,133,134	0.996	2.31	LL
89-Réfrigérateurs, machines à laver, lave-vaisselle	2.35	0.33	-2.89	8.72	114	0.990	2.16	LL
91-Autres appareils d'équipement ménager	1.66	1.66	2.85	0	-	0.979	2.13	LL
92-Voitures	2.11	-0.15	-4.97	9.76	71	0.998	1.81	LL
93-Caravanes et remorques	2.70	2.07	4.62	2.72	92	0.995	2.53	LL
94-Motocycles et cycles	0.73	1.38	1.64	-2.81	92	0.911	1.49	LL
95-Radios, téléviseurs	2.33	4.07	13.26	-7.51	-	0.968	2.03	LL
96-Appareils d'enregistrement et de reproduction du son	3.60	5.30	18.57	-7.34	95,123,157	0.992	2.07	LL ^{53.}
97-Produits de la première transformation de l'acier	1.00	1.51	2.20	-2.20	99,132	0.993	2.04	LL
98-Métaux non ferreux (alu.)	1.31	1.47	2.03	-0.69	132	0.984	1.68	LL
99-Quincaillerie, outillage à main	1.37	1.43	1.86	-0.26	-	0.976	1.45	LL
100-Coutellerie, articles de ménage	1.46	1.66	2.85	-0.86	-	0.985	1.82	LL
101-Machines agricoles (motoculteurs)	2.03	-0.16	-5.01	9.46	134	0.982	2.16	LL
102-Machines de bureau	1.56	0.96	-0.17	2.59	-	0.892	2.70	LL
103-Matériel d'éclairage et d'installation	1.81	1.85	3.67	-0.17	-	0.989	2.03	LL
104-Piles	1.92	1.30	1.30	2.68	68	0.985	1.81	LL
105-Lampes et tubes	1.68	0.57	-1.86	4.79	68,103	0.978	2.01	LL
106-Horlogerie	1.42	1.50	2.16	-0.35	-	0.991	1.98	LL

Tableau 2.I (suite)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
107-Appareils de photo et de cinéma	2.36	4.23	13.95	-8.07	116	0.961	1.84	LL
108-Autre matériel de précision	1.47	1.98	4.23	-2.20	106	0.983	1.84	LL
109-Jeux, jouets	2.65	0.89	-0.47	7.60	-	0.996	1.64	LL
110-Articles de sport	2.88	4.31	14.29	-6.17	109	0.997	1.77	LL
111-Bijouterie, joaillerie	1.57	1.56	2.42	0.04	-	0.991	2.03	LL
113-Produits chimiques minéraux (engrais)	1.53	1.81	3.50	-1.21	-	0.974	2.53	LL
115-Produits d'entretien	1.82	1.44	1.90	1.64	114	0.996	1.95	LL
116-Surfaces sensibles	2.17	2.03	4.45	0.60	-	0.998	1.79	LL
117-Parfumerie	2.87	2.89	8.16	-0.09	111	0.994	1.96	LL
118-Autres produits de la parachimie	1.02	0.67	-1.42	1.51	134	0.978	1.98	AIDS
120-Papiers, cartons	1.49	1.29	1.25	-0.43	-	0.992	1.63	LL
121-Produits de l'imprimerie et de l'édition	1.35	2.39	6.00	-4.49	95	0.976	1.66	LL
122-Produits de la presse	0.25	0.40	-2.59	-0.65	-	0.921	1.94	LL
123-Disques, bandes et cassettes enregistrées	2.62	3.37	10.23	-3.24	-	0.983	1.48	LL
124-Spécialités pharmaceutiques humaines	2.36	3.40	10.36	-4.49	137	0.998	2.10	LL
125-Tabac	0.63	0.40	-2.59	0.99	-	0.992	1.61	AIDS
126-Fleurs, plantes et graines	1.82	2.19	5.14	-1.60	88, 113, 134	0.999	1.84	LL
127-Pierres de construction	1.80	0.96	-0.17	3.63	133	0.991	2.21	LL

Tableau 2.I (suite)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
129-Verre	1.08	1.20	0.86	-0.52	-	0.996	2.11	LL
130-Produits du travail mécanique du bois	0.79	0.83	-0.73	-0.43	-	0.923	1.81	LL
131-Pneumatiques et ouvrages en caoutchouc	1.68	1.21	0.91	2.03	92	0.993	2.15	LL
132-Produits de la transformation des plastiques	2.29	1.86	3.71	1.86	98	0.998	2.20	LL
133-Bâtiment et génie civil (petit entretien)	1.40	0.66	-1.47	3.20	134	0.990	1.23	LL
134-Location de logement (loyers réels et fictifs)	1.35	1.29	1.25	0.26	143	0.999	1.58	LL
135-Cures et réadaptation fonctionnelle	0.82	1.38	1.64	-2.42	-	0.959	1.26	LL
136-Analyses	2.67	2.63	7.04	0.17	-	0.993	2.18	LL
137-Médecins et dispensaires	1.11	0.89	-0.47	0.95	-	0.965	1.85	LL
138-Dentistes, sauf dispensaires	1.28	1.49	2.12	-0.91	137, 141	0.962	2.08	LL
139-Auxiliaires, sauf dispensaires	3.26	3.03	8.77	0.99	-	0.993	1.74	LL
140-Ambulances	2.43	2.27	5.48	0.69	-	0.982	1.60	LL
141-Hôpitaux, cliniques	1.61	1.69	2.98	-0.35	-	0.993	1.44	LL
142-Transports ferroviaires de voyageurs	0.20	0.33	-2.89	-0.56	144	0.885	2.19	LL
143-Transports urbains de voyageurs	-0.31	-0.03	-4.45	-1.21	-	0.875	1.53	LL
146-Transports aériens	1.82	4.41	14.72	-11.18	71	0.986	3.04	LL

Tableau 2.I (suite)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
147-Services annexes des transports	1.45	2.36	5.87	-3.93	142,146	0.985	1.35	LL
148-Télécommunications et postes	1.44	1.42	1.81	0.09	-	0.991	1.55	LL
149-Services des hôtels, cafés, restaurants	0.40	0.73	-1.17	-1.42	-	0.988	2.14	LL
151-Réparations d'automobiles	1.26	0.96	-0.17	1.30	92	0.996	1.96	LL
152-Autres réparations	-0.01	-0.30	-5.61	-1.34	-	0.958	1.47	AIDS
153-Services rendus principalement aux entreprises	0.61	-0.15	-4.97	3.28	-	0.935	1.91	LL
154 Locations sauf logement	2.40	3.19	9.46	-3.41	95	0.995	2.11	LL
155-Enseignement marchand	1.05	1.35	1.51	-1.30	92	0.996	2.25	LL
156-Vétérinaires	1.38	1.49	2.12	-0.43	-	0.956	1.40	LL
157-Autres services marchands divers	0.58	1.74	3.20	-5.01	95,123	0.970	2.02	LL
158-Laveries, blanchisseries, teintureries	0.17	0.22	-3.37	-0.22	89	0.987	1.90	AIDS
159-Coiffure et esthétique corporelle	0.92	2.23	5.31	-5.66	82,83	0.973	2.01	LL
160-Assurances et mutualités	1.63	2.28	5.53	-2.81	151	0.987	2.23	LL
161-Services des organismes financiers	0.33	2.80	7.77	-10.67	160	0.446	1.64	LL
162-Services domestiques	0.44	0.42	-6.13	-0.09	89,153	0,999	1,80	LL

Tableau 2.II
Principaux résultats des estimations par produit
sur la période 1974-1984

i	Nom du produit	i	d_i	e_i	B_i^P	E_i	p_j	$\bar{R}^2$	DW	modèle
			(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
1	Pain		-0.45	-1.17	-5.20	1.73	5, 11	0.982	2.74	LL
2	Pâtisserie fraîche		0.32	-0.89	-4.53	2.90	3	0.704	1.95	LL
4	Biscuits, biscottes, pâtisserie industrielle		0.43	1.09	0.22	-1.58	1	0.981	1.76	AIDS
5	Pâtes alimentaires et couscous		0.15	0.22	-1.87	-0.17	11	0.992	2.87	LL
6	Céréales secondaires		1.04	0.72	-0.67	0.77	11	0.994	2.82	LL
7	Aliments pour animaux		4.34	3.25	5.40	2.61	17, 24	0.998	2.80	LL
8	Fruits tropicaux (n.c. agrumes)		-0.37	-0.57	-3.29	0.48	9	0.958	2.14	AIDS
9	Fruits non tropicaux (y.c. agrumes)		-0.78	-0.26	-3.02	-1.25	25, 37	0.817	1.53	LL
11	Pommes de terre		-0.91	-0.58	-3.79	-0.79	5	0.956	1.46	AIDS
12	Légumes frais		-0.62	-0.57	-3.76	-0.12	11, 34	0.891	3.07	LL
15	Oeufs		0.27	-0.86	-4.46	2.71	16, 19	0.995	2.41	AIDS
17	Viande		0.39	0.43	-1.37	-0.10	15, 40	0.936	1.66	LL
18	Charcuterie et conserves de viande		1.13	1.05	0.12	0.19	40	0.998	1.65	LL
19	Volailles, lapins, gibiers		0.88	0.72	-0.67	0.38	-	0.981	2.38	LL
24	Laits liquides		0.49	0.65	-0.84	-0.38	27	0.957	2.22	LL
25	Produits laitiers frais		1.73	1.51	1.22	0.53	28	0.899	1.68	LL
26	Fromages		0.78	0.78	-0.53	0	-	0.981	2.13	LL
27	Laits concentrés, laits secs		-1.06	-0.53	-3.67	-1.27	24	0.944	2.43	LL

Tableau 2.II (suite)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
28- Crèmes glacées	2.52	2.44	3.45	0.19	25	0.985	1.83	LL
31- Beurre	-0.43	-0.86	-4.46	1.03	-	0.991	2.15	AIDS
32- Corps gras alimentaires (huile et margarine)	0.25	1.29	0.70	-2.49	31	0.942	1.92	AIDS
34- Légumes secs	-1.20	-0.14	-2.73	-2.54	12, 38	0.973	2.20	LL
35- Produits animaux divers	0.65	0.45	-1.32	0.48	-	0.979	2.75	AIDS
36- Minéraux divers (sel)	0.16	0.25	-1.80	-0.22	-	0.993	2.48	AIDS
37- Conserves de fruits, confitures	0.75	0.71	-0.70	0.10	46	0.942	2.62	LL
38- Conserves de légumes	0.25	0.19	-1.94	0.14	34	0.923	2.86	LL
39- Conserves de poissons	0.23	0.78	-0.53	-1.32	16, 40	0.937	2.40	AIDS ^{5.8}
40- Plats cuisinés	1.09	1.24	0.58	-0.36	18, 39	0.978	2.23	LL
41- Sucre	-1.01	-1.08	-4.99	0.17	-	0.872	2.25	LL
42- Chocolats, confiserie	0.80	0.70	-0.72	0.24	-	0.822	1.48	LL
43- Café, thé, chicorée, infusions	0.41	0.54	-1.10	-0.31	46	0.984	2.14	AIDS
44- Condiments, vinaigre, sauces préparées	1.82	2.74	4.17	-2.21	-	0.971	1.82	LL
46- Entremets, petits déjeuners, levure	0.49	0.36	-1.53	0.31	25, 28	0.843	2.46	LL
47- Bouillons, potages	-0.43	-0.43	-3.43	0	11	0.931	3.16	LL
49- Vin CCM	-0.62	-0.46	-3.50	-0.38	55, 56	0.957	1.93	LL
50- Alcool	-0.19	-0.15	-2.76	-0.10	-	0.810	1.95	LL

Tableau 2.II (suite)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
51- Eau de vie	-0.08	0.63	-0.89	-1.70	50, 52	0.945	3.17	AIDS
52- Liqueurs et apéritifs	-0.13	0.30	-1.68	-1.03	53	0.983	2.65	AIDS
54- Champagnes et mousseux	1.06	1.05	0.12	0.02	-	0.968	2.07	LL
55- Bières	-0.06	0.76	-0.58	-1.97	56, 59	0.948	2.02	AIDS
56- Cidres	-0.59	0.79	-0.50	-3.31	49, 59	0.884	3.17	AIDS
57- Jus de fruits et de légumes	2.75	1.86	2.06	2.13	50, 52	0.979	3.00	LL
58- Boissons non alcoolisées élaborées	-0.03	-0.02	-2.45	-0.02	-	0.702	1.32	AIDS
59- Eaux minérales	0.12	0.74	-0.62	-1.49	58	0.675	1.47	AIDS ⁵⁹
63- Produits de la sylviculture	-2.62	-4.81	-13.93	5.25	66, 67	0.981	2.12	LL
64- Houille	-2.87	0.86	-0.34	-8.94	65	0.925	1.69	LL
65- Coke	-1.84	1.79	1.89	-8.70	-	0.950	1.73	LL
66- Fuels	-2.17	-2.10	-7.43	-0.17	67	0.946	2.55	LL
67- Gaz de pétrole liquéfiés	-0.01	-1.01	-4.82	2.40	66	0.935	2.01	AIDS
68- Electricité	3.01	3.80	6.71	-1.89	66, 69	0.997	1.90	LL
69- Gaz distribué	1.99	1.97	2.33	0.05	-	0.956	1.92	LL
70- Eau, chauffage urbain	0.80	0.56	-1.06	0.58	66, 68	0.953	2.68	LL
71- Carburants, lubrifiants	0.48	1.54	1.29	-2.54	142, 143, 144	0.973	2.61	LL

Tableau 2.II (suite)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
73-Produits de la bonneterie	-0.01	-0.47	-3.53	-1.15	83	0.955	1.37	AIDS
74-Linge de maison	-0.02	-1.41	-5.78	3.33	134	0.914	1.96	AIDS
75-Voilages	0.05	-0.59	-3.81	1.53	76, 134	0.966	2.15	AIDS
76-Tissus	-0.77	-0.52	-3.64	-0.60	83	0.892	1.72	LL
77-Ouvrages tissés en laine	0.48	-1.68	-6.19	5.18	-	0.903	1.16	AIDS
78-Autres ouvrages en filés	-0.50	0.24	-1.82	-1.77	77	0.748	2.30	LL
79-Tapis	0.10	1.80	1.92	-4.08	88, 134	0.847	1.67	AIDS
80-Articles en cuir	0.09	0.30	-1.68	-0.50	82, 83	0.972	2.11	AIDS
81-Chaussures	0.33	0.40	-1.44	-0.17	-	0.855	1.51	AIDS
82-Vêtements masculins	0.15	0.65	-0.84	-1.20	80, 86	0.991	2.03	AIDS
83-Vêtements féminins	0.30	1.72	1.73	-3.41	73, 86	0.964	2.62	AIDS
85-Habillement sur mesure	0.02	-0.25	-3.00	0.65	-	0.969	2.11	AIDS
86-Chemiserie, lingerie	0.01	2.54	3.69	-6.07	78, 82, 83	0.986	2.77	AIDS
87-Autres articles d'habillement	0.29	0.18	-1.97	0.26	-	0.895	1.99	LL

Tableau 2.II (suite)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
88-Meubles	1.06	4.26	7.82	-7.67	133, 134	0.923	2.32	LL
89-Réfrigérateurs, machines à laver, lave-vaisselle	0.26	1.84	2.01	-3.79	90, 114	0.930	2.55	AIDS
91 Autres appareils d'équipement ménager	0.48	-0.06	-2.54	1.29	-	0.990	1.68	AIDS
92-Voitures	1.65	2.76	4.22	-2.66	71	0.869	2.44	LL
93-Caravanes et remorques	0.05	3.20	5.28	-7.55	134	0.836	1.89	LL
94-Motocycles et cycles	-0.90	-3.17	-10.00	5.44	92	0.743	2.01	AIDS
95-Radios, téléviseurs	2.85	3.51	6.02	-1.58	-	0.984	1.94	LL
96-Appareils d'enregistrement et de reproduction du son	5.63	2.53	3.67	7.43	92, 95, 157	0.889	3.18	AIDS
97-Produits de la première transformation de l'acier	0.31	-0.19	-2.85	1.20	-	0.961	2.58	AIDS
98-Métaux non ferreux (alu.)	2.98	3.60	6.23	-1.49	99, 132	0.941	1.98	LL
99-Quincaillerie, outillage à main	-0.86	-1.43	-5.83	1.37	97, 130	0.994	2.78	AIDS
100-Coutellerie, articles de ménage	-0.38	-0.42	-3.41	0.10	-	0.941	2.40	AIDS
101-Machines agricoles (motoculteurs)	-1.10	-0.00	-2.40	-2.64	134	0.959	2.41	AIDS
102-Machines de bureau	1.70	4.23	7.75	-6.07	-	0.882	2.21	LL
103-Matériel d'éclairage et d'installation	-0.82	-0.54	-3.69	-0.67	88	0.951	2.43	AIDS
104-Piles	-0.16	0.81	-0.46	-2.33	68	0.919	2.75	LL
105-Lampes et tubes	0.30	0.47	-1.27	-0.41	103	0.842	2.60	LL
106-Horlogerie	1.11	2.22	2.93	-2.66	87	0.946	2.48	LL

Tableau 2.II (suite)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
107-Appareils de photo et de cinéma	1.35	-0.31	-3.14	3.98	116	0.938	3.41	AIDS
108-Autre matériel de précision	2.43	2.09	2.61	0.82	-	0.952	2.24	LL
109-Jeux, jouets	1.71	1.65	1.56	0.14	110	0.972	2.12	LL
110-Articles de sport	0.60	1.49	1.18	-2.13	-	0.940	2.57	AIDS
111-Bijouterie, joaillerie	-1.32	-0.22	-2.93	-2.64	117	0.828	2.19	LL
113-Produits chimiques minéraux (engrais)	1.09	1.34	0.82	-0.60	126,134	0.979	1.97	LL
115-Produits d'entretien	0.61	0.82	-0.43	-0.50	134	0.993	1.76	LL
116-Surfaces sensibles	2.33	0.35	-1.56	4.75	107	0.974	1.31	LL
117-Parfumerie	0.84	1.30	0.72	-1.10	111	0.950	2.10	LL
118-Autres produits de la parachimie	0.05	0.10	-2.16	-0.12	-	0.942	1.19	AIDS
120-Papiers, cartons	1.34	1.31	0.74	0.07	-	0.986	1.95	LL
121 Produits de l'imprimerie et de l'édition	0.38	1.55	1.56	-3.05	95	0.945	2.32	LL
122-Produits de la presse	1.09	-0.73	-4.15	4.36	95	0.960	2.06	LL
123-Disques, bandes et cassettes enregistrées	2.06	0.66	-0.82	3.36	95,157	0.974	3.19	LL
124-Spécialités pharmaceutiques humaines	2.25	-0.38	-3.31	6.31	137	0.963	2.49	LL
125-Tabac	0.91	0.91	-0.22	0	-	0.949	2.23	LL
126-Fleurs, plantes et graines	0.54	1.11	0.26	-1.37	88	0.800	1.38	LL
127-Pierres de construction	0.59	1.06	0.14	-1.13	133,134	0.941	2.04	LL

Tableau 2.II (suite)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
129- Verre	0.19	0.84	-0.38	-1.56	134	0.979	1.54	AIDS
130- Produits du travail mécanique du bois	0.58	0.60	-0.96	-0.05	-	0.894	2.78	AIDS
131- Pneumatiques et ouvrages en caoutchouc	0.63	0.66	-0.82	-0.07	-	0.963	2.87	LL
132- Produits de la transformation des plastiques	-0.02	-1.40	-5.76	3.31	-	0.939	2.08	AIDS
133- Bâtiment et génie civil (petit entretien)	0.35	0.51	-1.18	-0.38	-	0.399	1.64	LL
134- Location de logement (loyers réels et fictifs)	1.62	0.59	-0.98	2.47	149	0.995	2.16	LL 9
135- Cures et réadaptation fonctionnelle	1.30	-0.30	-3.12	3.84	139	0.902	1.46	LL
136- Analyses	3.63	3.63	6.31	0	137,141	0.979	1.58	LL
137- Médecins et dispensaires	1.81	0.52	-1.15	3.09	124,141	0.985	2.38	LL
138- Dentistes, sauf dispensaires	1.98	2.67	4.00	-1.65	137,141	0.981	2.55	LL
139- Auxiliaires, sauf dispensaires	1.97	-0.42	-3.41	5.73	135,137	0.962	1.58	LL
140- Ambulances	3.11	0.84	-0.38	5.44	141	0.979	2.63	LL
141- Hôpitaux, cliniques	2.48	2.51	3.62	-0.07	-	0.992	2.27	LL
142- Transports ferroviaires de voyageurs	0.56	1.25	0.60	-1.65	144,146	0.912	2.63	LL
143- Transports urbains de voyageurs	1.30	1.44	1.06	-0.34	92,134	0.993	1.92	LL
146- Transports aériens	2.91	1.48	1.15	3.43	71,92,142	0.982	2.40	LL

Tableau 2.II (suite)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
147-Services annexes des transports	1.48	1.64	1.53	-0.38	142	0.992	2.94	LL
148-Télécommunications et postes	4.96	3.31	5.54	3.96	-	0.994	2.52	LL
149-Services des hôtels, cafés, restaurants	0.53	1.17	0.41	-1.53	Alimentation	0.992	3.32	LL
151-Réparations d'automobiles	0.88	0.41	-1.42	1.13	-	0.986	1.27	LL
152-Autres réparations	0.67	0.66	-0.82	0.02	-	0.842	2.21	LL
153-Services rendus principalement aux entreprises	0.22	2.14	2.73	-4.60	-	0.770	1.42	LL
154 Locations sauf logement	4.87	6.92	14.20	-4.92	95, 162	0.993	2.03	LL
155-Enseignement marchand	1.01	-0.01	-2.42	2.45	94	0.842	2.99	LL
156-Vétérinaires	1.93	1.06	0.14	2.09	119	0.974	1.96	LL
157 Autres services marchands divers	1.02	1.29	0.70	-0.65	-	0.987	2.22	LL
158 Laveries, blanchisseries, teintureries	-0.98	0.10	-2.59	-2.11	114	0.903	1.22	AIDS
159-Coiffure et esthétique corporelle	0.41	1.05	0.12	-1.53	82,83,117	0.997	3.38	LL
160-Assurances et mutualités	0.33	2.88	4.51	-6.11	151	0.840	1.96	LL
161-Services des organismes financiers	2.14	-0.24	-2.97	5.71	160	0.878	2.35	LL
162-Services domestiques	-1.01	-0.11	-2.66	-2.16	153	0.976	2.06	LL

On est d'abord frappé par le grand nombre de cas de substituabilité ou de complémentarité à ce niveau de désagrégation. La spécification du modèle de demande a été substantiellement améliorée, dans 70% des cas, par l'addition d'un prix croisé ou plus. Et cette proportion est évidemment sous-estimée. Il en résulte que les élasticités-dépense seraient la plupart du temps mal estimées si l'on tenait seulement compte du prix direct en omettant les prix croisés. En effet, la comparaison des deux modèles, avec et sans effet croisé¹, montre que l'élasticité-dépense permanente estimée par le second est en général très différente de la vraie valeur, et qu'elle est même très souvent plus éloignée de cette dernière que de l'élasticité de diffusion fournie par le modèle sans prix ! Ce résultat a de quoi inquiéter quand on sait le crédit généralement attribué aux estimations d'élasticités-revenu dans les études économétriques. On note ensuite que, bien souvent, les substituts et compléments d'un produit changent d'une période à l'autre. Ou encore, tel bien qui semblait être un substitut devient un complément, et vice-versa. Mais le problème de multicollinéarité obère à tel point la mesure des élasticités-prix qu'il vaut mieux ne pas attacher ici trop d'importance à ce dernier point. L'observation des changements dans les relations de substituabilité ou de complémentarité serait un objet d'étude passionnant dont nous ne pouvons donner, faute de place, qu'un bref aperçu et que nous laissons au lecteur intéressé le soin d'approfondir. Remarquons simplement, à

¹ Les résultats du modèle avec prix direct mais sans prix croisé ne sont pas présentés, faute de place.

titre d'illustration, que la pomme de terre, jadis considérée comme un légume, devient un féculent, que les jus de fruits et de légumes, après avoir été substitués des boissons non alcoolisées élaborées, se sont mis à remplacer l'alcool et les apéritifs, ou enfin que les disques et cassettes passent aujourd'hui, alors qu'ils ne l'étaient pas à l'origine, pour des compléments de la radio, de la télévision et autres spectacles. On entrevoit, derrière ces changements d'attitudes, des changements de clientèle. Ce qui pourrait aussi expliquer pourquoi, lorsqu'on estime des fonctions de demande désagrégées une à une, les conditions de symétrie imposées par la théorie de la demande semblent rarement respectées¹. Un exemple fictif le justifiera simplement. Considérons les jus de fruits et l'alcool. La consommation des jeunes représente, disons, 90% des ventes de jus de fruits ; et seulement 10% des ventes d'alcool. Le reste des ventes est le fait des adultes. Si les jeunes considèrent ces deux boissons comme un substitut, et les adultes comme un complément (ceux-ci ont l'habitude de boire du jus de fruits au petit déjeuner, et de l'alcool en guise d'apéritif), on conçoit aisément que l'alcool puisse apparaître comme un substitut des jus de fruits (c'est-à-dire sur un marché de jeunes) alors que les jus de fruits apparaîtraient comme un complément de l'alcool (c'est-à-dire sur un marché d'adultes). Ce résultat paradoxal est simplement un effet d'agrégation, qui peut se manifester si des produits ne sont pas consommés par tout le monde.

¹ Les conditions de symétrie de Slutsky s'écrivent : $w_i \epsilon_{ij} = w_j \epsilon_{ji}$. Elles impliquent notamment que les deux élasticités-prix croisées symétriques ϵ_{ij} et ϵ_{ji} aient le même signe, c'est-à-dire que deux produits soient intrinsèquement substituables ou complémentaires.

Chaque fois que survient une innovation, on assiste à une brusque augmentation, soit du biais technique s'il s'agit d'innovation de produit, soit de l'effet-prix s'il s'agit d'innovation de procédé, soit des deux en même temps si les deux sortes d'innovations se conjuguent. Il est possible de repérer ce phénomène en comparant les estimations du biais technique et de l'effet-prix pour les deux périodes consécutives 1959-1973 et 1974-1984. Par différence entre les termes correspondants des tableaux 2.II et 2.I, on dresse immédiatement les listes respectives des innovations de produits et des innovations de procédés survenues entre ces deux périodes. Rappelons cependant que cette méthode ne saisit pas directement les innovations de procédés, mais leurs effets sur la diffusion réelle des produits (voir l'équation (27)). Cette mesure exagère vraisemblablement les innovations de procédés à cause de la liaison statistique positive entre l'amplitude de ces dernières et l'élasticité-prix directe (voir notre discussion de la section 7).

Le tableau 3 énumère les innovations de produits et les innovations d'effet-prix, ces dernières servant d'indicateur des innovations de procédés. Il indique aussi les innovations toutes causes confondues. Ont été comptés comme des innovations tous les produits inclus dans les tableaux 2.I et 2.II et tels que $\Delta B_i^P > 0$, $\Delta E_i > 0$, ou $\Delta D_i' = \Delta B_i^P + \Delta E_i > 0$ respectivement ($\Delta x = x(II) - x(I)$). Les produits dont le biais, l'effet-prix, ou l'effet de diffusion réel n'augmente pas de plus de 1% sont mis entre parenthèses. Si cette augmentation dépasse 6%, on ajoute deux astérisques, et si elle est comprise entre 3 et 6%, une seule astérisque. L'examen des innovations apporte trois conclusions importantes. On observe en premier lieu que la majorité des innovations s'opposent aux tendances d'évolution défavorables qui caractérisaient antérieurement le produit. Sur un

Tableau 3

INNOVATIONS DE 1974-1984 PAR RAPPORT A 1959-1973.I - Innovations de produits.

pain - (biscuits, biscottes, pâtisserie industrielle) - pâtes alimentaires et couscous - oeufs - charcuterie et conserves de viande - laits liquides - crèmes glacées** - corps gras alimentaires (huile et margarine)* - légumes secs* - minéraux divers - café, thé, chicorée, infusions - condiments, vinaigre, sauces préparées** - vin - alcool -bières -cidres** -houille** - coke** - électricité - voilages - tissus - autres ouvrages en filés -tapis* - vêtements masculins -vêtements féminins* -chemiserie, lingerie** -meubles* -réfrigérateurs, machines à laver, lave-vaisselle* -voitures** -(caravanes et remorques) -métaux non ferreux (alu.)* - machines agricoles (motoculteurs) -machines de bureau** -(lampes et tubes) -(horlogerie) - jeux, jouets -tabac - (pierres de construction) -(bâtiment et génie civil (petit entretien)) -dentistes, sauf dispensaires -(hôpitaux, cliniques) - transports ferroviaires de voyageurs* -transports urbains de voyageurs* -télécommunications et postes* services des hôtels, cafés, restaurants -autres réparations* -services rendus principalement aux entreprises** -locations sauf logement* - (laveries, blanchisseries, teintureries) -services domestiques* -

II - Innovations d'effets-prix (procédés).

pain - pâtisserie fraîche* - (céréales secondaires) - aliments pour animaux** - (fruits tropicaux (n.c. agrumes)) - fruits non tropicaux (y.c. agrumes)* - pommes de terre - viande* - volailles, lapins, gibiers - beurre - produits animaux divers (miel)* - conserves de fruits, confitures* - conserves de légumes* - conserves de poissons - (plats cuisinés) - (alcool) -eau de vie** - champagnes et mousseux* - (jus de fruits et de légumes) - (boissons non alcoolisées élaborées) - eaux minérales -produits de la sylviculture - gaz de pétrole liquéfiés - linge de maison - ouvrages tissés en laine* - (chaussures) - habillement sur mesure - autres articles d'habillement - autres appareils d'équipement ménager - motocycles et cycles** - radios, téléviseurs* -appareils d'enregistrement et de reproduction du son** - produits de la première transformation de l'acier* -quincaillerie, outillage à main* - (coutellerie, articles de ménage) - appareils de photo et de cinéma** - autre matériel de précision* - articles de sport* - (produits chimiques minéraux (engrais)) - surfaces sensibles* - (papiers, cartons) - produits de l'imprimerie et de l'édition - produits de la presse* -disques, bandes et cassettes enregistrées** -spécialités pharmaceutiques humaines** -(fleurs, plantes et graines) -(produits du travail mécanique du bois)- produits de la transformation des plastiques - location de logement (loyers réels et fictifs) - cures et réadaptation fonctionnelle** -médecins et dispensaires -auxiliaires, sauf dispensaires* -ambulances* - (hôpitaux, cliniques) - (transports urbains de voyageurs) - transports aériens** -services annexes des transports* -télécommunications et postes* -autres réparations - enseignement marchand* -vétérinaires -autres services marchands divers* -coiffure et esthétique corporelle* -services des organismes financiers**.

Tableau 3 (suite)

III - Innovations au sens large

pain* - pâtes alimentaires et couscous - (céréales secondaires) -
 (fruits tropicaux (n.c. agrumes)) - oeufs -viande -(charcuterie
 et conserves de viande) - laits liquides - (corps gras
 alimentaires) - légumes secs* - (minéraux divers) - (café, thé,
 chicorée, infusions) -condiments, vinaigre, sauces préparées -vin
 - alcool - cidres* - produits de la sylviculture -(houille) -
 coke** - (linge de maison) -ouvrages tissés en laine - métaux non
 ferreux (alu.)* -autre matériel de précision - produits de la
 presse* - tabac -(produits du travail mécanique du bois) - cures
 et réadaptation fonctionnelle - médecins et dispensaires -
 dentistes, sauf dispensaires - (hôpitaux, cliniques) -transports
 ferroviaires de voyageurs - transports urbains de voyageurs** -
 transports aériens - télécommunications et postes** -services des
 hôtels, cafés, restaurants - autres réparations** -locations sauf
 logement* - (vétérinaires) -autres services marchands divers -
 services des organismes financiers* - services domestiques -

total dans 50 innovations de produits, 9 seulement étaient des produits de luxe au cours de la première période, et 16 étaient même des biens inférieurs ; sur un total de 64 innovations d'effet-prix, 15 seulement avaient un effet-prix positif au départ ; et enfin, sur un total de 41 innovations au sens large, 10 seulement étaient déjà en expansion. L'innovation permet parfois d'inverser la tendance antérieure (on compte 19 cas de ce genre parmi les innovations de produits, 28 parmi les innovations d'effet-prix, et 6 parmi les innovations au sens large), mais elle ne suffit pas toujours à la contrecarrer. En second lieu, on constate que les listes d'innovations de produits et d'innovations d'effets-prix ne se recoupent presque pas. En effet, 112 produits différents y apparaissent, mais le nombre de postes communs aux deux listes se limite à 6, et à 3 seulement (pain, télécommunications et postes, autres réparations) si l'on exclut les innovations ne dépassant pas 1%. La troisième conclusion est une conséquence logique de la seconde. Comme les innovations de produits et d'effets-prix tendent à s'opposer, les variations de l'effet de diffusion réel sont atténuées par rapport à celles de ses deux composantes. L'innovation au sens large est supérieure à 6% dans 4 cas seulement (coke, transports urbains de voyageurs, télécommunications et postes, autres réparations), et elle est comprise entre 3 et 6% dans 7 cas (pain, légumes secs, cidre, métaux non ferreux, produits de la presse, locations sauf logement, services des organismes financiers). Ce dernier résultat explique les raisons de la stabilité des évolutions permanentes de coefficients budgétaires, et il montre que cette stabilité peut masquer des changements notables dans les biais techniques et les effets-prix, ou dans les coefficients des fonctions de demande temporelles.

Le fait que les listes d'innovations de produits et d'effet-prix ne se recouvrent pratiquement pas confirme de belle manière l'hypothèse du cycle du produit, selon laquelle la vie d'un produit se déroule en trois phases successives d'innovation, de maturation et de standardisation (par exemple, Vernon, 1966). Si, en effet, l'innovation de produit précède l'innovation de procédé et que cette dernière se manifeste surtout à partir du moment où la demande est bien établie, il est naturel de ne pas observer simultanément les deux sortes d'innovations.

Enfin, le fait que la majorité des innovations s'opposent aux tendances d'évolution qui caractérisaient antérieurement le produit est à première vue conforme à l'hypothèse d'innovation induite. En effet, supposons que l'offre d'innovations potentielles ne dépende pas du biais ou de l'effet-prix initial relatif à chaque produit. Nous disons en d'autres termes que les possibilités d'innovations sont neutres. Si cette condition est remplie, le potentiel de croissance d'un produit doit être inversement corrélé à la valeur antérieure, soit de son biais pour ce qui est des innovations de produit, soit de son effet-prix pour ce qui est des innovations de procédé. Dans la mesure où le choix de l'innovation s'effectue suivant le critère de rentabilité, on doit observer une corrélation semblable entre l'innovation induite et la valeur initiale du biais ou de l'effet-prix, selon la nature de cette innovation.

CONCLUSION.

L'approche technologique nous a permis d'apporter une interprétation intuitive et générale des coefficients des fonctions de demande en longue période. L'élasticité-dépense permanente est reliée au biais du changement technique incorporé dans le produit en question, avec la possibilité de décomposer ce biais davantage. L'effet-prix mesure pour sa part l'effet de substitution provoqué par les changements de procédés. En appliquant ainsi la théorie du changement technique à la demande des produits de consommation, on peut aboutir à des prédictions nouvelles sur la manière dont les coefficients des fonctions de demande évoluent et sur les liaisons statistiques qu'ils entretiennent entre eux à un moment donné. Il n'est pas besoin de préciser que les restrictions imposées par la théorie des choix du consommateur ne sont pas d'une grande utilité pour établir ce genre de lois, car elles sont trop peu contraignantes quand on examine les produits à un niveau assez désagréé.

REFERENCES :

- BARTEN, A.P. 1969, "Maximum Likelihood Estimation of a Complete System of Demand Equations", *European Economic Review* 1, pp. 7-73.
- BECKER, G.S. 1965, "A Theory of the Allocation of Time", *Economic Journal* 75, pp. 493-517.
- BILSON, J.F. 1980, "The Rational Expectations Approach to the Consumption Function : a Multi-Country Study", *European Economic Review* 13, pp. 273-299.
- BINSWANGER, H.P. 1974, "The Measurement of Technical Change Biases with Many Factors of Production", *American Economic Review* 64, pp. 964-976.
- DAVIDSON, J.E., HENRY, D.F., SRBA, F. et YEO, S. 1978, "Econometric Modelling of the Aggregate Time Series Relationship between Consumers' Expenditure and Income in the United Kingdom", *Economic Journal* 80, pp. 661-692.
- DEATON, A.S. et MUELLBAUER, J. 1980a, *Economics and Consumer Behaviour*, (New-York : Cambridge University Press).
- 1980b, "An Almost Ideal Demand System", *American Economic Review* 70, pp. 312-326
- FLAVIN, M. 1981, "The Adjustment of Consumption to Changing Expectations about Future Income", *Journal of Political Economy* 89, pp. 974-1009.
- FRIEDMAN, M. 1957, *A Theory of the Consumption Function*, Princeton University Press.
- GARDES, F. 1983, "L'évolution de la consommation marchande en Europe et aux USA depuis 1960", *Consommation*, n°3, pp. 3-32.
- 1984, Variations des ensembles de choix, évolution des différents types de revenu et comportements de consommation, thèse de Doctorat d'Etat, Université IX-Dauphine.
- GRONAU, R. 1977, "Leisure, Home Production and Work : the Theory of the Allocation of Time Revisited", *Journal of Political Economy* 85, pp. 1099-1123.
- HALL, R.E. 1978, "Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis : Theory and Evidence", *Journal of Political Economy* 86, pp. 971-987.
- HAYASHI, F. 1982, "The Permanent Income Hypothesis : Estimation and Testing by Instrumental Variables", *Journal of Political Economy* 90, pp. 895-916.
- 1985, "The Permanent Income Hypothesis and Consumption Durability : Analysis Based on Japanese Panel Data", *Quarterly Journal of Economics* 100, pp. 1083-1113.
- HOUTHAKKER, H.S. et TAYLOR, L. 1966, *Consumer Demand in the United States 1929-1970, Analysis and Projections*, (Cambridge, Mass. : Havard University Press), (2d ed. : 1970).

- INSEE, 1981, "La consommation annuelle des ménages en base 1971", *Collections de L'INSEE*, série M, n°89.
- 1984, "La consommation des ménages en 1983", *Collections de l'INSEE*, série M, n°106.
- 1985, "La consommation des ménages en 1984", *Collections de l'INSEE* série M, n°112.
- IRONMONGER, D.S. 1972, *New Commodities and Consumer Behaviour*, Cambridge : Cambridge University Press.
- LANDSBURG, S.E. 1981, "Taste Change in the United Kingdom, 1900-1955", *Journal of Political Economy* 89, pp. 92-121.
- LEVY-GARBOUA, L. 1979, "Perception and the Formation of Choice", in *Sociological Economics* L. Lévy-Garboua, ed., Londres : Sage Pub, pp. 97-121.
- 1983, "Innovations et substitutions dans la consommation des ménages", rapport ronéoté au CNRS, Paris : CREDOC.
- MODIGLIANI, F. et BRUMBERG, R. 1954, "Utility Analysis and the Consumption Function : An Interpretation of Cross-Section Data", in *Post-Keynesian Economics*, K.K. Kurihara ed., Rutgers University Press (reproduit dans the *Collected Papers of Franco Modigliani*, vol. 2, A. Abel ed., Cambridge Mass : Mit Press 1980, pp. 79-127).
- MUELLBAUER, J. 1974, "Household Production Theory, Quality, and Hedonic Technique", *American Economic Review* 64, pp. 977-994.
- 1983, "Surprises in the Consumption Function", *Economic Journal* 93, Conference papers, pp. 34-50.
- MUTH, R.F. 1966, "Household Production and Consumer Demand Functions", *Econometrica* 34, pp. 699-708.
- PHILIPS, L. 1972, "A Dynamic Version of the Linear Expenditure Model", *Review of Economics and Statistics* 54, pp. 450-458.
- PICARD, H. 1975, "Elaboration et calcul de l'indice des prix à la consommation", *Economie et Statistique*, n°65, pp. 3-15.
- POLLAK, R.A. 1970, "Habit Formation and Dynamic Demand Functions", *Journal of Political Economy* 78, n°4 (part 1), pp. 745-763.
- et WACHTER, M.L. 1975, "The Relevance of the Household Production Function and its Implications for the Allocation of Time", *Journal of Political Economy* 83, pp. 255-277.
- SCHUMPETER, J. 1951, *Capitalisme, socialisme et démocratie*, Paris : Payot.
- VERNON, R. 1966, "International Investment and International Trade in the Product Cycle", *Quarterly Journal of Economics* 80, n°2, pp. 190-207.

Annexe 1.

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

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

Annexe 2.

Liste des 29 produits non sélectionnés

N° du produit	Nom du produit
3	Farine, semoule, fécule
10	Fruits non tropicaux ATC *
13	Pommes de terre ATC
14	Légumes frais ATC
16	Produits de la pêche
20	Oeufs ATC
21	Produits de la pêche ATC
22	Viande ATC
23	Volailles, lapins, gibiers ATC
29	Laits liquides ATC
30	Produits laitiers frais ATC
33	Beurre ATC
45	Aliments diététiques et aliments pour bébés
48	Légumes secs ATC
53	Apéritifs à base de vin
60	Vin ATC
61	Eau-de-vie ATC
62	Cidre ATC
72	Fils et filés (fils à coudre)
84	Vêtements d'enfants (moins de 4 ans)
90	Appareils de cuisine et chauffage non électrique
112	Autres produits des industries diverses
114	Savons, détergents
119	Spécialités pharmaceutiques vétérinaires
128	Grès, faïence, vaisselle
144	Autres transports terrestres (n.c. urbains)
145	Transports maritimes et côtiers
150	Récupération
163	Autres services non marchands

* ATC = auto-consommation.

23 AVR. 1986

R