UNIVERSITE DE MONTREAL

INTRODUCTION DE L'EPARGNE ET ENDOGENEISATION DES PRIX DANS UN SYSTEME COMPLET DE DEMANDE DE BIENS DE CONSOMMATION

PAR

CHRISTIANE MORIN

DEPARTEMENT DE SCIENCES ECONOMIQUES

FACULTE DES ARTS ET DES SCIENCES

MEMOIRE PRESENTE A LA FACULTE DES ETUDES SUPERIEURES
EN VUE DE L'OBTENTION DU GRADE DE
MAITRE ES SCIENCES (M.Sc.)

JUIN 1983

Faculté des Etudes Supérieures
Mémoire accepté le
83/08/17
Université de Montréal

TABLE DES MATIERES

SOMMAIRE

Les deux objectifs principaux de cette recherche sont, premièrement, d'analyser si l'épargne devrait être introduite dans un système complet de demande de biens de consommation et deuxièmement, si les prix devraient être considérés comme endogènes dans le même système complet de demande ne contenant pas l'épargne. Dans ce deuxième cas, nous pouvons tester l'exogénéité des prix versus leur endogénéité, à l'aide d'une généralisation du test de type Hausman-Wu.

Dépendant des séries chronologiques utilisées nous arrivons à des résultats différents; soit l'endogénéisation dans le cas des données américaines et le maintient des prix exogènes pour les données canadiennes. Puis, il nous semble favorable d'introduire l'épargne dans un système complet de demande de biens de consommation.

INTRODUCTION

L'objet du mémoire consiste dans un premier temps, à introduire l'épargne dans un système complet de demande de biens de consommation. Et, dans un deuxième temps, à analyser si nous devons considérer l'exogénéité des prix comme dans la théorie néo-classique du consommateur, ou bien introduire la possibilité que les prix soient endogènes dans un système complet de demande sans l'épargne. Pour ce faire, nous devons utiliser des tests économétriques, dont une généralisation du test de type Hausman-Wu que l'on peut aussi appeler: un test d'absence de biais asymptotique. De plus, pour chacun des modèles nous utilisons un test de Fisher pour savoir si les propriétés linéaires du modèle théorique sont bien vérifiées.

Parlons un peu de l'introduction de l'épargne dans notre système complet de demande où les prix sont supposés exogènes. Nous estimons un modèle paramétrisé à la manière de Rotterdam, contraint à des propriétés théoriques de symétrie, d'homogénéité, d'additivité, et de négativité. La méthode d'estimation utilisée est celle des moindres carrés généralisés sous contraintes linéaires, puisque nous faisons l'hypothèse que les perturbations aléatoires sont reliées d'une équation à l'autre.

Dans un deuxième temps, nous considérons un modèle sans l'épargne, et nous appliquons une généralisation du test de type Hausman-Wu qui nous révèle si tous les prix peuvent être considérés comme exogènes. Si nous constatons le rejet de l'hypothèse d'exogénéité, nous devons alors supposer que les prix sont endogènes. Pour spécifier les équations de prix, nous introduisons la possibilité de nous situer dans un contexte d'équilibre sous rationnement quantitatif, dans lequel une offre ou une demande excédentaire peuvent exister sur certains des marchés. Nous formulons donc des équations de prix basées sur différentes hypothèses d'équilibre de marché.

Notre modèle devient alors un système d'équations simultanées, que nous estimons par triples moindres carrés sous contraintes linéaires puisqu'encore une fois, nous croyons que les perturbations aléatoires sont reliées d'une équation à l'autre. Nous constatons également que les contraintes relient tout le système.

En somme, le modèle usuel sous-jacent à l'économétrie de la demande est individuel et atemporel. L'objet de ce mémoire est de tester ces deux particularités sur des séries chronologiques canadiennes et américaines en données annuelles.

CHAPITRE I

MODELE CONTENANT L'EPARGNE

Nous allons définir et analyser un système complet de demande contenant les consommations au sens propre et l'épargne. Ce système représente, en fait, une reformulation du problème du consommateur dans un contexte temporaire.

Pour nous situer un peu, faisons un survol sommaire de l'analyse temporelle de Edmond Malinvaud (1977) [10]. Dans son livre, "leçons de théorie microéconomique", il examine surtout les théories où le temps n'entre pas nécessairement en ligne de compte. Cependant au chapitre 10, il introduit la question temporelle, croyant que les problèmes posés par les choix entre le présent et le futur méritent une attention particulière. En effet, ces problèmes sont souvent reliés à la distribution des revenus du consommateur durant sa vie. Malinvaud introduit alors le contexte temporel pour étudier les décisions individuelles (ou collectives) prises sur une période de temps qui peut représenter le plan de consommation d'une vie. La date $t = 1$ peut être considérée comme aujourd'hui, $t = 2, \ldots, T$ constituant les consommations futures où T représente la fin de la vie d'un individu.

Le problème du consommateur se définit, évidemment, comme étant la maximisation de son utilité $U(x)$, où x représente le plan de consommation couvrant t périodes, $t = 1, \ldots, T$. La contrainte budgétaire est déterminée par la valeur actualisée du plan de consommation qui ne doit pas excéder la valeur actualisée des ressources (R) dont le consommateur dispose. Les ressources étant, en fait, la richesse puisque R s'applique à un budget couvrant non seulement une période particulière mais bien l'ensemble des T périodes considérées.

"Ainsi interprétée, la théorie suppose donc de la part du consommateur:

i) la connaissance de tous les prix actualisés (pour toutes les dates et tous les produits) comme la connaissance de tous ses besoins futurs;

ii) la possibilité de conclure des contrats à terme, c'est-à-dire d'acheter ou de vendre à terme, pour n'importe quelle date, les quantités de produits ou de services que le consommateur peut désirer acquérir ou céder." (1)

Présentons maintenant le modèle néo-classique usuel, puis discutons de certaines ambiguïtés qui nous conduiront au problème du consommateur dans un contexte temporaire. Les fonctions de demande néo-classique peuvent s'écrire: $x = f(p,R)$ où x représente le vecteur de demande; p est le vecteur de prix et R le revenu ou la richesse. Elles peuvent être considérées comme intertemporelles ou peuvent être définies sans référence au temps. Dans l'interprétation intertemporelle, x est un vecteur de demandes

1. Malinvaud, (1977). p. 247.

qui sont achetées aujourd'hui et qui seront livrées à différentes périodes, et, les prix et la richesse y sont actualisés.

Nous pouvons donc écrire les différentielles des fonctions de demande intertemporelles comme suit:

(1) $dx = K\,dp + k\,p'dx$

où K est la matrice de Slutsky; k est le vecteur des propensions marginales à consommer; dp représente le vecteur des variations de prix; p' est le vecteur transposé des prix; dx représente le vecteur des variations de quantités; et nous avons n biens. La matrice de Slutsky K a les propriétés suivantes: (pour référence, voir l'article de Barten et Böhm (1982) [3]).

(2) $K = K'$ symétrie

(3) $Kp = 0$ homogénéité

(4) $y'Ky < 0 \quad \forall\, y \neq \theta p, \; y \in \mathbb{R}^n, \; \theta \in \mathbb{R}$ K est négative semi-définie

(5) $p'k = 1$ additivité

(4) implique que le rang de la matrice de Slutsky K est n - 1.

Cependant, pour qu'une telle économie fonctionne, il faut supposer qu'il existe des marchés à termes; donc que le consommateur n'a aucune incitation à réouvrir les marchés, puisqu'au moment où ils se sont tenus, tous les prix étaient parfaitement connus. Ceci revient à dire que dans un modèle de ce type, le consommateur n'a rien à prévoir. Cependant, dans la réalité nous nous rendons bien compte que ce modèle est très peu réaliste. Il peut exister certains marchés à terme, mais ils sont très rares et des plus spécifiques. Il appert alors que chaque individu doit prendre ses décisions en tenant compte de ses anticipations. La théorie développée jusqu'à présent, fait justement abstraction des anticipations sur les besoins et sur les prix futurs, ainsi que des limitations qui peuvent restreindre les besoins d'emprunt des individus.

Il nous faut donc introduire un modèle où le consommateur choisit son épargne de façon optimale, et où cette épargne lui donne les moyens financiers pour pouvoir réaliser ses achats en biens et services futurs, c'est-à-dire lorsque les marchés pour ces biens et services s'ouvriront. Cette interprétation donne lieu à des modèles d'équilibre temporaire. Le lecteur intéressé pourra se référer à Grandmont (1977) [8] pour une étude plus approfondie sur l'équilibre temporaire.

Le concept d'équilibre temporaire peut alors se résumer ainsi. A chaque période, le consommateur choisit une allocation optimale qui détermine ses demandes nettes de biens et services et d'actifs. Ces derniers sont détenus dans le seul but de réaliser son plan futur de consommation, en accord avec ses anticipations sur les prix et ses revenus futurs. Nous sommes en présence d'un équilibre temporaire, puisque les décisions du consommateur sont revisées à chaque période à la lumière de nouvelles informations venant des différents marchés, et que les allocations de biens et services et d'actifs, sont déterminées simultanément sur tous les marchés.

Le problème du consommateur dans un contexte temporaire peut donc s'interpréter comme suit: le consommateur maximise son utilité intertemporelle (U_t) en achetant des biens et services pour la période courante (x_t), et en planifiant ses dépenses futures ($\breve{x}$). En prenant ses décisions, le consommateur fait des prévisions sur les prix et ses revenus futurs. Il détient également quelques actifs financiers qui lui permettent de déterminer un plan de revenus et dépenses pour le futur.

Ainsi nous pouvons maintenant donner un contenu temporaire aux fonctions de demande néo-classique. Le problème du consommateur peut donc s'écrire comme suit:

(6) $\max U_t \, (\underset{\sim}{x}, x_t, \breve{x})$

où $\underset{\sim}{x}$ représente le vecteur des demandes de biens et services passées; x_t est le vecteur des demandes de biens et services courantes; et $\breve{x}$ le vecteur des demandes de biens et services futures pour le consommateur.

On aura alors $\tilde{X}' = [\, x_{t+1}, \ldots, x_T \,]$, où T est la dernière période du consommateur.

De plus, il est bien connu que chaque individu est restreint par sa contrainte budgétaire, que l'on peut représenter par:

(7) $$p_t' \, x_t + \gamma_t \, A_{t+1} = R_t + A_t$$

Nous définissons p_t comme un vecteur de prix courants et R_t comme le revenu courant du consommateur à la date t. A_t représente les actifs courants détenus qui viennent à échéance durant la période courante. A_{t+1} représente la valeur qu'aura l'actif financier lorsqu'il nous sera livré à la date t + 1. Cet actif peut se concevoir comme un dépôt à la banque ou l'achat d'obligations. Le consommateur peut prêter ou emprunter; donc acheter ou vendre des actifs. $\gamma_t = \dfrac{1}{1 + \rho_t}$ où ρ_t est le taux d'intérêt nominal qui prévaut de la date t à la date t + 1, donc γ_t représente le facteur d'escompte de la date t + 1 à la date t ou encore le prix unitaire de l'actif financier.

Toutefois, désirant planifier son plan de consommation, le consommateur doit ajouter une contrainte d'anticipation telle que:

(8) $$\tilde{p}' \, \tilde{X} - A_{t+1} = \tilde{R}$$

où $\tilde{p}$ représente le vecteur de prix futurs actualisés à la période t + 1 et $\tilde{R}$ le revenu futur actualisé à la période t + 1. Nous pouvons donc écrire le lagrangien:

$$(9) \quad \ell = U_t(\underset{\sim}{x}, x_t, \tilde{x}) - \lambda_1 (p_t' x_t + \gamma_t A_{t+1} - R_t - A_t) - \lambda_2 (\tilde{p}' \tilde{x} - A_{t+1} - \tilde{R})$$

Evidemment, le problème du consommateur que nous avons élaboré en (6) (7) et (8), suppose que les quantités $\tilde{x}$ ne peuvent pas être achetées à la période t, c'est-à-dire qu'il n'y a pas de marché à terme pour les biens et services. Dans ce cas, les prix et les revenus actualisés doivent être prévus par le consommateur, alors qu'ils ne sont pas fournis par les marchés. Cette interprétation du contexte temporaire n'est pas parfaite. Mais elle est tout de même plus réaliste que celle qui exige l'existence de marchés à terme . Elle nous cause cependant certaines difficultés. Notre problème majeur dans cette approche est de caractériser les anticipations de manière telle, que les propriétés des fonctions de demande néo-classique soient éventuellement préservées. En d'autres mots, nous aimerions conserver la structure locale temporaire de Slutsky. Nous allons donc prouver qu'il est possible de caractériser une fonction de demande temporaire par une structure locale temporaire de Slutsky, sous certaines conditions.

Pour ce faire, nous allons dégager le vecteur des anticipations en supposant qu'il existe un optimum, et que U_t augmente en étant strictement quasi-concave. Alors nous pouvons définir les fonctions de demande planifiées ou futures en (10):

(10) $\tilde{x} = \tilde{\xi}\ (x_t, \tilde{p}, \tilde{R} + A_{t+1}, \underset{\sim}{x})$

et le multiplicateur de lagrange associé à la contrainte d'anticipation par (11):

(11) $\lambda_2 = \tilde{\lambda}_2\ (x_t, \tilde{p}, \tilde{R} + A_{t+1}\ , \underset{\sim}{x})$

Ainsi la fonction d'utilité temporaire peut être définie comme suit:

(12) $V_t\ (x_t, A_{t+1}\ ;\ \sigma) = U_t\ (\underset{\sim}{x}, x_t, \tilde{\xi}\ (x_t, \tilde{p}, \tilde{R} + A_{t+1}\ , \underset{\sim}{x}))$

où

(13) $\sigma = (\tilde{p}, \tilde{R}, \underset{\sim}{x})$

En substituant (10), (11) et (12) dans (9), le problème devient:

(14) $\ell^* = V_t\ (x, \sigma\ ) - \lambda\ (p'x - R)$

où

(15) $p' = (p_t'\ \ \gamma_t)$

(16) $x = \begin{pmatrix} x_t \\ A_{t+1} \end{pmatrix}$

(17) $R = R_t + A_t$

Ici le vecteur x contient les demandes pour les biens et services ainsi que pour les actifs nets. p' contient donc les prix des biens et services et des actifs; R représente la richesse courante incluant le revenu et les actifs détenus.

La maximisation de (14) équivaut donc au problème néo-classique du consommateur, puisque V_t peut être caractérisé de la même manière que U_t. L* est deux fois continûment différentiable par rapport à x et σ; alors $V_t \in C^2$ est fortement monotone en terme de x_t (donc $D_x V_t > 0$), et fortement quasi-concave en terme de x_t, (donc $y' D_x^2 V_t < 0$, $\forall\, y' D_x V_t = 0$, $y \neq 0$). Le lecteur intéressé qui désire approfondir les différentes preuves, peut se référer à Bronsard (1982) [4].

Il s'ensuit que (14) mène à un système complet de demande temporaire:

(18) $\quad x = f\ (p,R,\sigma)$

qui a une structure locale temporaire de Slutsky. Il est clair que les variables qui composent σ ne doivent par être une fonction arbitraire des prix courants et du revenu courant. Dans ce cas, la structure locale temporaire de Slutsky pourrait être perdue.

Supposons d'abord que σ est une fonction de plusieurs variables autres que p et R, $\sigma = (\tilde{p},\tilde{R},\underset{\sim}{x})$. En d'autres termes, faisons l'hypothèse que les modifications de prix et revenus courants n'ont pas d'effet sur σ. Comme σ ne dépend pas de p et R, il s'ensuit que (18) peut être caractérisée par une structure locale de Slutsky. Alors la différentielle de (18) peut s'écrire:

(19) $dx = Kdp + kp'dx + Ld\sigma$

où le modèle (19) a les mêmes propriétés que le modèle (1). Nous définissons K comme étant la matrice de Slutsky; quoiqu'ici elle soit dans un contexte temporaire; k représente la propension marginale temporaire à consommer et à épargner; et L est la matrice temporaire des effets des autres variables exogènes. Donc, nous avons les propriétés suivantes:

(20) $K = K'$ symétrie

(21) $Kp = 0$ homogénéité

(22) $y'Ky < 0, \quad \forall\, y \neq \theta p,\ \theta \in \mathbb{R}$ négativité

(23) $p'k = 1$ additivité

nous ajoutons également,

(24) $p'L = 0$

A l'aide des équations (19) à (24), nous pouvons spécifier sous quelles conditions la structure locale de Slutsky serait préservée, même si σ dépendait de p. Si σ est une fonction différentiable de p et d'autres variables z, alors:

(25) $d\sigma = Adp + Bdz$

Nous pouvons donc écrire (19) comme ceci:

(26) $dx = Kdp + kp'dx + LAdp + LBdz$

et, en regroupant les termes en dp nous obtenons:

(27) $dx = (K + LA)\, dp + kp'dx + LBdz$

Voyons quelles devraient être les conditions imposées à LA, pour que (K + LA) puisse conserver les mêmes propriétés que K. Il est clair que les propriétés exprimées de (20) à (22) seront maintenues si les conditions suivantes sont observées: $LA = (LA)'$ et $y'LAy < -y'Ky \quad \forall\, y \neq \theta p$. Ainsi, sous ces conditions, la matrice temporaire de Slutsky sera caractérisée de la même manière que la matrice du problème intertemporel. Alors, les demandes de biens et services et les demandes d'actifs, sont homogènes de degré zéro dans la richesse et dans les prix courants. La matrice de Slutsky est négative semi-définie.

L'équation (23) nous indique qu'une augmentation de la richesse (revenu + actifs détenus) est entièrement répartie sur toutes les dépenses de biens et services et d'épargne; mais non nécessairement de manière égale. Cependant, ces changements ne dépendent pas de la source de l'augmentation de la richesse, qui vient soit d'une augmentation du revenu, ou des actifs détenus, ou encore des deux. Si nous voulions séparer les effets d'une augmentation du revenu courant de ceux d'une augmentation des actifs courants détenus, il nous faudrait poser une hypothèse de rationnement sur le marché des actifs. Mais, cette hypothèse n'a pas été retenue parce qu'en première approximation nous croyons que les gens ne sont pas rationnés sur un tel marché.

L'équation (24) signifie qu'un changement dans les anticipations peut amener quelques modifications dans l'allocation entre les différents biens et services et l'épargne. Mais la somme de ces coefficients combinée avec les prix égale zéro.

Nous désirons donc estimer l'équation (19) sujette aux restrictions (20) à (24). Mais auparavant, nous agrégeons le modèle sur les individus, suivant le principe de Barten (1977) [2], puis nous le paramétrisons à la manière de Rotterdam, suivant les articles de Theil (1965) [13] et Barten (1967) [1]. Nous ajoutons également un vecteur d'ordonnées à l'origine qui peut représenter une tendance dans l'évolution des préférences, et, naturellement, un vecteur de perturbations aléatoires. Le modèle à estimer est donc:

$$(28)\quad \begin{bmatrix} \hat{\omega}\, d\log x_t \\ \\ \dfrac{\gamma_t S_t}{p_t' x_t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} B_{11} & B_{12} \\ \\ B_{21} & B_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} d\log p_t \\ \\ d\log \gamma_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_1 \\ \\ b_2 \end{bmatrix} \left(\iota'\hat{\omega}\, d\log x_t + \frac{\dot{\gamma}_t S_t}{p_t' x_t} \right)$$

$$+ \begin{bmatrix} \gamma_1 \\ \\ \gamma_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} L_1 \\ \\ L_2 \end{bmatrix} dz_t + \begin{bmatrix} \eta_{1t} \\ \\ \eta_{2t} \end{bmatrix}$$

sujet aux restrictions linéaires suivantes; qui sont équivalentes aux propriétés (20) (21) (23) et (24): soient, aux propriétés de symétrie d'homogénéité et d'addivité.

$$(29) \qquad B = B' \quad B\iota = 0 \quad \iota L = 0 \quad \iota'\gamma_t = 0 \quad \iota'\eta_t = 0 \quad \iota'b = 1$$

La négativité (voir (22)) étant une propriété non-linéaire, nous ne la considérons pas lors de l'estimation, puisqu'elle s'avérerait trop complexe à imposer. Cependant, après estimation, nous regardons si la diagonale de la matrice B est bien négative. C'est une condition nécessaire pour que B soit considérée comme négative semi-définie. De plus, nous vérifions si la condition nécessaire et suffisante, soit l'alternance des signes des mineurs principaux, est vérifiée. Nous définissons $\hat{\omega}$ comme étant la matrice diagonale contenant les ω_i, où ω_i est la part du bien i dans la dépense totale.

$$\hat{\omega} = \frac{\hat{p}_t' \, \hat{x}_t}{p_t' \, x_t} \qquad \text{et} \qquad \omega_i = \frac{p_i \, x_i}{m}$$

$\hat{p}_t$ représente la matrice diagonale telle que $\hat{p}_t\iota = p$; ι étant un vecteur d'unité. $S_t = (A_{t+1} - A_t)$ représente la variation dans les demandes d'actifs mesurée par l'épargne personnelle courante de la période t.

Nous définissons dz_t comme un vecteur de variables exogènes (indice de prix à la consommation passé, demande de biens durables passée, revenu réel passé). η_t représente le vecteur des perturbations aléatoires, dont on suppose qu'il a une moyenne zéro et une matrice de variances-covariances Ω.

Grâce aux propriétés d'additivité et d'homogénéité, nous n'avons qu'à estimer n - 1 équations du système; la $n^{ième}$ découlant directement des n - 1 premières. De plus, le système étant construit de façon à avoir automatiquement l'additivité; les contraintes de symétrie impliquent automatiquement les contraintes d'homogénéité. Donc, si nous supposons que les variables explicatives sont indépendantes des perturbations aléatoires, le modèle est alors estimé par moindres carrés généralisés itératifs sous contraintes de symétrie seulement; puisque l'homégénéité et l'additivité sont exprimées implicitement.

CHAPITRE 2

MODELE AUQUEL ON A ENLEVE L'EPARGNE ET SPECIFICATION DE L'EQUATION DES PRIX

Si nous faisons une hypothèse de séparabilité dans le temps, ou encore entre les marchés des biens et services et le marché des actifs, nous pouvons enlever le marché des actifs et estimer un système où seuls les biens et services sont présents. Nous nous trouvons donc en présence d'un modèle simple agrégé où la matrice de Slutsky a les mêmes propriétés que celles énoncées au chapitre 1 (voir les équations (1) à (5)). En effet, nous avons déjà démontré la pertinence et l'importance des différentes propriétés de symétrie, d'homogénéité, et d'additivité dans le modèle atemporel. Parce que nous avons fait l'hypothèse de séparabilité entre le présent et le futur, nous devons éliminer l'épargne et par le fait même les taux d'intérêt. Le modèle se résume alors à:

$$(30) \qquad dx = Kdp + kp'dx$$

où x est le vecteur des demandes de biens et services; p représente le vecteur de prix; K la matrice de Slutsky et k le vecteur des propensions marginales à consommer.

Suivant Barten (1967) [1] et Theil (1965) [13], nous pouvons paramétriser le modèle et l'agréger sur les individus selon la procédure de Barten (1977) [2]. Nous obtenons donc le modèle suivant:

(31) $\hat{\omega}\ \mathrm{dlog}x = B\ \mathrm{dlog}p + b\iota'\hat{\omega}\ \mathrm{dlog}x + \alpha + \mu_{1t}$

Lorsque nous estimons ce modèle tel quel, par moindres carrés généralisés, nous faisons l'hypothèse d'une covariance nulle entre les variables explicatives stochastiques et les perturbations aléatoires. Nous considérons alors les prix comme exogènes. Nous l'avons donc estimé comme tel, sujet aux restrictions mentionnées dans le chapitre 1, c'est-à-dire:

(32) $B = B' \quad B\iota = 0 \quad \iota'b = 1 \quad \iota'\alpha = 0 \quad \iota'\mu_{1t} = 0$

De plus, nous désirons étudier la possibilité que les prix soient considérés comme endogènes, contrairement à une grande partie de la littérature qui a toujours considéré les prix comme exogènes. Par le fait même, nous faisons l'hypothèse d'une covariance non nulle entre les variables explicatives stochastiques et les erreurs aléatoires.

Il est bien connu que dans un contexte d'équilibre walrasien les prix et les quantités se déterminent simultanément; il n'y a donc aucune offre ou demande excédentaire sur les marchés, puisque nous avons un ajustement parfait de l'offre et de la demande. Or, cette hypothèse est assez restrictive en réalité, puisqu'un équilibre général est une construction abstraite. Nous ne sommes donc pas obligés de toujours admettre l'égalité entre l'offre et la demande au départ. Par exemple, il ne peut y avoir équilibre sur le marché du travail si nous admettons que le chômage involontaire subsiste. De plus, en restreignant cette "analyse aux situations d'équilibre, on fait implicitement l'hypothèse que les ajustements dynamiques vers le type d'équilibre considéré sont suffisamment rapides pour que leur examen formel présente peu d'intérêt pratique dans la perspective du phénomène étudié." (2) Cette hypothèse étant très restrictive quant au temps, nous croyons alors utile d'introduire le concept de déséquilibre analysant l'idée de demandes différentes des offres.

Le concept d'équilibre keynésien, (comme Malinvaud (1980) [12] le mentionne,) analyse une certaine forme de déséquilibre puisque le marché du travail, ainsi que les différents marchés de biens et services, peuvent être caractérisés par une offre excédentaire sur chacun des marchés. Les agents ne peuvent donc pas travailler autant qu'ils le veulent et les entreprises ne peuvent pas vendre autant qu'elles le désirent. Nous pouvons alors parler de rationnement de l'offre sur ces marchés.

Le concept de déséquilibre nous amène à discuter du processus d'ajustement des prix, $\Delta p = p_t - p_{t-1}$, où p_t est le vecteur de prix au temps t. Ces variations de prix de t-1 à t peuvent être expliquées par la rigidité des marchés à la période t-1, et par le changement dans l'économie entre la période t-1 et la période t. Plusieurs auteurs ont publié des textes sur le déséquilibre (dont Maddala et Nelson (1974) [9]) qui présentent des modèles rejoignant assez bien notre pensée (où les prix

---

2. Malinvaud, (1980). p. 43.

sont endogènes). Dans leur article, ils exposent des équations d'ajustement de prix comme ceci: $\Delta P_t = \partial \, (D_t - S_t)$. Il y a même un modèle où ils ont ajouté un terme d'erreur aux équations de prix, c'est-à-dire: $\Delta P_t = \partial \, (D_t - S_t) + \mu_{3t}$.

Nous avons choisi un processus d'ajustement des prix très semblable; nous avons remplacé μ_{3t} par $\gamma + \mu_{2t}$ de façon à admettre la possibilité d'une tendance dans l'évolution des prix. Nos équations d'ajustement de prix sont définies comme suit:

$$(33) \qquad \Delta p_t = \Lambda \, \rho_{t-1} + \gamma + \mu_{2t}$$

où ρ_{t-1} représente le vecteur des demandes excédentaires walrasiennes sur chaque marché, ou encore l'existence d'une rigidité sur les marchés à la période antérieure. $\gamma + \mu_{2t}$ contient les effets sur les prix de toutes modifications dans l'économie. Ces dernières peuvent se décomposer ainsi: variations dans les dotations initiales; variations dans les revenus réels; changements des goûts; changements technologiques ou encore; variations dans l'unité de compte. Les paramètres Λ et $\gamma + \mu_{2t}$ doivent être bien spécifiés dans un contexte de tâtonnement walrasien.

Comme on le constate, l'équation (33) est très générale. Elle peut représenter le processus d'ajustement de prix de n'importe quelle situation de marché. Si nous nous trouvons dans un contexte walrasien, il est évident que ρ_{t-1} sera égal à zéro. Cependant si ρ_{t-1} est différent de zéro, nous sommes en présence: soit d'un équilibre keynésien;

soit d'un équilibre de sous-consommation; soit d'un chômage classique ou encore; d'une inflation contenue.

En terme pratique, c'est-à-dire lorsque nous voulons estimer, nous constatons que le vecteur des demandes excédentaires walrasiennes ρ_{t-1} ne peut être observé. Nous le remplacerons donc par des variables explicatives de l'offre et de la demande notionnelles. Principalement, par les prix associés aux facteurs de production q_{t-1}; les prix associés aux biens de consommation p_{t-1}; et le revenu $p'_{t-1}\ x_{t-1}$. L'équation de spécification de prix peut donc s'écrire:

$$(34) \qquad d\ \log p_t = G_1\ q_{t-1} + G_2\ p_{t-1} + \beta\ p'_{t-1} x_{t-1} + \gamma + \mu_{2t}$$

De manière plus explicite les prix d'offre: PICNR, sont ceux des investissements en construction non résidentielle; PIME ceux des investissements en machinerie et équipement de la période antérieure, et enfin; PW sont ceux du taux de salaire à la période antérieure. Les prix affectant la demande p_i, sont ceux des différents biens et services de consommation de la période antérieure. L'ordonnée à l'origine γ sera posée sans référence au temps, puisque l'influence sur les prix des transformations de l'environnement a déjà été prise en considération par les autres variables explicatives.

Nous pouvons donc reformuler notre équation de spécification de prix plus explicitement:

(35) $$\text{dlog } p_{jt} = \Pi_1 \text{ PICNR}_{t-1} + \Pi_2 \text{ PIME}_{t-1} + \Pi_3 \text{ PW}_{t-1} + \sum_{i=1}^{n} \beta_i \, p_{i,t-1} + \beta \text{ DTPC}_{t-1} + \gamma + \varepsilon_{jt}$$

où j = 1, ..., n; n étant le nombre de biens; et $DTPC_{t-1}$ représente la dépense totale per capita.de la période antérieure. Nous faisons l'hypothèse que les perturbations aléatoires ε_{jt} ont une moyenne zéro, et une matrice de variances-covariances Ω.

Nous pouvons donc estimer le système d'équations simultanées suivant:

(36) $$\hat{\omega} \text{ dlog } x = B \text{ dlog } p + b\iota'\hat{\omega} \text{ dlog } x + \alpha + \mu_{1t}$$

(37) $$\text{dlog } p = G_1 \, q_{t-1} + G_2 \, p_{t-1} + \beta \, p'_{t-1} \, x_{t-1} + \gamma + \mu_{2t}$$

que nous estimons par doubles moindres carrés et triples moindres carrés sous les contraintes linéaires de symétrie de la matrice B.

CHAPITRE 3

METHODES D'ESTIMATIONS UTILISEES

A. Estimation du modèle contenant l'épargne

Nous désirons estimer le modèle (28) sujet aux restrictions linéaires (29). Ce modèle est en fait un système complet d'équations où l'on peut supposer que les perturbations aléatoires η_t sont reliées entre elles d'une équation à l'autre, mais non d'une période à l'autre. La matrice de variances-covariances peut donc s'écrire $V = \Omega \otimes I$. Nous utilisons alors la méthode des moindres carrés généralisés développée par Zellner sous contraintes linéaires.

Introduisons d'abord les moindres carrés généralisés sans contrainte. Nous pouvons toujours écrire le modèle (28) sous une forme simplifiée: $y = Z\beta + \mu$, où Z est une matrice diagonale par bloc dont chaque bloc est identique, puisque les variables explicatives sont les mêmes dans chacune des équations. Dans ce cas l'estimateur des moindres carrés généralisés sans contrainte est: $\hat{\beta} = (Z' V^{-1} Z)^{-1} Z' V^{-1} y$. V étant inconnue, nous la remplaçons par un estimateur convergent résultant des résidus des moindres carrés ordinaires, appliqués sur chaque équation, que l'on note $\hat{V}$. L'estimateur devient donc $\hat{\beta}^* = (Z' \hat{V}^{-1} Z)^{-1} Z' \hat{V}^{-1} y$.

Cependant, l'estimation qui nous intéresse est plutôt sous contraintes. Il nous faut donc parler du concept de contraintes linéaires introduit à la fin du chapitre 1. Comme nous l'avons déjà mentionné, les contraintes de négativité sont non-linéaires; donc très difficiles à imposer en pratique. Et, de plus, elles ne donnent pas vraiment de degrés de liberté au niveau des tests. Cependant, elles sont souvent automatiquement atteintes du moins pour ce qui est de la condition nécessaire c'est-à-dire la diagonale négative. C'est pour toutes ces raisons que nous ne les introduisons pas explicitement. De plus, le système étant construit de façon à avoir automatiquement l'additivité, les contraintes de symétrie impliquent automatiquement les contraintes d'homogénéité. Les contraintes linéaires se ramènent donc à la symétrie seulement, les autres étant entrées implicitement dans la construction du modèle.

Puisque ces contraintes relient les coefficients des différentes équations entre eux, nous devons estimer le système par moindres carrés généralisés contraints et non par moindres carrés ordinaires, que l'on aurait pu prendre puisque nous avions les mêmes régresseurs. Cependant, les contraintes reliant les différentes équations nous obligent à écarter cette méthode puisqu'elle ne considère pas l'ensemble du système.

La formulation des contraintes de symétrie peut s'écrire comme suit:

$$(38) \qquad R\beta = r$$

L'estimateur des moindres carrés généralisés sous contraintes sera donc

$$(39) \qquad \tilde{\beta} = \hat{\beta}^* + CR' \, (RCR')^{-1}(d-R\hat{\beta}^*)$$

où $\hat{\beta}^* = C(Z'V^{-1}y)$ et $C = (Z'V^{-1}Z)^{-1}$. Il est important de noter que lorsque nous introduisons les contraintes, nous perdons les propriétés de petits échantillons. Nous n'avons donc que des propriétés asymptotiques. Notons également que nous itérons sur la matrice de variances-covariances des perturbations aléatoires jusqu'à convergence. Dans ce cas la méthode de Zellner revient au maximum de vraisemblance. L'estimateur des moindres carrés généralisés contraint possède des propriétés asymptotiques de convergence et d'efficience. De plus, la matrice de variances-covariances de l'estimateur est:

$$V(\tilde{\beta}) = [\, C-CR'(RCR')^{-1}RC \,] \text{ où } C \text{ est définie comme précédemment.}$$

B. Estimation du modèle sans l'épargne

Nous désirons maintenant estimer le modèle (31) sujet aux restrictions linéaires (32). Nous remarquons que nous sommes en présence du même modèle que (28) sujet à (29), auquel on a enlevé l'épargne. Dans ce cas nous faisons l'hypothèse d'une covariance nulle entre les variables explicatives stochastiques et les perturbations aléatoires c'est-à-dire que nous croyons que les prix sont exogènes. Nous estimons ce système exactement comme dans la partie A de ce chapitre, soit par moindres carrés généralisés contraints. Nous obtenons les mêmes résultats théoriques à l'exception de la partie qui concerne l'épargne. Le lecteur intéressé pourra retourner à la partie A de ce chapitre et refaire la preuve de l'équivalence des hypothèses.

C. Estimation du modèle sans l'épargne avec la spécification des prix

Nous désirons, enfin, estimer les équations (36) et (37) sujettes aux restrictions linéaires (32). Dans ce cas, nous faisons l'hypothèse que les prix sont endogènes ou encore, que la covariance est non nulle entre les variables explicatives stochastiques et les perturbations aléatoires. Nous sommes alors en présence d'un système d'équations simultanées, puisque des variables endogènes apparaissent comme variables explicatives. Nous pouvons alors choisir entre deux genres d'estimations différentes.

La première consiste à tenir compte des restrictions sur une seule équation à la fois, tout dépendant des hypothèses des modèles: nous pouvons les estimer par moindres carrés ordinaires, doubles moindres carrés, ou par maximum de vraisemblance à information limitée. La deuxième consiste à considérer toute l'information du système; nous pouvons alors estimer l'ensemble du système par triples moindres carrés, ou par maximum de vraisemblance à information complète.

D'après les hypothèses de notre modèle, nous avons estimé le système d'équations par doubles moindres carrés et triples moindres carrés, sans contrainte et sous contraintes linéaires. Nous nous contenterons d'expliquer l'estimateur des triples moindres carrés sans contrainte et sous contraintes, puisque nous présenterons les résultats de cette estimation dans un chapitre suivant. L'estimateur des triples moindres carrés étant à information complète, nous croyons préférable d'en tenir compte à cause notamment des contraintes linéaires imposées sur tout le système, et du fait que l'on suppose que les erreurs aléatoires sont reliées d'une équation à l'autre. Il y a cependant un léger danger à utiliser les triples moindres carrés. En effet, lorsque l'on a des raisons de penser qu'il y a erreurs de spécification, l'estimateur devient alors non convergent et l'estimation de tout le modèle en est faussée. Dans ce cas, nous préférons revenir aux doubles moindres carrés qui sont à information limitée mais beaucoup plus fiables, puisqu'ils estiment une équation à la fois.

L'estimation des triples moindres carrés peut être décomposée en quelques étapes. "La première étape de cette procédure consiste en une régression multiple classique de chaque variable endogène par rapport à toutes les variables exogènes; elle fournit des estimations préliminaires pour les espérances mathématiques des variables endogènes" (3). Puis nous effectuons un moindre carré généralisé sur le

---

(3) Malinvaud (1978). p. 751.

système en utilisant comme matrice de variances-covariances, celle obtenue des résidus des estimations par doubles moindres carrés.

Le triple moindre carré développé par Zellner et Theil, où l'on a L équations structurelles et n observations, peut se résumer comme suit: $y \quad Z\delta + \varepsilon$, où Z est une matrice bloc diagonale. $Z_j = [\,Y_j\ X_j]$ on multiplie l'équation par $I \otimes X'$ puis on obtient l'estimateur: $\delta = (Z'\,[\Sigma^{-1} \otimes X(X'X)^{-1}X']\ Z)^{-1}\ Z'\ (\Sigma^{-1} \otimes X(X'X)^{-1}X')\ y$. Σ étant inconnue, on la remplace par S: la matrice des variances-covariances des doubles moindres carrés. $\hat{\delta} = [\,Z'\ (S^{-1} \otimes X(X'X)^{-1}X')\ Z\,]^{-1}\ Z'\ [S^{-1} \otimes X(X'X)^{-1}X'\ ]y$ est l'estimateur des triples moindres carrés qui a les propriétés suivantes: il est convergent et asymptotiquement efficace.

Parlons enfin des triples moindres carrés sous contraintes linéaires; nous avons q contraintes de la forme $r = R\delta$ où r et R sont les matrices connues appropriées et R est de plein rang. Alors, l'estimateur des triples moindres carrés contraint est:

$$(40) \qquad \hat{\delta}^* = \hat{\delta} + CR'\ (RCR')^{-1}\ (r - R\hat{\delta})$$

où $\hat{\delta}$ est l'estimateur des triples moindres carrés sans contrainte et $C = (Z'\ (S^{-1} \otimes X\ (X'X)^{-1}\ X')\ Z)^{-1}$. $\hat{\delta}^*$ a les mêmes propriétés que $\hat{\delta}$. En effet, il est convergent et asymptotiquement efficace.

CHAPITRE 4

TESTS

Dans ce chapitre, nous testons d'abord l'hypothèse d'exogénéité des prix que plusieurs auteurs ont défendu dans l'estimation des systèmes complets de demande. Ensuite, nous abordons les tests sur les propriétés linéaires des modèles, quoique, en fait, il suffira de tester seulement la symétrie sur la matrice de Slutsky comme nous l'avons expliqué au chapitre précédent.

A. Test d'exogénéité

Nous désirons tester l'hypothèse que les prix soient exogènes versus endogènes. Nous pouvons aussi formuler le test d'exogénéité de la façon suivante: les variables explicatives sont-elles oui ou non stochastiquement indépendantes des perturbations aléatoires ?

Nous pouvons exprimer la matrice de variances-covariances de tous les vecteurs de perturbations aléatoires découlant des équations (36) et (37) $\begin{bmatrix} \mu_{1t} \\ \mu_{2t} \end{bmatrix}$ comme Σ pour toutes les périodes de temps. Notons que dans ces équations nous considérons les prix comme étant endogènes. En fait, nous avons estimé le système d'équations simultanées (36) et (37) sujet aux restrictions linéaires (32). Cependant, pour les besoins de la démonstration théorique du test, nous pouvons toujours écrire ce système sous la forme suivante:

(41) $\quad y_{1t} = By_{2t} + Cz_{1t} + \mu_{1t}$

(42) $\quad y_{2t} = Dz_{2t} + \mu_{2t}$

(43) $\quad R \begin{bmatrix} B \\ C \end{bmatrix} = S$

où y_{1t} et y_{2t} sont les variables endogènes du système et évidemment, z_{1t} et z_{2t} sont les variables exogènes. Remarquons que nous sommes en présence d'un système triangulaire par bloc, puisque nous pouvons écrire le système sous la forme:

(44) $$\begin{bmatrix} I & - B \\ 0 & - I \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C & 0 \\ 0 & D \end{bmatrix} \begin{bmatrix} z_{1t} \\ z_{2t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mu_{1t} \\ \mu_{2t} \end{bmatrix}$$

sujet aux restrictions habituelles.

Nous désirons donc tester une hypothèse que nous définissons par H_0 : y_{2t} est stochastiquement indépendant de μ_{1t} versus, l'hypothèse inverse H_1 : y_{2t} n'est pas stochastiquement indépendant de μ_{1t}.

Sous H_0 , nous remarquons que le modèle devient bloc récursif, puisque nous avons supposé "que les erreurs affectant les diverses équations structurelles sont indépendantes les unes des autres" (4). La

(4) Malinvaud, (1978) p.745.

matrice Σ est donc diagonale. Nous appliquons alors les moindres carrés généralisés itératifs sur le modèle (41) sujet à (43) et les moindres carrés ordinaires sur (42). Rappelons que lorsque nous itérons, les moindres carrés généralisés sont asymptotiquement équivalents au maximum de vraisemblance. Appelons ces estimateurs B*, C* et D* qui ont les propriétés suivantes: convergence et efficacité asymptotique. De plus, $\Sigma^* = \begin{bmatrix} \Sigma_1^* & 0 \\ 0 & \Sigma_2^* \end{bmatrix}$ est la matrice des variances-covariances des résidus.

Sous H_1, c'est-à-dire: y_{2t} n'est pas stochastiquement indépendant des μ_{1t}. Il nous faut appliquer une méthode à information complète puisque les erreurs aléatoires sont reliées d'une équation à l'autre. Nous avons donc utilisé les triples moindres carrés qui sont asymptotiquement équivalents au maximum de vraisemblance à information complète. Dans ce cas, les estimateurs $\tilde{B}$, $\tilde{C}$, $\tilde{D}$ sont convergents et asymptotiquement efficaces également. Appelons $\tilde{\Sigma}$ la matrice de variances-corariances des résidus.

Il serait alors possible de tester H_0 en comparant les valeurs des maximum de vraisemblance. Nous aurions pu faire le test suivant:

(45) $\quad T\,(\log|\Sigma_1^*| + \log|\Sigma_2^*| - \log|\tilde{\Sigma}|) \sim \chi^2$

(Le lecteur intéressé pourra se référer à Engle, Hendry et Richard (1980) [7] pour de plus amples informations sur le test d'exogénéité.)

Mais, vu les faiblesses et les limites des programmes exécutant le maximum de vraisemblance à information complète, nous avons préféré développer à la place, un test de biais asymptotique en généralisant un test de type Wu-Hausman. Voici la démarche principale; nous pouvons transformer l'équation (41) en une version équivalente représentée par (46) et (47):

$$(46) \qquad y_{1t} = B_2\, y_{2t}^{*} + Cz_{1t} + B_3\, \mu_{2t}^{*} + \mu_{1t}$$

$$(47) \qquad B_2 = B_3 = B$$

où y_{2t}^{*} sont les valeurs calculées de y_{2t} résultant de la régression de y_{2t} sur toutes les variables exogènes du modèle, c'est-à-dire sur z_{1t} et z_{2t}. Bien entendu, $\mu_{2t}^{*} = y_{2t} - y_{2t}^{*}$.

Nous faisons alors les hypothèses suivantes: H_0 : plim $B_2^{*} - B_3^{*} = B_2 - B_3 = 0$ où B_2^{*} et B_3^{*} sont les estimateurs des moindres carrés généralisés de (46) sujet à

$$(48) \qquad R \begin{bmatrix} B_2 \\ C \end{bmatrix} = S$$

que l'on a, bien sûr, itérés tandis que nous définissons H_1 comme: plim $B_2^{*} = B_2$ mais plim $B_3^{*} \neq B_3$.

Nous pouvons donc tester une conséquence de H_0; soit le manque de biais asymptotique de B_3^{*}. Sous les restrictions (47), le test se définit donc comme:

$$(49) \qquad T \ \mathrm{tr}\, \Sigma^{-1}(\hat{\hat{\Sigma}} - \hat{\Sigma}) \sim \chi^2_q$$

q étant le nombre d'équations dans (47). $\hat{\hat{\Sigma}}$ est définie comme étant la matrice de variances-covariances des résidus résultant des moindres carrés généralisés de (46) sujet à (47) et (48) que l'on a itérés ou encore, en termes pratiques; c'est la matrice des résidus des moindres carrés généralisés itératifs sous contraintes de symétrie et sous contraintes d'exogénéité . $\hat{\Sigma}$ est la matrice de variances-covariances des résidus résultant des moindres carrés généralisés de (46) sujet à (48) ou encore, les résidus des moindres carrés généralisés sous contraintes de symétrie; mais sans contrainte d'exogénéité. De plus, $\Sigma = \hat{\hat{\Sigma}}$, $\hat{\hat{\Sigma}}$ est un estimateur convergent de Σ puisque celui-ci est inconnu.

En dernier lieu, il est important de faire remarquer au lecteur que ce test se fait sur l'ensemble du système donc, l'acceptation de l'exogénéité implique le système au complet. Cependant, le rejet ne veut pas nécessairement dire que chaque équation n'est pas exogène. Il peut suffir d'une seule équation où les prix sont endogènes pour rejeter le test. Nous aurions pu tester chaque équation séparément, cependant, nous étions intéressés à étudier le fait que les erreurs aléatoires sont reliées d'une équation à l'autre. Ainsi, il était de loin préférable de considérer le système au complet.

B. Test de symétrie

Nous abordons maintenant le test sur les contraintes linéaires qui équivaut en fait, à tester la symétrie seulement; nous l'avons déjà montré. Les contraintes de symétrie peuvent se résumer ainsi $B_{ij} = B_{ji}$ $\forall$ $i \neq j$ $i,j = 1,\ldots,n$ où B_{ij} représente les coefficients de la matrice de Slutsky. Les paramètres estimés sont ceux de n-1 équations puisque les coefficients de la n ième équation sont obtenus à l'aide des propriétés d'homogénéité et d'additivité.

Pour tester la symétrie, nous pouvons utiliser plusieurs tests soient: le critère de Wald, le multiplicateur de Lagrange, et le rapport de vraisemblance qui suivent une χ^2 à q degrés de liberté, ou encore, on peut appliquer un test de Fisher. Nous allons expliquer le test du rapport de vraisemblance qui nous conduira au test de Fisher.

Puisque dans l'estimation des triples moindres carrés, lorsque l'on considère les prix comme endogènes, le programme SPSS nous fournit seulement la statistique F pour les contraintes de symétrie, il sera alors plus facile de la comparer avec la statistique F fournie dans l'estimation par moindres carrés généralisés lorsque l'on considère les prix comme exogènes.

Le test du rapport de vraisemblance, expliqué entre autres par Byron (1970) [5], consiste premièrement à développer les fonctions de vraisemblance non contraintes ($\hat{L}$) et contraintes ($\tilde{L}$):

$$(50) \qquad \hat{L} = (2\pi)^{-nT/2} \; |\Omega|^{-T/2} \; \exp\{-\frac{1}{2} \sum_t \hat{\mu}_t' \, \Omega^{-1} \, \hat{\mu}_t\}$$

$$(51) \qquad \tilde{L} = (2\pi)^{-nT/2} \; |\Omega|^{-T/2} \; \exp\{-\frac{1}{2} \sum_t \tilde{\mu}_t' \, \Omega^{-1} \, \tilde{\mu}_t\}$$

où $\hat{\mu} = y - Z\hat{\beta}$ est la matrice des résidus non contraintes estimée par moindres carrés ordinaires, et $\tilde{\mu} = y - Z\tilde{\beta}$ est la matrice des résidus sous contraintes de symétrie estimée par moindres carrés généralisés.

Puis nous faisons le rapport des fonctions de vraisemblance contraintes sur les non contraintes, soit:

$$(52) \quad \lambda = \frac{\tilde{L}}{\hat{L}} = \exp\{\frac{-1}{2} \sum_t \tilde{\mu}_t' \, \Omega^{-1} \, \tilde{\mu}_t + \frac{1}{2} \sum_t \hat{\mu}_t' \, \Omega^{-1} \, \hat{\mu}_t\} \sim \chi_q^2$$

Appliquons ensuite une transformation monotone croissante qui ne change rien aux propriétés de la fonction; nous obtenons:

$$(53) \quad -2 \log\lambda = \{\sum_t \tilde{\mu}_t' \, \Omega^{-1} \, \tilde{\mu}_t - \sum_t \hat{\mu}_t' \, \Omega^{-1} \, \hat{\mu}_t\} \sim \chi_q^2$$

En appliquant le théorème sur les traces: $x' Ax = \mathrm{tr}\, Ax\, x'$ on obtient:

$$(54) \quad \mathrm{tr} \; \Omega^{-1} \; \{\sum_t \tilde{\mu}_t \, \tilde{\mu}_t' - \sum_t \hat{\mu}_t \hat{\mu}_t'\} \sim \chi_q^2$$

d'où: $T \, \mathrm{tr} \, \Omega^{-1} \, \{ \tilde{\Omega} - \hat{\Omega} \} \sim \chi_q^2$

et, $\tilde{\Omega} = \dfrac{\sum_t \tilde{\mu}_t \, \tilde{\mu}_t'}{T}$ $\qquad \hat{\Omega} = \dfrac{\sum_t \hat{\mu}_t \, \hat{\mu}_t'}{T}$

mais, Ω étant inconnue nous prenons un estimateur convergent de Ω (par exemple la matrice de variances-covariances des résidus des moindres carrés ordinaires). Le test du rapport de vraisemblance s'exprime donc en pratique par:

$$(55) \qquad T \; tr \; \hat{\Omega}^{-1} \; (\tilde{\Omega} - \hat{\Omega})$$

qui suit asymptotiquement une loi χ^2 à q degrés de liberté.

Nous pouvons également tester la symétrie à l'aide d'un test de Fisher, voir Deaton (1972) [6] , qui consiste en un rapport de deux χ^2 indépendantes. Le principe est de diviser le test du rapport de vraisemblance vu en (55), qui considère le modèle contraint et non contraint, par une χ^2 , qui considère le modèle non contraint. Le test peut donc s'écrire:

$$(56) \qquad \frac{T \; tr \; \Omega^{-1} \; (\tilde{\Omega} - \hat{\Omega}) \; / \; q}{T \; tr \; \Omega^{-1} \; (\hat{\Omega}) \; / \; (n-1) \; (T-k)}$$

qui suit une loi de Fisher à q et (n-1) (T-k) degrés de liberté; où q représente le nombre de restrictions; n est le nombre de biens; T représente le nombre de données en dlog; et k le nombre de variables explicatives.

Le test se résume donc en H_0 : la symétrie est compatible avec les données utilisées versus H_1 : la symétrie n'est pas compatible avec les données utilisées.

CHAPITRE 5

ANALYSE DES RESULTATS DU MODELE AVEC L'EPARGNE

Pour estimer le modèle théorique (28), sujet aux restrictions linéaires (29), nous avons utilisé des séries chronologiques canadiennes annuelles per capita de 1947 à 1980. Nous avons choisi un agrégat à 4 biens qui comprend: les biens durables, semi-durables, non-durables et les services, auquel nous avons ajouté l'épargne personnelle.

Avant de commencer l'analyse comme telle, éclarcissons quelques points généraux. Dans un premier temps, explicitons un peu les composantes de la matrice de Slutsky contrainte (B). Tout d'abord, définissons les termes substituts et compléments suivant Hicks. Nous disons que deux biens sont substituts si l'effet prix compensé de l'un sur la quantité de l'autre est positif. Bien entendu, nous parlons des éléments hors-diagonaux. Puis inversement, deux biens sont compléments si cet effet prix est négatif. De plus, nous nous attendons à ce qu'il y ait plus d'éléments substituts que d'éléments compléments. Puisque B est négative semi-définie, ses éléments diagonaux devraient être non positifs. En plus, les contraintes $B\iota = 0$ impliquent que les éléments hors-diagonaux sont plus souvent positifs; donc ils sont substituts.

En second lieu, parlons un peu du point de vue économétrique. Il est de pratique courante de regarder si chaque coefficient est significativement différent de zéro à l'aide d'un test de Student. Dans notre cas, les moindres carrés généralisés ont des propriétés asymptotiques seulement. Alors le test de Student n'est plus approprié. Nous pouvons cependant le remplacer par une loi normale centrée réduite puisqu'asymptotiquement les t de Student suivent une loi N (0,1): P (N(0,1) > 1.282) $\simeq$ .10. Il suffit alors de comparer le rapport entre le coefficient et son écart-type (représenté par les chiffres entre crochets dans les tableaux). Si cette valeur est supérieure à 1.282, le coefficient n'est pas significativement différent de zéro à un niveau de 90%.

Regardons, plus en détail les résultats du tableau 1. Prenons la matrice B; nous voyons que les éléments sur la diagonale sont tous négatifs significatifs, ce qui remplit la condition nécessaire pour que B soit négative semi-définie. De plus, lorsque nous mettons les éléments non-significatifs à zéro, la condition nécessaire et suffisante est vérifiée. Sur les 10 éléments hors-diagonaux, 4 des 7 éléments positifs sont significatifs. Nous constatons donc que les biens non-durables sont substituts aux services et à l'épargne personnelle, et en plus, que l'épargne personnelle est substitut aux biens durables et semi-durables. En effet, il semble justifié que le consommateur désire acheter des biens durables et semi-durables au lieu d'épargner de grosses sommes d'argent. Nous remarquons ensuite que les biens semi-durables sont compléments aux biens durables et non-durables (parce que ces couples de biens sont complémentaires quant aux goûts des consommateurs).

<u>Tableau 1</u>

4 biens et Epargne, Canada, annuelles, 1947 à 1980.

	B					b	γ
biens durables	-.1642 (.0437)	-.0464 (.0241)	.0299 (.0253)	-.0195 (.0565)	.2002 (.0736)	.1853 (.0426)	.0021 (.0042)
biens semi-durables	-.0464 (.0241)	-.0400 (.0279)	-.0509 (.0207)	.0485 (.0411)	.0888 (.0446)	.0438 (.0225)	.0001 (.0023)
biens non-durables	.0299 (.0253)	-.0509 (.0207)	-.1878 (.0294)	.1012 (.0467)	.1076 (.0540)	.0585 (.0265)	.0066 (.0027)
services	-.0195 (.0565)	.0485 (.0411)	.1012 (.0467)	-.2426 (.1422)	.1124 (.1299)	.0961 (.0514)	.0017 (.0055)
Epargne	.2002 (.0736)	.0888 (.0446)	.1076 (.0540)	.1124 (.1299)	-.5091 (.1980)	.6164 (.0997)	-.0105 (.0100)

	L			
	dp_{-1}	bd_{-1}	$sumlod_{-1}$	dp_{-2}
biens durables	.0832 (.0984)	.4434 (.2076)	-.1641 (.0508)	.0753 (.0516)
biens semi-durables	.1557 (.0557)	.3512 (.1137)	-.0582 (.0275)	-.0422 (.0273)
biens non-durables	.1200 (.0679)	.4863 (.1390)	-.0882 (.0323)	-.0182 (.0322)
services	.1000 (.1463)	-.0502 (.2759)	.0235 (.0623)	.0158 (.0623)
Epargne	-.4589 (.2526)	-1.231 (.5145)	.2870 (.1188)	-.0308 (.1204)

$F = 1.512$

Nous avons estimé le modèle (28) sujet aux restrictions (29).

Les différentes propensions marginales à consommer (b) sont très significatives (la plus élevée étant celle des biens durables suivie des services, des biens non-durables et enfin des biens semi-durables). La propension marginale à épargner est très significative; soit d'environ .62. Il n'est cependant pas surprenant qu'elle soit aussi élevée, puisque nous considérons la variation de la richesse cumulée et non seulement le revenu disponible. L'ordonnée à l'origine (γ) n'a qu'un seul coefficient significatif. Nous croyons qu'il soit possible que le modèle passe par l'origine. Cependant, nous introduisons toujours une ordonnée à l'origine pour dépister si des variables explicatives n'auraient pas été oubliées; puisque dans les modèles, certains effets que l'on n'a pas expliqué, peuvent se retrouver dans l'ordonnée à l'origine. Il semble que dans notre cas le modèle soit assez complet.

Parlons maintenant de la matrice L des anticipations. Nous trouvons que les variations de l'indice de prix à la consommation retardé (dp_{-1}) ont un effet positif significatif sur les biens semi-durables et non-durables, mais un effet négatif sur l'épargne; ce qui semble assez réaliste. La 2e colonne de L représente les achats de biens durables retardés (bd_{-1}). Ils ont des effets positifs significatifs sur les biens durables, semi-durables, et non-durables. Par contre, ils ont des effets négatifs significatifs sur l'épargne. Les variations de la richesse réelle retardée d'une période ($Sumlod_{-1}$) ont des effets significatifs très grands sur les demandes (positifs sur l'épargne, et négatifs sur les biens durables, semi-durables et non-durables). Finalement, les variations de l'indice de prix à la consommation retardé de deux périodes (dp_{-2}) ont un effet positif sur les biens durables, et négatif sur les biens semi-durables.

De plus, le test F sur la cohérence entre les restrictions à priori et l'information échantillonnale ne conduit pas à rejeter les contraintes linéaires; l'estimé de F étant $1.5116 < 1.95$ à 95% pour 10 et 88 degrés de liberté.

Au tableau 2, nous avons repris le même modèle,auquel nous avons ajouté d'autres variables exogènes, soient: l'indice des prix à la consommation retardé d'une période mis au carré, et surtout les dépenses gouvernementales.

Il existe toute une littérature sur la pertinence d'ajouter aux variables exogènes les dépenses gouvernementales. Cependant, il faudrait modifier quelque peu la fonction de préférence,c'est-à-dire ajouter le niveau de biens publics (e) à la fonction originale. D'où le problème de maximisation, pouvant s'écrire: $\max U(\underset{\sim}{x}, x_t, \tilde{x}, e)$. Or, il serait assez long d'expliciter cette théorie plus à fond (ce n'est pas l'objet principal du mémoire d'économétrie). Le lecteur intéressé pourra cependant se référer à Malinvaud (1977) [10] pour compléter son analyse.

Voyons l'analyse du tableau 2. Encore une fois, la diagonale de la matrice B est négative et tous ses éléments sont significatifs.

Tableau 2

4 biens et Epargne, Canada, annuelles, 1947 à 1980

	B					b	γ
biens durables	-.1858 (.0490)	-.0654 (.0249)	.0097 (.0263)	-.0326 (.0618)	.2741 (.0786)	.1894 (.0444)	-.0006 (.0047)
biens semi-durables	-.0654 (.0249)	-.0587 (.0291)	-.0615 (.0214)	.0576 (.0432)	.1280 (.0463)	.0419 (.0212)	-.0022 (.0022)
biens non-durables	.0097 (.0263)	-.0615 (.0214)	-.1945 (.0314)	.1136 (.0505)	.1328 (.0576)	.0625 (.0251)	.0046 (.0027)
services	-.0326 (.0618)	.0576 (.0432)	.1136 (.0505)	-.2096 (.1573)	.0710 (.1504)	.1160 (.0560)	.0010 (.0060)
Epargne	.2741 (.0786)	.1280 (.0463)	.1328 (.0576)	.0710 (.1504)	-.6058 (.2091)	.5902 (.0908)	-.0028 (.0094)

	L					
	dp_{-1}	dp^2_{-1}	bd_{-1}	$sumlod_{-1}$	dp_{-2}	dG
biens durables	.5152 (.2475)	-2.985 (1.707)	.5815 (.2089)	-.1691 (.0499)	.0183 (.0567)	-.0045 (.0026)
biens semi-durables	.4401 (.1261)	-2.089 (.8354)	.4322 (.1074)	-.0606 (.0246)	-.0776 (.0273)	-.0021 (.0012)
biens non-durables	.3538 (.1550)	-1.732 (.9970)	.5381 (.1347)	-.0891 (.0291)	-.0519 (.0327)	.0028 (.0015)
services	.0733 (.3526)	.0066 (2.214)	-.1280 (.3002)	.0273 (.0641)	.0022 (.0718)	-.0033 (.0033)
Epargne	-1.383 (.5621)	6.799 (3.605)	-1.424 (.4785)	.2915 (.1019)	.1090 (.1166)	.0126 (.0052)

F = 1.358

Nous avons estimé le modèle (28) sujet aux restrictions (29).

Comme pour le tableau 1 la condition nécessaire et suffisante est vérifiée. De plus, nous avons les mêmes signes et les mêmes éléments hors-diagonaux significatifs; à l'exception des biens semi-durables qui sont en plus substituts aux services. Les propensions marginales à consommer sont toutes significatives et ont à peu près le même ordre de grandeur qu'au tableau 1. La propension marginale à épargner a diminué légèrement de .62 à .59. De plus, le même coefficient de l'ordonnée à l'origine est significatif.

Pour ce qui est de la matrice L des anticipations, les variations de l'indice de prix à la consommation retardé d'une période ont été intégrées sous une forme linéaire (dp_{-1}) et non linéaire (dp^2_{-1}). Quatre éléments sont significatifs dans les deux cas. La forme (dp_{-1}) a un effet positif sur les biens durables, semi-durables et non-durables, mais négatif sur l'épargne. La forme quadratique (dp^2_{-1}) a un effet négatif sur les biens durables, semi-durables et non-durables, et positif sur l'épargne. Les variations d'achats de biens durables (bd_{-1}) ont un effet positif sur les biens durables, semi-durables et non-durables, tandis qu'ils ont un effet négatif sur l'épargne; ce qui semble normal. Les variations de la richesse réelle retardée ($Sumlod_{-1}$) d'une période ont des effets négatifs sur les biens durables, semi-durables et non-durables, et un effet positif sur l'épargne. Les variations d'indice de prix à la consommation retardé de deux périodes (dp_{-2}) ont des effets négatifs sur les biens semi-durables et non-durables.

Pour ce qui est des variations de dépenses gouvernementales courantes, (représentées à la dernière colonne (dG)), elles ont un effet négatif significatif sur les biens durables et semi-durables, et positif sur les biens non-durables et l'épargne. Le fait que quatre des cinq coefficients sont significatifs, implique que les dépenses gouvernementales ont leur raison d'être dans ce modèle. De plus, nous remarquons que les résultats restent sensiblement les mêmes pour le tableau 2 que pour le tableau 1. Donc le modèle présenté au tableau 2 est vraiment pertinent. Enfin, le test F ne conduit pas à rejeter les restrictions à priori, puisque $1.36 < 1.95$ à 95% pour 10 et 80 degrés de liberté.

CHAPITRE 6

ANALYSE DES RESULTATS DES MODELES SANS L'EPARGNE

Dans ce chapitre, nous utiliserons pour estimer les différents modèles, des séries chronologiques canadiennes et américaines annuelles per capita.

Considérons d'abord que les prix sont exogènes; comme la plupart des théories économiques le prétendent. Pour ce faire, étudions l'estimation du modèle (29) sujet à (32) estimé, par moindres carrés généralisés sous contraintes linéaires de symétrie, sur des données canadiennes annuelles per capita de 1947 à 1980. Nous avons opté pour un agrégat à 4 biens soient: les biens durables, semi-durables, non-durables et les services; dont les résultats sont présentés au tableau 3. Les éléments sur la diagonale de B sont tous négatifs significatifs. Donc, la condition nécessaire pour que B soit négative semi-définie est remplie. En plus, nous avons vérifié la condition nécessaire et suffisante, et elle est bien respectée. Deux des six éléments hors-diagonaux sont positifs significatifs: en effet, les biens durables sont substituts aux biens non-durables et aux services. Les propensions marginales à consommer sont toutes significatives. De fait, si le revenu augmente, les allocations dans les dépenses en biens et services seront réparties assez également. Trois ordonnées à l'origine sont significatives, dont deux sont négatives.

Comparons un peu ces résultats avec ceux des tableaux 1 et 2 où

Tableau 3

4 biens, Canada, annuelles, 1947 ã 1980.

	B				b	α
biens durables	-.20893 (.06598)	.01954 (.02762)	.08336 (.03730)	.10603 (.04991)	.23809 (.05589)	-.00252 (.00165)
biens semi-durables	.01954 (.02762)	-.04351 (.02581)	.02077 (.02089)	.00319 (.02698)	.20672 (.02847)	-.00324 (.00079)
biens non-durables	.08336 (.03730)	.02077 (.02089)	-.11329 (.03381)	.00916 (.03217)	.28005 (.03984)	-.00036 (.00123)
services	.10603 (.04991)	.00319 (.02698)	.00916 (.03217)	-.11838 (.05825)	.27513 (.05404)	.00612 (.00136)

$F = 1.053$

$$\hat{\omega} \text{ dlog } x = B \text{ dlog } p + b \, \iota' \hat{\omega} \text{ dlog } x + \alpha + \mu_{1t}$$

$$B = B' \quad B\iota = 0 \quad \iota' b = 1 \quad \iota' \alpha = 0 \quad \iota' \mu_{1t} = 0$$

nous avions introduit l'épargne. Pour ce qui est de la matrice B, nous avons des résultats assez différents puisque les deux coefficients substituts du tableau 3 ne sont pas significatifs dans les tableaux 1 et 2. Nous pensons que le fait d'introduire l'épargne amène le consommateur à planifier toute sa vie, donc à considérer un plan de consommation différent du cas où l'épargne n'est pas incluse. Cependant, puisque dans les tableaux 1 et 2, trois des quatre coefficients sont significativement différents de zéro, nous croyons qu'il est important d'introduire l'épargne dans notre modèle. Nous avons quand même décidé d'introduire un modèle sans l'épargne, pour pouvoir le comparer plus facilement avec un modèle où les prix sont considérés comme endogènes; s'il y a lieu. Enfin, nous ne rejetons pas les contraintes de symétrie car $F = 1.053 < F(6,60) = 2.25$ à un niveau de 95%.

Appliquons maintenant le test d'exogénéité présenté au chapitre 4. Puisque $T \operatorname{tr} \Sigma^{-1} (\hat{\hat{\Sigma}} - \hat{\Sigma}) = 7.135 < \chi^2_{12} = 21.03$ alors je ne rejette pas H_0, c'est-à-dire, je ne rejette pas l'exogénéité à un niveau de 95%. Il s'avère donc justifiable de considérer les prix comme exogènes; du moins si on se préoccupe seulement de l'absence de biais asymptotique, ce qui était l'objet du test. Nous n'avons pas besoin dans ce cas de considérer les prix comme endogènes puisque le test ne rejette pas l'exogénéité.

Voyons maintenant si les résultats tirés des séries chronologiques aux Etats-Unis (annuelles per capita de 1948 à 1978) sont semblables à ceux obtenus au Canada. Pour se faire, nous avons pris un agrégat disponible à 3 biens, soient: les biens durables, non-durables et les services.

Considérons d'abord les prix comme exogènes; les résultats de l'estimation sont représentés au tableau 4. Pour la matrice B, un seul élément sur la diagonale est négatif significatif. Ce qui ne nous révèle pas beaucoup de choses sur la condition nécessaire de négativité de B. Deux des trois éléments hors-diagonaux sont significatifs: les biens durables sont compléments aux biens non-durables, et les biens non-durables sont substituts aux services. Les propensions marginales à consommer et les ordonnées à l'origine sont toutes significatives. Enfin, nous ne rejetons pas les contraintes de symétrie: $F = .9806 < F\,(3,60) = 2.76$ à un niveau de 95%. Il s'avère assez difficile de comparer les agrégats américains et canadiens puisque nous n'avons pas le même nombre de biens; car les influences peuvent changer d'un agrégat à l'autre.

Voyons maintenant le test d'exogénéité: $T \text{ tr } \Sigma^{-1} (\overset{*}{\Sigma} - \hat{\Sigma}) = 10.94901 < \chi^2_6 = 12.59$; où je ne rejette pas l'exogénéité à un niveau de 95%. Cependant, si je teste à un seuil de 90%: $\chi^2_6 = 10.64$, alors je rejette l'exogénéité c'est-à-dire les prix peuvent être considérés comme endogènes. De plus, nous avons fait aussi des essais sur 3 biens américains en données trimestrielles et nous rejetons l'exogénéité même à un niveau de 95%.

Nous pouvons alors considérer les prix comme endogènes et estimer les modèles (34) et (35) sujets à (32), par triples moindres carrés sous

<u>Tableau 4</u>

3 biens, Américains, annuelles, 1948 à 1978.

	B			b	α
biens durables	.03628 (.05325)	-.04839 (.03520)	.01211 (.03443)	.48626 (.04871)	-.00531 (.00164)
biens non-durables	-.04839 (.03520)	-.01605 (.03134)	.06444 (.02182)	.30839 (.03857)	-.00197 (.00122)
services	.01211 (.03443)	.06444 (.02182)	-.07655 (.03372)	.20535 (.02922)	.00729 (.00105)

$F = .981$

$$\hat{\omega}\ d\log x = B\ d\log p + b\ \iota'\ \hat{\omega}\ d\log x + \alpha + \mu_{1t}$$

$$B = B' \quad B\iota = 0 \quad \iota' b = 1 \quad \iota'\alpha = 0 \quad \iota'\mu_{1t} = 0$$

contraintes linéaires sur les données américaines annuelles, per capita de 1948 à 1978, sur le même agrégat de 3 biens. Dans les équations de spécification de prix, nous avons choisi comme prix des facteurs de production : les indices de prix de l'investissement en construction non-résidentielle (PICNR) et en machinerie et équipement (PIME), ainsi que le taux de salaire (PW) de la période antérieure auxquels nous avons ajouté les prix des biens et services de consommation (PX_1,PX_2, PX_3) de la période antérieure. De plus, nous avons considéré la dépense totale (DTPC) per capita de la période antérieure.

Analysons le tableau 5 en commençant par la matrice B. Deux des trois éléments sur la diagonale de B sont négatifs, mais un seul est significatif. La condition nécessaire est respectée. Puis, la condition nécessaire et suffisante est vérifiée si nous augmentons légèrement en valeur absolue les éléments significatifs de la diagonale. Deux des trois éléments hors-diagonaux sont significatifs; les biens durables sont compléments aux biens non-durables et les biens non-durables sont substituts aux services. Nous remarquons que nous arrivons sensiblement aux mêmes résultats que lorsque nous considérons les prix comme exogènes. Les propensions marginales à consommer sont positives significatives et les ordonnées à l'origine sont toutes significatives, dont deux sont négatives.

Pour ce qui est des équations de prix, la moitié des coefficients sont significatifs. Cependant, il n'est pas facile de les interpréter puisqu'ils représentent plusieurs effets. D'une part, les effets des prix

Tableau 5

3 biens, Américains, annuelles, 1948 à 1978.

	B			b	α
biens durables	.04012 (.06301)	-.05598 (.04172)	.01586 (.04528)	.46740 (.04643)	-.00491 (.00170)
biens non-durables	-.05598 (.04172)	-.04527 (.03983)	.10125 (.02943)	.32070 (.03698)	-.00269 (.00125)
services	.01586 (.04528	.10125 (.02943)	-.11711 (.04788)	.21190 (.03006)	.00760 (.00123)

F = 1.236

	G_1			G_2			β	γ
	PICNR	PIME	PW	PX_1	PX_2	PX_3	DTPC	C
Prix biens durables	-.39975 (.33005)	.67512 (.34591)	.00664 (.02028)	-1.0869 (.29313)	.47894 (.21169)	-.25394 (.28351)	62.511 (43.799)	.34018 (.11000)
Prix biens non-durables	.56311 (.49749)	-.44426 (.51937)	.02052 (.03073)	-.30671 (.43254)	-.56204 (.31659)	-.01151 (.42959)	90.201 (66.042)	.35848 (.16324)
Prix services	.29798 (.18739	-.22259 (.19502	.03303 (.01167)	.03205 (.16080)	.00099 (.11718)	-.44208 (.16297)	8.8372 (24.993)	.08439 (.06110)

$$\omega \text{ dlog } x = B \text{ dlog } p + b\, \iota' \omega \text{ dlog } x + \alpha + \mu_{1t}$$

$$\text{dlog } p = G\ q_{t-1} + G_2 p_{t-1} + Bp'_{t-1}\ x_{t-1} + \gamma + \mu_{2t}$$

$$B = B' \quad B\iota = 0 \quad \iota'b = 1 \quad \iota'\alpha = 0 \quad \iota'\mu_{1t} = 0$$

et des revenus retardés sur le niveau de demande excédentaire retardée et d'autre part, l'effet du niveau de demande excédentaire retardée sur les variations de prix. Dans G_1, on remarque que peu de prix de l'offre sont significatifs (un pour chaque détermination de prix). Dans G_2, représentée par les prix des biens et services de consommation, on remarque que tous les éléments de la diagonale sont négatifs significatifs. Ceci suggère que l'offre d'un bien est plus sensible à son propre prix que la demande.

La colonne β, qui représente la dépense totale de la période passée, a un effet positif sur les prix. Ce qui peut suggérer qu'une augmentation des ressources initiales implique une diminution de la demande excédentaire; donc les prix des différents biens augmenteront. Enfin, les ordonnées à l'origine (γ) sont positives significatives et elles représentent le sentier naturel de croissance des prix. De plus, nous ne pouvons rejeter les contraintes de symétrie car $F = 1.2362 < F\ (6,120) = 2.18$ à un niveau de 95%.

Nous arrivons donc à un résultat contradictoire pour les agrégats canadiens et américains. En effet, nous ne rejetons pas l'exogénéité pour le Canada, tandis que nous pouvons la rejeter à 90% pour les Etats-Unis. Ce résultat peut peut-être s'expliquer par le fait que les prix sont probablement plus rigides au Canada qu'aux Etats-Unis. Donc ils répondraient mieux aux hypothèses d'exogénéité que les prix américains pour lesquels les marchés sont plus concurrentiels.

CONCLUSION

Lors de l'exposé théorique du modèle contenant l'épargne, nous avons montré que celle-ci peut être introduite dans un système complet de demande de biens de consommation sans perdre les propriétés des fonctions de demande néo-classique. Puis, lors de l'estimation nous avons constaté que la pratique rejoignait la théorie, en ce sens que les demandes de biens et services peuvent difficilement être estimées indépendamment de l'épargne personnelle, puisque celle-ci a des coefficients significativement différents de zéro. De plus, nous avons découvert que la structure locale de Slutsky ne peut être rejetée pour l'agrégat à 4 biens canadiens sur des données annuelles. Ensuite nous avons constaté que l'introduction des dépenses gouvernementales comme mesure du niveau de biens publics n'affecte pas beaucoup le résultat de l'estimation du tableau 2 comparativement au tableau 1. Elles ont cependant leur raison d'être puisque quatre coefficients sur cinq sont significatifs.

Pour l'agrégat à 4 biens canadiens, il semble préférable de considérer les prix comme exogènes lorsque nous présentons le modèle sans l'épargne. Cependant, pour l'agrégat à 3 biens américains nous arrivons à des résultats inverses; en effet, les prix peuvent être considérés comme endogènes.

Les équations de spécification de prix étant formulées à l'aide des hypothèses d'offre et de demande excédentaire, il serait intéressant de les retravailler afin d'améliorer les hypothèses d'ajustement de prix.

Il aurait été des plus intéressant de considérer aussi les prix comme endogènes dans un système complet de demande contenant les biens de consommation au sens propre et l'épargne personnelle. Le temps nous ayant fait faux bond, nous laissons le soin à d'autres de vérifier cette dernière approche. Il y a cependant une mise en garde à faire; l'introduction des anticipations étant assez complexe, il serait hasardeux de lui ajouter des équations de spécification de prix puisqu'il pourrait y avoir interaction entre les différents coefficients; ce qui compliquerait passablement l'interprétation économique.

BIBLIOGRAPHIE

[1] Barten, A.P., "Evidence on the Slutsky conditions for demand equations", The Review of Economics and Statistics, 49 (1967), p. 77-84.

[2] Barten, A.P., "The systems of consumer demand functions approach: A review", Econometrica, 45 (1977), p. 23-51.

[3] Barten, A.P. et Böhm, V., "Consumer theory", Handbook of Mathematical Economics, vol. II, Edited by K.J. Arrow and M.D. Intriligator. North Holland publishing compagny, 1982, p. 381-429.

[4] Bronsard, C., "From intertemporal strong quasi-concavity to temporary one". Département de sciences économiques de l'Université de Montréal. Cahier 8241, 1982.

[5] Byron, R.P., "The restricted Aitken estimation of sets of demand relation", Econometrica, 38 (1970), p. 816-830.

[6] Deaton, A.S., "The estimation and testing of systems of demand equations: A note", European Economic Review 3, (1972), p. 399-411

[7] Engle, R.F., Hendry, D.F. et Richard, J.-F. "Exogeneity, Causality and structural invariance in econometric modelling", Center of operations research and econometrics, (CORE), Discussion Paper 8038, Université de Louvain (1980).

[8] Grandmont, J.M., "Temporary general equilibrum theory", Econometrica, 45 (1977), p. 535-572.

[9] Maddala, G.S., et Nelson, F.D., "Maximum likelihood methods for models of markets in disequilibrium. "Econometrica, 42 (1974) p. 1013-1030.

[10] Malinvaud, E., Leçons de théorie microéconomique, Dunod, 1977.

[11] Malinvaud, E., Méthodes statistiques de l'économétrie, Dunod, 1978.

[12] Malinvaud, E., Réexamen de la théorie du chômage, Calmann-Lévy, 1980.

[13] Theil, H., "The information approach to demand analysis", Econometrica, 33 (1965), p. 67-87.

Annexe de données canadiennes

tiré de différents "Catalogues de statistique Canada".

1. # 90-201.

   Population : tableau 5: Effectif de la population du Canada et des provinces au 1er juin.

2. # 13-531 et # 13-201

   a) tableau 2: Dépense nationale brute en dollars courants.

   Investissement en construction non résidentielle et en machineries et équipements des administrations publiques et des entreprises.
   lignes: 6 et 10, 7 et 11

   b) tableau 4: Provenance du revenu personnel.

   Revenu brut du travail: Rémunération des salariés plus solde et indemnités militaires plus revenu net des exploitants agricoles au titre de la production agricole plus revenu net des entreprises individuelles non agricoles, loyers compris.
   lignes: 1, 2, 3, 4.

   c) tableau 5: Rapport entre le revenu national net au coût des facteurs, le revenu personnel, le revenu personnel disponible et l'épargne personnelle.

   Revenu personnel: ligne 6

   Impôts directs des particuliers: ligne 7

   Epargne personnelle: ligne 13

   d) tableau 6: Dépense nationale brute en dollars constants (1971).

   Dépenses publiques courantes en biens et services: ligne 2

   Investissement en construction non résidentielle et en machineries et équipements des administrateurs publiques et des entreprises.
   ligne: 6 et 11, 7 et 12

   e) tableau 53: Dépenses personnelles en biens et services de consommation, en dollars courants.

<u>Agrégat à 4 biens</u>: biens durables, semi-durables, non-durables et services.
lignes: 50, 51, 52, 53

f) <u>tableau 54</u>: Dépenses personnelles en biens et services de consommation, en dollars constants (1971).

<u>Agrégat à 4 biens</u>: biens durables, semi-durables, non-durables et services.
lignes: 59, 60, 61, 62

3. # 71-201

<u>Emploi</u>: tableau: Emploi les deux sexes 15 ans et plus, Canada.
série non-désaisonnalisée. moyenne annuelle.

4. Revue de la banque du Canada.

<u>Taux d'intérêt</u>: matrice Cansim 002560 B 14013.
obligation du gouvernement canadien, rendement moyen sur 10 ans ou plus.

N.B.: les taxes = Impôts directs des particuliers X (Revenu brut du travail / Revenu personnel), et alors le revenu net du travail = Revenu brut du travail - taxes.

Annexe de données américaines

tiré de "Citibank Economic Database". Données annuelles de 1948-1978.

1. Population: Source: U.S. Department of commerce, Bureau of the census.
   Population by age.
   matrice: PAN

2. Source: Department of commerce, bureau of economic analysis. The national income and product accounts of the United States.

   3 biens: biens durables, biens non-durables, services, $ courants.
   Personal consumption expenditures by type of product, current dollars.
   matrices: GAED, GAEN, GAES.

   3 biens: biens durables, biens non-durables, services, $ constants.
   tableau 2.7: Personnel consumption expenditures by type of product.
   matrices: GAZD, GAZN, GAZS.

   Epargne personnelle: tableau 2.1: Personal income and its disposition.
   Personal saving
   matrice: GPSAV.

   Investissement: Investissement en construction non-résidentielle et machineries et équipements en $ courants et constants.
   tableau 1.1 et 1.2: Gross national product in current and constant dollars.
   matrices: GIN, GIPD, GIN72, GIPD72.

   Revenu brut du travail: Compensation of employees plus Proprietors' income with IVA and C.C. adj. = Revenu total.
   tableau 1.13: National income by type of income in current dollars.
   matrices: GCOMP et GPROJ.

   taxes: Personal tax and nontax payments X (Revenu brut du travail / Personal income) = taxes.
   tableau 2.1: Personal income and its disposition.
   matrices: GPTX, GPY.

   Dépenses gouvernementales: tableau 3.7 et 3.8: Government purchases of goods and services by type.
   matrices: GGE72.

3. Taux d'intérêt: Source: U.S. department of the treasury.
market yield on long-terme treasury bonds (10 years +)
matrice: FYGL2.

4. Emploi: Source: U.S. Department of labor, bureau of labor statistics.
Employed
matrice: LHEM.

N.B.: Le revenu net du travail = Revenu brut du travail - taxes.
De plus, nous avons fait, soit des moyennes annuelles ou trimestrielles selon chaque cas.

REMERCIEMENTS

Je tiens à remercier sincèrement, Madame Lise Salvas-Bronsard pour son support académique et financier. Ses remarques pertinentes y sont pour beaucoup dans la réalisation de ce mémoire.

Je voudrais également remercier Monsieur Camille Bronsard ainsi que Monsieur Marcel Dagenais qui ont agi comme deuxième et troisième lecteur et qui m'ont soumis des commentaires très pertinents pour la partie théorique et empirique.

Finalement, j'aimerais souligner la contribution de Mademoiselle Louise Morin pour le travail de dactylographie.