

Université de Montréal

**SUBSTITUTION INTERTEMPORELLE**

**ATTENTES RATIONNELLES ET**

**COINTEGRATION:**

le cas canadien de la  
consommation et du loisir.

Par

Christian Dea

Département de Sciences Economiques

Faculté des Arts et Sciences

Rapport de recherche présenté en vue  
de l'obtention du grade de  
Maître ès sciences en sciences économiques (M.Sc.)

(Novembre 1989)

© Christian Dea, 1989.

Centre de documentation  
MAI 10 1990  
Sciences économiques

## **REMERCIEMENTS**

Je tiens à remercier M. Pierre Perron pour son support tout au long du présent rapport de recherche. Ces commentaires pertinents et sa très grande disponibilité furent très appréciés. Je tiens également à remercier M. Ghysels pour ses précieux commentaires sur une version antérieure du présent rapport.

## I. INTRODUCTION

Dans la théorie macroéconomique, la substitution intertemporelle joue de façon explicite ou implicite un rôle prépondérant. Les théories néoclassique et keynésienne perçoivent toutefois ce rôle de manière bien différente. En effet, selon l'approche keynésienne, les fluctuations dans l'emploi, la consommation et la production reflètent un ensemble de rigidités auxquelles sont soumis les consommateurs et les entreprises. Pour la macroéconomie néoclassique moderne, les variations des agrégats économiques correspondent davantage à des réalisations d'un processus d'optimisation dynamique issues du choix des agents économiques (dans un contexte de libre échange des biens et de marchés des capitaux parfaits).

De l'approche néoclassique moderne se dégage deux théories particulièrement intéressantes: le modèle de consommation CAPM et le modèle des cycles des affaires avec anticipations rationnelles à la Lucas. Dans ce dernier type de modèle, les fluctuations observées dans l'emploi, la consommation et la production constituent la résultante d'une modification du comportement d'offreur (de travail) des individus face à un changement dans les opportunités économiques<sup>1</sup>. Tel que mentionné par Perron (1986), il existe deux problèmes fondamentalement différents dans ce type de modèle. Le premier problème consiste à confirmer ou infirmer le caractère empirique de l'hypothèse de substitution intertemporelle. Le second problème vise à analyser l'impact de différentes politiques économiques sur les mouvements dans les salaires réels et les taux d'intérêt réels et par conséquent sur le processus de substitution intertemporelle entre la consommation et le loisir.

Le présent ouvrage se restreindra à l'analyse du premier problème. Avec l'aide de plusieurs études dont celle de Mankiw, Rotenberg et Summers (1985) et de Perron (1986), nous vérifierons dans un premier temps si les données canadiennes supportent l'hypothèse théorique de substitution intertemporelle. Dans un second temps, nous analyserons les différents problèmes soulevés par les résultats obtenus.

L'étude portera sur la période d'après guerre soit 1947-1986. Les données trimestrielles sont canadiennes. La caractérisation du modèle est celle employée par

---

<sup>1</sup> Par opportunité économique, on entend variation du taux de salaire ou du taux d'intérêt (réel ou nominal).

Mankiw, Rothenberg et Summers (1985), c'est-à-dire une forme fonctionnelle d'une fonction d'utilité permettant le traitement de la séparabilité temporelle de la consommation et du loisir et l'estimation de différentes élasticités de substitution intertemporelle. La technique d'estimation employée est celle développée par Hansen et Singleton (1982) et porte sur l'utilisation de la procédure non-linéaire de variables instrumentales. Cette procédure, en plus de fournir des estimateurs convergents, permet de tester l'absence de mauvaise spécification.

Le présent travail se divisera comme suit : la partie II traitera des études néoclassiques modernes sur la substitution intertemporelle, en mettant l'emphase sur les différents problèmes soulevés et non encore résolus. Le modèle employé sera présenté et critiqué au cours de la troisième partie du travail. La technique d'estimation occupera la quatrième partie tandis que la partie V sera consacrée à la présentation des données utilisées et à une brève discussion sur les différentes sources de biais possibles. Nous présenterons les résultats à la partie VI. La partie VII traitera, quant à elle, du rôle de l'équation statique dans les résultats via la théorie de la cointégration. Enfin, une critique globale des résultats obtenus et des implications possibles fera l'objet de la dernière partie du présent rapport de recherche.

## II. EVOLUTION DE LA LITTERATURE SUR L'HYPOTHESE DE SUBSTITUTION INTERTEMPORELLE.

### II.I Hypothèse de substitution intertemporelle: faits stylisés.

L'hypothèse de substitution intertemporelle (HSI) sur le marché du travail présente l'offre de travail comme la variable clé pour expliquer la variabilité de l'emploi, de la consommation et de la production. Cette hypothèse est implicite dans tout modèle avec une fonction d'offre du type Lucas tel que décrit par les équations de l'expression (2.1),

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 (P_t - E_t P_{t+1}) \quad (2.1)$$

$$\mu_t = \mu_0 + \mu_1 (P_t - E_t P_{t+1})$$

où  $Y_t$  représente le logarithme du niveau de production;  $\mu_t$ , le taux de chômage;  $P_t$ , le niveau des prix au temps  $t$ ;  $E_t P_{t+1}$ , l'espérance au temps  $t$  du prix au temps  $t+1$ .  $\alpha_0$  et  $\mu_0$  correspondent respectivement au niveau de production et au taux de chômage de long terme.

Les équations de l'expression (2.1) stipulent que seule une erreur de prévision dans les prix peut faire dévier le niveau de production ou le taux de chômage de leur niveau de long terme. Dans ce type d'équation, les anticipations jouent donc un rôle crucial pour expliquer les déviations du niveau de long terme du chômage et de la production.

Théoriquement, on sait que l'offre de travail réagit positivement à un accroissement perçu comme temporaire du salaire réel et/ou du taux d'intérêt réel. Par contre, tout changement perçu comme permanent n'amène qu'une modification mineure du comportement d'offreur de travail de l'individu. Ce comportement s'explique aisément. Un individu au prise avec une augmentation jugée permanente de son salaire réel ne modifiera pas son offre de travail puisqu'il profitera de toute façon de cette opportunité. Par contre, la même augmentation mais jugée temporaire engendrera un comportement différent de l'individu. En effet, cette situation représente une opportunité de gain provisoire, l'individu accroîtra alors son offre de travail de façon à profiter de cette augmentation temporaire de son salaire réel.

Ce type de comportement implique que l'élasticité de substitution intertemporelle

est plus grande pour des changements d'opportunités économiques perçus comme temporaires que pour des changements perçus comme permanents. L'élasticité de substitution intertemporelle entre la consommation et le loisir est, quant à elle, de direction opposée. On peut expliquer ce phénomène par une substitution de la demande des consommateurs dans le temps lorsque les prix sont temporairement élevés. En effet, dans la théorie néo-classique moderne, le travail et le loisir sont plus sensibles que la consommation face à une variation dans les différents prix relatifs.

L'hypothèse de substitution intertemporelle fût introduite et tester empiriquement pour la première fois par Lucas et Rapping (1969). Dans leur modèle, les anticipations utilisées sont adaptatives. Les deux hypothèses testées (2.2 et 2.3) sont: à court terme, l'élasticité ( $\epsilon$ ) de la consommation est plus faible que celle du loisir face à une variation de prix;

#### Court terme

$$\epsilon_{\text{consommation par rapport au prix}} < \epsilon_{\text{loisir par rapport au prix}} \quad (2.2)$$

et à long terme, une variation du salaire réel engendre une variation dans la même direction de la consommation sans pour autant modifier la quantité de loisir consommée.<sup>2</sup>

#### Long terme

$$\epsilon_{\text{consommation par rapport au salaire réel}} > 0$$

et

$$(2.3)$$

$$\epsilon_{\text{loisir par rapport au salaire réel}} \approx 0$$

Bien que les résultats obtenus confirment les attentes théoriques; Mankiw, Rotenberg et Summers (1985) soulèvent trois problèmes avec ce type d'étude.

---

<sup>2</sup> Pour les fins de la présente étude, le court et le long terme constituent des synonymes pour les termes "transitoire" et "permanent".

Premièrement, la solution de type "fermée" du problème d'optimisation est inconnue lorsque l'environnement est stochastique. Deuxièmement, il existe un problème d'identification:  $W/P$  est-elle une variable exogène? Enfin, les anticipations adaptatives introduisent une variable dépendante retardée, ce qui impute une certaine inertie ou persistance dans le milieu du travail. Il devient alors difficile de distinguer ce modèle avec un modèle alternatif où l'inertie joue un rôle prépondérant (Clark et Summers (1982)).

Depuis l'étude de Lucas et Rapping, plusieurs économistes ont analysé le mécanisme de substitution intertemporelle tant au niveau microéconomique que macroéconomique. Un survol des études effectuées nous permettra de mieux comprendre les véritables enjeux et problèmes soulevés par cette hypothèse comme facteur explicatif aux cycles économiques.

## II.II MODELES MICROECONOMIQUES.

Le modèle de substitution intertemporelle dans l'offre de travail n'a pas encore jusqu'ici obtenu de confirmation ou de succès empirique très convaincant. Que se soit au niveau microéconomique ou macroéconomique, les études empiriques rejettent l'hypothèse de substitution intertemporelle dans l'offre de travail comme facteur explicatif des cycles dans les agrégats macroéconomiques tels que l'emploi, la consommation et la production. La littérature, sur ce sujet, se heurte à des obstacles de toutes sortes (i.e. théoriques et empiriques). Le versant microéconomique représenté, entre autres, par Heckman et MaCurdy (1980), Ashenfelter (1984) et Altonji (1986), n'ont pu, avec l'aide de données longitudinales, réussir à sauver ou confirmer le caractère empirique de l'hypothèse théorique. Tel que présenté par Ashenfelter (1984), l'idée de base de l'étude de Lucas et Rapping stipule que le modèle de substitution intertemporelle de l'offre de travail cherche à expliquer les changements perçus dans les heures moyennes travaillées suite à une variation du salaire réel et/ou du taux d'intérêt réel le long d'une offre de travail fixe. Or, l'hypothèse de déplacement le long d'une offre fixe soulève deux problèmes dans l'analyse quantitative microéconomique.

Premièrement, le nombre moyen d'heures travaillées et le salaire réel doivent avoir une corrélation empirique positive. En effet, ce phénomène traduit une dominance de l'effet substitution entre le loisir et le travail sur l'effet revenu; condition nécessaire et suffisante pour obtenir une offre de travail à pente positive. Or, les observations empiriques ne présentent pas toujours ce lien positif entre les deux variables. On se retrouve alors dans une portion à pente négative de l'offre de travail; c'est-à-dire une région où l'effet revenu domine l'effet substitution entre le travail et le loisir.

Deuxièmement, la pente de la fonction d'offre de travail doit d'une part fluctuer considérablement dans le temps et d'autre part être très grande afin de permettre des variations dans le nombre moyen d'heures travaillées et le taux de salaire. Ashenfelter (1984) estime, dans le cas américain, une élasticité de l'offre de travail par rapport au taux de salaire moyen plutôt faible et une corrélation empirique trop petite entre les heures moyennes travaillées et le salaire moyen pour expliquer les mouvements relatifs entre ces deux variables; ce qui va à l'encontre de l'hypothèse de substitution intertemporelle originellement présentée par Lucas et Rapping.



Outre ces implications de l'hypothèse originalement présentée par Lucas et Rapping et non confirmée au niveau de données microéconomiques, ils existent plusieurs autres types de problèmes. En plus du problème de modélisation du comportement de la société par un individu représentatif et du choix de la forme fonctionnelle de la fonction d'utilité, le problème le plus important touche le biais dans le choix de variables comme mesures des concepts théoriques.

Une des contributions importantes du travail de Altonji (1986) est de tenir compte des erreurs de mesure lorsque l'on étudie l'offre intertemporelle de travail et la dynamique du salaire et du revenu. Afin de palier à ce problème, Altonji (1986) recommande l'usage simultané de multiples indicateurs pour un ensemble de variables données. De cette façon, les risques de biais seraient minimisés. Il soulève notamment, comme source de biais potentiel, le choix du nombre moyen d'heures travaillées comme mesure de l'offre de travail. Comme le constate Alogoskoufis (1987), l'emploi du nombre moyen d'heures travaillées ne permet pas vraiment la prise en compte de variations marginales provenant d'un changement dans les opportunités économiques ( $W/P$  ou  $r$ ). Ce problème de choix de variable comme mesure de l'offre de travail sera présenté plus en détail au cours de la prochaine section.

En bref, les deux problèmes majeurs rencontrés par la plupart des études microéconomiques sur l'hypothèse de substitution intertemporelle sont d'une part le biais dans le choix de variables comme mesure des concepts théoriques et d'autre part le choix de la forme fonctionnelle de la fonction d'utilité.

Ces problèmes ne constituent cependant pas le carcan exclusif des microéconomistes. Examinons de plus près le traitement de l'hypothèse de substitution intertemporelle en macroéconomie.

### II.III MODELES MACROECONOMIQUES.

Les modèles macroéconomiques rencontrent sensiblement les mêmes problèmes qu'au niveau microéconomique. Que se soit avec l'étude de Altonji (1982) ou de Mankiw, Rothenberg et Summers (1985); les paramètres estimés de la fonction d'utilité intertemporelle sont de mauvais signes. Perron (1986), dans le cas canadien, obtient à partir d'une modification du modèle de Mankiw et Al (1985), des résultats nettement plus encourageant. Ainsi, la plupart des élasticités obtenues, dans le cas où la fonction d'utilité est séparable dans la consommation et le loisir, confirme clairement les attentes théoriques. Il existe cependant une particularité aux résultats obtenus: on obtient des estimés plausibles à condition que l'équation statique soit incluse dans le système. Cette équation sera présentée à la section III du présent travail. Notons que cette équation jouera un rôle prépondérant dans les résultats obtenus. Ce rôle sera d'ailleurs analysé à la section VII.

Plus récemment, Alogoskoufis (1987) souligne que le choix de la mesure de l'offre agrégée de travail représente un facteur explicatif possible au rejet empirique de l'hypothèse de substitution intertemporelle. Face à une corrélation empirique trop petite entre le nombre moyen d'heures travaillées et le salaire moyen pour expliquer les mouvements relatifs entre ces deux variables (ce qui contredit les attentes originales de Lucas et Rapping (1969)), Alogoskoufis suggère de substituer le nombre agrégé d'emplois (corrige par la population active) aux heures moyennes travaillées comme mesure de l'offre de travail. Il justifie son choix comme suit; dans le cas de données trimestrielles, la plupart des fluctuations sont imputées au nombre d'employés et non aux heures hebdomadaires moyennes travaillées. De plus, le nombre moyen d'heures travaillées ne prend pas en compte les heures supplémentaires. Or, comme l'analyse du comportement se fait à la marge, le choix d'une mesure qui ne réussit pas à capter toute variation marginale représente une source de biais importante dans les estimations.

Avec le nombre d'emploi agrégé comme offre de travail, Alogoskoufis obtient des estimés significatifs plausibles pour les différentes élasticités de substitution. Les résultats sont cependant moins encourageants avec le nombre moyen d'heures travaillées comme mesure de l'offre. En effet, les résultats obtenus confirment ceux de Mankiw, Rothenberg et Summers (1985).

Sur la base de ces résultats et de tests, Alogoskoufis (1987) conclut que l'hypothèse de substitution intertemporelle dans l'offre du travail semble une hypothèse théorique valable seulement lorsque le niveau de l'emploi sert de mesure pour l'offre de travail.

Outre les problèmes de spécification, de modélisation et de choix de variables comme mesure, il existe trois autres facteurs explicatifs au rejet de l'HSI. La présence de contraintes de liquidité sur les marchés des capitaux, l'emploi de données désaisonnalisées dans un contexte dynamique et la non-séparabilité des préférences.

Hayashi (1985), étudie l'effet des contraintes de liquidité sur la consommation avec l'aide d'une analyse de données longitudinales pour les ménages à haut et faible taux d'épargne. Il conclut qu'une bonne part des ménages, dont l'épargne est la plus faible, ne peuvent consommer autant qu'ils le souhaitent étant donné la présence de contraintes de liquidité. Dans le même esprit, Hall et Miskin (1982) concluent que 20% des consommateurs sont affectés par la présence de contraintes de liquidité. Ces deux études permettent de confirmer deux points: les contraintes de liquidité existent mais l'ampleur du phénomène n'est pas assez importante pour constituer la cause principale du rejet de l'HSI.

Le traitement des fluctuations saisonnières représente selon Miron (1986) une autre explication possible au rejet du modèle de cycle de vie dans la consommation. Ainsi, avec les fluctuations saisonnières, le modèle du cycle de vie n'est pas rejeté de manière évidente par des données agrégées. En effet, les paramètres estimés de la fonction d'utilité des agents sont plausibles et significatifs. Il est à noter que le succès n'est pas complet et que certaines questions surgissent quant à la modélisation de la saisonnalité et ses implications sur la dynamique entre la consommation et le loisir. Ghysels (1986) analyse l'impact de la désaisonnalisation sur la dynamique d'un modèle d'équilibre dans la production. Il conclut que la désaisonnalisation ne peut-être considérée comme une simplification harmonieuse sur des variables. Avec l'aide des diverses simulations, Ghysels démontre que le comportement dynamique d'une série est altéré suite à une désaisonnalisation. Ce type de transformation occasionne donc une perte d'information et altère le comportement de la série dans un environnement dynamique. Il est toutefois difficile de quantifier le rôle joué par la saisonnalité dans le rejet de l'HSI.

Le troisième et plus récent facteur explicatif au rejet de l'HSI est la présence de non-séparabilité des préférences des agents entre la consommation et le loisir. Tel que noté par Barro et King (1984), le degré de séparabilité des préférences influence grandement la relation entre les variables salaire et nombre moyen d'heures travaillées. Dans un environnement compétitif, Barro et King (1984) comparent les implications théoriques provenant de fonctions d'utilité séparables ou non en réponse à des chocs technologiques sur la consommation et le nombre moyen d'heures travaillées. Lorsque la consommation et le loisir sont traités comme des biens normaux, ils obtiennent une relation négative entre la consommation et le nombre moyen d'heures travaillées pour une fonction d'utilité séparable. Dans le cas non séparable, ils notent qu'il est possible d'obtenir un lien positif entre ces deux variables. Ce dernier cas entre en contradiction avec l'HSI puisqu'il implique une certaine inertie dans la réaction des agents face à une modification de l'environnement économique.

D'après les études de Keenan (1987) et de Eichenbaum, Hansen et Singleton (1988), l'hypothèse de non séparabilité des préférences trouve un support empirique important. A partir d'une étude basée sur un individu représentatif de la société, Eichenbaum, Hansen et Singleton analysent le comportement de la consommation et du loisir dans le temps. En adoptant une forme fonctionnelle de la famille Cobb-Douglas et en postulant des anticipations rationnelles et des chocs purement technologiques, ils obtiennent une complémentarité entre la consommation et le loisir dans le temps.

De plus, Eichenbaum, Hansen et Singleton (1988) obtiennent de faibles variations dans le loisir. Ce résultat supporte l'hypothèse d'inertie sur le marché du travail et présente par conséquent certaines évidences en faveur de l'hypothèse présentée par Clark et Summers (1982) sur le rôle du capital humain pour expliquer l'inertie dans les mouvements de l'emploi. Ces derniers, stipulent que l'inertie observée dans l'offre de travail s'explique par une amélioration du capital humain provenant de l'expérience acquise sur le marché du travail. Cette nouvelle expérience incite les individus à demeurer sur le marché du travail même lorsque l'opportunité économique disparaît.

Les études de Barro et King (1984), Keenan (1987) et de Eichenbaum, Hansen et Singleton (1988) mettent donc en évidence l'hypothèse de non séparabilité des préférences pour décrire le comportement temporel du loisir et de la consommation.

Cette brève revue de la littérature sur l'HSI nous a permis de soulever les cinq principaux problèmes rencontrés par les différentes études empiriques (tant microéconomique que macroéconomique): le choix d'une forme fonctionnelle d'une fonction d'utilité, le choix de variables comme mesures de concepts théoriques, l'utilisation de données désaisonnalisées, la présence de contraintes de liquidité et de non-séparabilité des préférences des individus.

Au cours de la prochaine section, nous présenterons le cadre théorique du modèle employé dans cette étude.

### III. MODELE THEORIQUE

Le modèle employé est celui utilisé par Mankiw, Rothenberg et Summers (1985) et Perron (1986). Afin de caractériser le comportement agrégé des agents, nous considérons une fonction d'utilité d'un individu représentatif, additivement séparable dans le temps dont les arguments sont les biens loisir et consommation. Nous supposons également que le ménage est rationnel et cherche à maximiser la valeur anticipée escomptée du niveau d'utilité tel que représenté par

$$\text{MAX } E_t \sum \phi^{t-\tau} U(C_\tau, L_\tau) \quad (3.1)$$

où  $E_t$ : représente l'opérateur espérance conditionnel à l'ensemble d'information disponible au temps  $t$ .

$\phi$ : représente le facteur d'escompte supposé constant dans le temps.

$L_\tau$ : représente le niveau de loisir au temps  $\tau$ .

$C_\tau$ : représente le niveau de consommation au temps  $\tau$ .

$U(C_\tau, L_\tau)$ : est la fonction d'utilité d'un individu représentatif laquelle est croissante et concave en  $C_\tau$  et  $L_\tau$ .

L'individu maximisera son utilité sous la contrainte budgétaire suivante:

$$P_t C_t + Q_t A_t \leq W_t (K - L_t) + Q_{t-1} A_{t-1} + R_t A_t \quad (3.2)$$

où  $P_t$ : est le prix de la consommation au temps  $t$ .

$A_t$ : est la quantité d'actifs détenue au temps  $t$  (ou vecteur de dimension  $N$ )

$Q_t$ : est le prix de l'actif

$W_t$ : est le taux de salaire par unité de travail offerte pour un nombre d'heures  $K - L_t$ .

$K$ : est la dotation de temps qui par hypothèse est fixe.

$L_t$ : la quantité de loisir en heures.

$R_t$ : le rendement sur une unité de l'actif à partir de  $t-1$  jusqu'à  $t$ .

Sous les hypothèses suivantes:

H<sub>1</sub>: les marchés sont purement compétitifs.

H<sub>2</sub>: l'individu est rationel et cherche à maximiser sa satisfaction.

On obtient les conditions de premier ordre suivantes:<sup>3</sup>

$$\frac{\delta U / \delta C_t}{\delta U / \delta L_t} - \frac{P_t}{W_t} = 0 \quad (\text{S})$$

$$E_t \phi \frac{\delta U / \delta C_{t+1}}{\delta U / \delta C_t} - \frac{P_t}{P_{t+1}} \left( \frac{Q_{t+1} + R_t}{Q_t} \right) - 1 = 0 \quad (\text{EC})$$

$$E_t \phi \frac{\delta U / \delta L_{t+1}}{\delta U / \delta L_t} - \frac{W_t}{W_{t+1}} \left( \frac{Q_{t+1} + R_t}{Q_t} \right) - 1 = 0 \quad (\text{EL})$$

Pour chacune de ces conditions, il s'agit de situation d'optimalité puisqu'il est impossible de faire un arbitrage qui nous permettrait d'accroître le niveau de satisfaction. L'équation (S), dite statique, implique que le taux marginal de substitution contemporain entre la consommation et le loisir est égal au taux de salaire réel. Tel que noté par Perron (1986), cette condition devrait être exacte puisqu'on suppose que toutes les variables courantes font parties de l'ensemble d'information sur lequel les attentes sont conditionnelles. Les conditions **EC** et **EL** stipulent qu'il est impossible d'accroître notre bien-être par un transfert de notre consommation de biens ou de loisir dans le temps.

En observant attentivement les trois conditions de premier ordre, nous constatons que si la condition (S) tient exactement pour chaque période **t**, alors la substitution de (S) dans (EC) nous donnerait (EL). En ce sens (EL) serait redondante. Etant donné la présence de variations dans les goûts des agents, d'erreurs de mesure sur les variables, d'erreurs de spécification, la présence de contrats nominaux et l'absence d'information complète par les agents au temps **t** sur le comportement des variables au temps **t**, il est fort peu probable que l'équation S tienne de manière exacte pour chaque période. Pour cette raison, nous conserverons donc nos trois conditions lors de l'estimation.

Enfin, notons que l'équation (EL) tiendrait même si on relâche l'hypothèse de libre

---

<sup>3</sup> Le symbole  $\delta$  est employé pour la dérivée partielle.

échange parfait à la consommation. Il en est de même avec l'équation (EC) et l'hypothèse de marché du travail parfaitement mobile.

Afin de tester le modèle théorique, nous devons spécifier une forme fonctionnelle de la fonction d'utilité; nous utiliserons la forme fonctionnelle suivante:

$$U(C_t, L_t) = \frac{C_t^{1-\alpha} - 1}{1-\alpha} + d \frac{L_t^{1-\beta} - 1}{1-\beta}$$

Le principal avantage d'une telle forme fonctionnelle est la facilité avec laquelle on obtient les élasticités intertemporelles. En effet, les élasticités intertemporelles de la consommation et du loisir sont respectivement  $1/\alpha$  et  $1/\beta$ . De plus, elle fait l'hypothèse implicite de séparabilité entre la consommation et le loisir dans le temps.

Suite au choix de la forme fonctionnelle, il importe de dériver les différentes élasticités de court et long terme. Signalons d'abord que les élasticités de court terme correspondent à des approximations d'élasticités face à des changements jugés temporaires. Si le changement dans la richesse se produit à partir d'une variation de  $P_t$  et/ou  $W_t$  et que  $R_t$  et  $Q_t$  sont relativement petits dans la richesse totale, alors ces élasticités peuvent être obtenues par la différentielle totale de (EC) et (EL):

$$\begin{bmatrix} C_t \delta^2 U / \delta C_t^2 & L_t \delta^2 U / \delta C_t \delta L_t \\ C_t \delta^2 U / \delta C_t \delta L_t & L_t \delta^2 U / \delta L_t^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} d C_t / C_t \\ d L_t / L_t \end{bmatrix} = \quad (3.4)$$

$$\begin{bmatrix} \frac{P_t (1+r_t) \phi}{P_{t+1}} \frac{dU}{dC_{t+1}} & 0 & (1+r_t) \frac{P_t \phi}{P_{t+1}} \frac{dU}{dC_{t+1}} \\ 0 & \phi \frac{W_t (1+r_t)}{W_{t+1}} \frac{dU}{dL_{t+1}} & \phi \frac{W_t (1+r_t)}{W_{t+1}} \frac{dU}{dL_{t+1}} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} dP_t / P_t \\ dW_t / W_t \\ dr_t / 1+r_t \end{bmatrix}$$

où  $(1+r_t) \equiv (Q_{t+1} + R_t) / Q_t$

Les élasticités de long terme correspondent, quant à elles, à des approximations



d'élasticités-prix en réponse à des changements permanents dans les prix relatifs. Ces mesures de sensibilité sont obtenues en imposant certaines restrictions sur la contrainte budgétaire. Celles-ci sont

$$H_1 : A_t = 0$$

$$H_2 : \frac{W_t}{W_{t+1}} (1+r_t) = \frac{P_t}{P_{t+1}} (1+r_t) = \frac{1}{\phi}$$

$$H_3 : \frac{W}{P} \text{ constant}$$

Ces trois hypothèses représentent des conditions nécessaires pour obtenir un équilibre stationnaire de long terme. L'hypothèse  $H_1$  stipule que l'individu ne détient pas d'actif à long terme. L'hypothèse  $H_2$  impose l'égalité entre les taux de croissance des prix (salaire et des biens) et l'inverse du taux de préférence intertemporelle. Enfin, l'hypothèse  $H_3$  suppose que le salaire réel est constant à long terme. Avec ces restrictions, la contrainte budgétaire devient fonction de  $C_t$  et  $L_t$  seulement ( $W/P$  et  $K$  étant constant et  $A_t$  nul). En d'autres termes, la contrainte budgétaire de long terme stipule que le niveau de consommation est directement lié au niveau de loisir consommé:

$$C_t - \frac{W_t}{P_t} (K - L_t) = 0. \quad (3.5)$$

On obtient alors les élasticités de long terme par la différentielle totale de (S) et (3.5):

$$\left[ \begin{array}{cc} C_t & \frac{W_t L_t}{P_t} \\ C_t \frac{\frac{\delta^2 U}{\delta L_t \delta C_t}}{\frac{\delta U}{\delta C_t^2}} - C_t \frac{\frac{\delta^2 U}{\delta C_t^2}}{\frac{\delta U}{\delta L_t}} & L_t \frac{\frac{\delta^2 U}{\delta L_t^2}}{\frac{\delta U}{\delta C_t}} - \frac{\frac{\delta^2 U}{\delta C_t \delta L_t}}{\frac{\delta U}{\delta L_t}} L_t \\ \frac{\delta U^2}{\delta C_t} & \frac{\delta U^2}{\delta C_t} \end{array} \right] \begin{array}{l} \frac{dC_t}{C_t} \\ \frac{dL_t}{L_t} \end{array}$$

$$= \begin{bmatrix} (K - L) \frac{W_t}{P_t} \\ \frac{W_t}{P_t} \end{bmatrix} \frac{d W_t}{P_t} \quad (3.6)$$

Le calcul de ces élasticités par la substitution des paramètres estimés nous permettra de tester les hypothèses (2.2) et (2.3). Passons maintenant à la technique d'estimation employée pour estimer les paramètres de la fonction d'utilité.

#### IV. TECHNIQUE D'ESTIMATION

Nos conditions de premier ordre sont du type:

$$E_t h (X_{t+1}, b_0) = 0 \quad (4.1)$$

où  $E_t$  est l'opérateur espérance conditionnel à l'ensemble d'information disponible au temps  $t$  ( $\Phi_t$ );  $X_{t+1}$  est un vecteur de variables connues et observées par les agents et  $b_0$  est un vecteur de dimension  $p \times 1$  de paramètres non connus à estimer;  $h(\cdot)$  est un vecteur de fonctions de dimension  $q \times 1$  et représente les trois conditions de premier ordre non-linéaires **(S)**, **(EC)** et **(EL)**. Notre problème est de dériver un estimateur asymptotiquement non-biaisé et normal de  $b_0$ . Tel que le présente Perron (1986), la procédure du maximum de vraisemblance constitue une stratégie possible d'estimation. Cette stratégie implique cependant que la distribution conditionnelle des variables  $X$  soit spécifiée (normalité ou log-normalité). L'information contenue dans les équations d'Euler implique certaines restrictions sur la distribution des variables. Ces restrictions nous permettent de dériver un estimateur  $b$  asymptotiquement non-biaisé de  $b_0$  avec la méthode du maximum de vraisemblance.

Cependant même si le maximum de vraisemblance est plus efficace (au niveau de la matrice variance - covariance) que la procédure triple moindres-carrés non-linéaire (**NL3S**), cette dernière est plus robuste sans l'hypothèse de normalité des erreurs. En effet, les estimateurs du maximum de vraisemblance dans un environnement non-linéaire sont étroitement liés à l'hypothèse de normalité. Dans notre cas, c'est-à-dire dans un environnement non-linéaire jumelé à la présence de contraintes, la technique d'estimation généralement proposée est de la catégorie "GMM" (generalized method of moment). Celle-ci, sous certaines conditions de régularité, nous donne des estimateurs convergents et asymptotiquement normalement distribués (Hansen, 1982).

Introduisons maintenant le processus d'anticipation utilisé.

#### IV.1 INTRODUCTION DU CONCEPT DES ANTICIPATIONS RATIONNELLES.

Le rôle joué par les anticipations dans ce type de modèle est crucial. Dans la littérature deux types d'anticipation sont considérés: les anticipations adaptatives et les anticipations rationnelles. Chacune de ces formes d'anticipation impute une réaction spécifique des agents économiques. Par conséquent, le choix du type d'anticipation n'est pas neutre. Aussi, il faut s'assurer que le type d'anticipation soit conforme au modèle étudié et n'engendre pas de biais dans la dynamique du modèle. A ce sujet, les anticipations rationnelles possèdent un double avantage sur les anticipations adaptatives. Premièrement, les anticipations rationnelles n'introduisent pas de biais systématique dans la formation des anticipations des agents. Deuxièmement, l'utilisation des anticipations rationnelles, par les restrictions qu'elles imposent sur le comportement des erreurs de notre modèle, permet l'usage d'une technique d'estimation spécifique.

En effet, l'utilisation de l'hypothèse des anticipations rationnelles implique que les équations d'Euler (du type (4.1)) constituent simultanément les espérances mathématiques objectives et subjectives des individus avec un terme d'erreur  $U_t$  tel que:

$$h(X_{t+1}, b_0) - E_t h(X_{t+1}, b_0) = U_t \quad (4.2)$$

où  $h$  est un vecteur de dimension  $qx1$  et  $b$  un vecteur  $px1$ . Par (4.1), nous savons que

$$E_t h(X_{t+1}, b_0) = 0$$

En substituant (4.1) dans (4.2), on obtient

$$h(X_{t+1}, b_0) = U_t \quad (4.3)$$

où  $U_t$  suit une distribution normale de moyenne nulle et de variance  $\Sigma$ . Ainsi, l'utilisation des anticipations rationnelles implique que les erreurs de prévision, telles que définies par l'équation (4.2), sont en moyenne nulles. De plus, l'utilisation des anticipations rationnelles implique que toute variable contenue dans l'ensemble d'information  $\Phi_t$  est

non-corrélée avec les erreurs de prévision:

$$E (U_t U_{t-s}) = 0 \quad S > 0$$

étant donné que  $U_{t-s} \in \Phi_t$ .

Les anticipations rationnelles permettent donc de caractériser le comportement des erreurs de notre modèle.

Il importe maintenant d'étudier laquelle des procédures d'estimation est la plus appropriée pour estimer les relations comportementales (conditions de premier ordre du type de l'équation (4.1)) dérivées à partir du modèle théorique. De façon plus spécifique, nous analyserons au cours de la section suivante la procédure d'estimation des variables instrumentales. Nous verrons comment cette procédure d'estimation permet de dériver des estimateurs convergents et asymptotiquement efficaces de  $b_0$ .

#### IV.II INTRODUCTION DE VARIABLES INSTRUMENTALES.

Soit un ensemble de fonctions  $f(\cdot)$  tel que

$$f(X_{t+1}, Z_t, b) = h(X_{t+1}, b) \otimes Z_t \quad (4.4)$$

où  $\otimes$  : est le produit Kronecker

$f(\cdot)$  : est un vecteur de dimension  $q \times 1$ .

$Z_t$  : est un vecteur de variables instrumentales  $\epsilon$  de  $\Phi_t$

Puisque  $Z_t$  fait partie de l'ensemble d'information  $\Phi_t$  et est non-corrélé avec l'erreur de prévision ( $h(X_{t+1}, b)$  qui est égale à  $U_t$ ), l'espérance non conditionnelle de (4.4) nous est donné par

$$E[f(X_{t+1}, Z_t, b_0)] = 0 \quad (4.5)$$

De même, la variance de (4.4) nous est donné par l'expression suivante:

$$\begin{aligned} \text{VAR}[f(X_{t+1}, Z_t, b_0)] &= E[f(X_{t+1}, Z_t, b_0) f(X_{t+1}, Z_t, b_0)'] \\ &= E[(U_t \otimes Z_t) (U_t' \otimes Z_t')] \\ &= E(U_t U_t' \otimes Z_t Z_t') \\ &= \Sigma \otimes Z_t Z_t' \end{aligned}$$

Ainsi, si l'ensemble des conditions d'orthogonalité ( $m \times q$ ) représenté par les équations  $f(\cdot)$  est supérieur au nombre de paramètres à estimer, on obtient un modèle économétrique complet dont les estimateurs sont convergents et asymptotiquement efficaces.

Ces derniers sont obtenus en minimisant la fonction objective suivante:

$$J_t(\mathbf{b}) = \mathbf{g}_t(\mathbf{b})' (\hat{\Sigma}^{-1} \otimes (\mathbf{Z}'\mathbf{Z})^{-1}) \mathbf{g}_t(\mathbf{b}) \quad (4.6)$$

où  $\hat{\Sigma}$  est un estimateur non-biaisé de  $\Sigma$

$$\text{et } \mathbf{g}_t(\mathbf{b}) = \mathbf{T}^{-1} \sum_{t=1}^T f(\mathbf{X}_{t+1}, \mathbf{Z}_t, \mathbf{b}) = \mathbf{T}^{-1} \sum_{t=1}^T (\mathbf{h}(\mathbf{X}_{t+1}, \mathbf{b}) \otimes \mathbf{Z}_t)$$

La minimisation de  $J_t(\mathbf{b})$  de l'équation (4.6) soulève toutefois deux problèmes: le choix d'un estimateur consistant de  $\Sigma$  et l'élaboration de critères afin de déterminer le vecteur optimal de variables instrumentales.

Analysons tout d'abord le problème du choix d'un estimateur consistant de  $\Sigma$ . La matrice variance-covariance asymptotique de l'estimateur  $\mathbf{b}$  nous est donné par:

$$(\mathbf{D}_0' \mathbf{W}_0 \mathbf{D}_0) (\mathbf{D}_0' \mathbf{W}_0 \mathbf{S} \mathbf{W}_0 \mathbf{D}_0) (\mathbf{D}_0 \mathbf{W}_0 \mathbf{D}_0) \quad (4.7)$$

$$\text{où } \mathbf{D}_0 = \mathbf{E} [\delta \mathbf{h}(\mathbf{X}_{t-1}, \mathbf{b}_0) \otimes \mathbf{Z}_t]$$

$$\text{et } \mathbf{S} = \Sigma \otimes \mathbf{Z}'\mathbf{Z}$$

L'expression (4.7) est minimisée en choisissant  $\mathbf{W}_0 = \mathbf{S}^{-1}$ . Le choix des  $\mathbf{W}_0$  repose sur le critère naturel de minimisation de la matrice variance-covariance des estimateurs de  $\mathbf{b}$ . Sous ces conditions, la minimisation de l'équation (4.6) mène à des estimations de  $\mathbf{b}$  issues de la procédure non linéaire **3SLS** (Jorgensen et Laffont (1974), et Gallant (1977)). On minimise alors l'équation (4.8) suivante:

$$\mathbf{J}_t = \mathbf{T}^{-1} \mathbf{H}'(\mathbf{b}) (\hat{\Sigma}^{-1} \otimes \mathbf{Z} (\mathbf{Z}'\mathbf{Z})^{-1} \mathbf{Z}') \mathbf{H}(\mathbf{b}) \quad (4.8)$$

où  $\mathbf{H}$  est un vecteur de dimension  $(q \times T) \times 1$  et  $\mathbf{Z}$ , une matrice d'instruments.

Hansen (1982) démontre que la distribution asymptotique de la statique  $J$ , sous l'hypothèse d'absence de mauvaise spécification, est représentée par une Chi-Carré ( $X^2$ ) dont le nombre de degrés de liberté est égal à  $(qm-p)$  où

$q$  : correspond au nombre d'équations

$m$  : correspond au nombre d'instruments

$p$  : correspond au nombre de paramètres estimés.

Pour estimer les  $r$  paramètres, nous avons besoin de  $r$  conditions d'orthogonalité (i.e.  $r$  équations,  $r$  inconnus). Les conditions d'orthogonalité additionnelles sont aléatoires. Nous pouvons donc effectuer un test. La statistique  $J$  constitue un test très simple du type "**overidentifying restrictions**". Comme le mentionne Mankiw et Al (1985), ces restrictions exigent que l'addition d'instruments n'affecte que très peu la valeur de la statistique  $J$ . En effet, selon notre modèle

$$E h(X_{t-1}, b_0) \otimes Z_t = 0. \quad (4.9)$$

où  $b_0$  est la vraie valeur de  $b$  et  $Z_t$  représente un vecteur d'instruments. L'espérance mathématique du produit de la fonction  $h$  avec tout nouvel instrument est zéro.

Passons maintenant au problème du choix optimal du vecteur d'instruments. Dans un environnement non-linéaire, il n'existe pas de critère simple pour nous aider à choisir nos instruments. Théoriquement, il existe une relation linéaire entre le nombre d'instruments et l'efficacité des estimateurs. En effet lorsque  $m$  (nombre d'instruments) s'accroît, l'efficacité des estimateurs s'accroît également. Ce résultat est cependant asymptotique. Hayashi et Sims (1983) suggèrent qu'en présence d'un échantillon réduit, les estimateurs sont moins efficaces (au sens d'une plus petite matrice variance-covariance) lorsque  $m$  tend à croître.

En pratique, on prends habituellement des retards sur les variables exogènes comme variables instrumentales. Le critère de choix est donc que les instruments soient inclus dans l'ensemble d'information  $\Phi_t$ . Quant au nombre de retards, il n'existe aucun critère précis, nous prendrons donc plusieurs combinaisons d'instruments et de retards



afin d'étudier la sensibilité de nos estimations.

La stratégie d'estimation adoptée par le présent travail comporte trois étapes. Premièrement, estimer séparément chacune des équations **S**, **EC**, et **EL** avec la procédure non-linéaire 2SLS. Deuxièmement, estimer par groupe de deux équations toutes les combinaisons possibles avec la procédure non-linéaire 2SLS. Troisièmement, estimer l'ensemble du système d'équations par 3SLS.

## V. LES DONNEES

L'étude porte sur des données trimestrielles canadiennes, ajustées pour les effets de saison. La période échantillonnale est de 47\I à 86\IV pour certaines variables et de 56\I à 86\IV pour d'autres.

Comme mesure de la consommation, nous utiliserons trois sous-groupes; il s'agit des dépenses personnelles sur:

- A) les biens non-durables(ND)
- B) les biens non-durables et les services(ND + S)
- C) les biens non-durables, semi-durables et les services(ND + SD + S)

La consommation est per capita et est ajustée à partir d'un indice de population active défini comme la population des 14 ans et plus hors institution.

Afin de garder la même base comparative, nous avons adopté la même mesure du loisir que Mankiw, Rothenberg et Summers. Nous supposons donc une dotation en temps fixe (**K** dans notre modèle) de 112 heures par semaine, soit 16 heures par jour. A cette dotation en temps, nous soustrayons le nombre moyen d'heures travaillées par la population (secteur manufacturier multiplié par le nombre total de personnes employées) en une semaine. On obtient alors une mesure de la variable loisir. On ne peut passer sous silence les dangers d'une telle mesure. Le choix de la variable "heures moyennes travaillées en une semaine" comme offre de travail peut représenter une source de biais notable. Tel que nous l'avons mentionné à la section II du présent ouvrage, de sérieuses critiques ont été formulées sur ce sujet dans la littérature [Altonji (1986) et Alogoskoufis(1987)].

Nous avons considéré deux actifs: l'actif surnommer **R** représente le taux d'intérêt sur les bons du trésor de trois mois et l'actif **S** constitue une mesure agrégée des stocks au "**Toronto Stock Exchange**" soit le TSE 300.

L'estimation de la variable salaire est obtenu comme suit: le revenu de travail total divisé par une estimation du nombre total d'heures travaillées par année (nombre total de personnes employées multiplié par le nombre moyen d'heures travaillées en une semaine multiplié par 52). Enfin, l'indice des prix employé pour dériver des variables réelles est l'IPC canadien.

Passons maintenant à l'analyse des résultats obtenus.

## VI. RESULTATS

Comme nous l'avons mentionné à la section V, nous avons utilisé trois types de mesure de consommation. Toutefois, pour des fins de présentation et à titre de comparaison, nous présenterons seulement les résultats obtenus avec la mesure de consommation B. Celle-ci regroupe les biens non-durables et les services. Les résultats pour les deux autres groupes de mesure sont fortement similaires au groupe B.

Tout comme Perron (1986), notre stratégie d'estimation comprend trois étapes. Premièrement, avec les estimations des paramètres, nous vérifierons si notre fonction d'utilité est concave. Deuxièmement, nous testerons si notre modèle est bien spécifié avec l'aide de la statistique  $J$  décrite par l'équation (4.6). Enfin, nous analyserons les implications des estimations obtenues avec l'aide des différentes élasticités de court et long terme.

Les tableaux I et II présentent les résultats obtenus lors de l'estimation individuelle de chacune des équations par la procédure double moindres carrés. L'ensemble d'instruments A utilisé comprend une constante, le niveau de loisir (au temps  $t-1$  et  $t-2$ ), le niveau de consommation (au temps  $t-1$  et  $t-2$ ), l'indice des prix implicite de la mesure appropriée de consommation (au temps  $t-1$  et  $t-2$ ) et finalement le taux de rendement sur les Bons du trésor (au temps  $t-1$  et  $t-2$ ).

Les résultats des estimations des systèmes de deux et trois équations sont présentés aux tableaux III et IV. Pour les systèmes à deux équations, nous avons employé la procédure des doubles moindres carrés non-linéaires. La procédure des triples moindres carrés non-linéaires a servi à l'estimation du système entier.

Enfin, mentionnons que nous sommes en présence de sept restrictions orthogonales sur-identifiées pour les systèmes avec une équation, de onze pour les systèmes à deux équations et de dix-huit pour les systèmes avec les trois équations. Ces restrictions représentent le nombre de degrés de liberté pour la statistique  $J$  dont la loi de distribution suit une  $\chi^2$ .

## VI.I ESTIMATION INDIVIDUELLE DES DIFFERENTES EQUATIONS.

### VI.I.I L'équation de consommation (EC).

Le tableau I présente les résultats de l'estimation de l'équation de consommation avec deux actifs différents: le taux d'intérêt sur les Bons du Trésor de trois mois (BT) et l'indice boursier "Toronto Stock Exchange" (TSE). Les estimations des divers paramètres donnent lieu à une fonction d'utilité concave quel que soit l'actif considéré.

La valeur du paramètre  $\alpha$  obtenue, en utilisant l'actif TSE, est de 0.541 pour une élasticité-prix de -1.84. Dans les études de Perron (1986) et Mankiw, Rothenberg et Summers (1985), l'élasticité-prix prenait la valeur de -7.44 et de -6 respectivement. Il y a certes, de ce côté, une nette amélioration sur l'élément réaliste de la valeur des paramètres obtenus. Enfin, les valeurs de  $\phi$  obtenus (tous très près de 1) peuvent s'expliquer, comme le note Perron (1986), par l'utilisation de mesures hebdomadaires pour constituer notre échantillon de fréquence trimestrielle.

### VI.I.II L'équation loisir (EL)

Tel que présenté au tableau II, les résultats de l'estimation de l'équation loisir (EL) sont décevants quelque soit l'actif considéré. En effet, les paramètres estimés impliquent une fonction d'utilité non-concave (la valeur de  $\beta$  est négative) ce qui va à l'encontre des hypothèses de base du modèle.

### VI.I.III L'équation statique (S)

Les colonnes **S1**, **S2** et **S3** du tableau II contiennent les résultats des estimations de l'équation statique (**S**) avec les différentes mesures de consommation. Les résultats obtenus sont nettement plus encourageant. En effet, les valeurs des paramètres estimés donnent toujours lieu à une fonction d'utilité concave. La valeur des élasticités-prix est de 0.74 pour la consommation et de 1.06 pour le loisir. On a donc une élasticité prix plus grande pour le loisir que pour la consommation, ce qui confirme les attentes théoriques.

En conclusion, l'estimation individuelle de chacune des équations du modèle donnent une fonction d'utilité concave dans deux cas sur trois (consommation et statique). Les paramètres obtenus dans ces deux cas sont réalistes. Toutefois,

l'hypothèse d'absence de mauvaise spécification est rejetée dans tous les cas.

## VI.II SYSTEMES D'EQUATIONS

Les tableaux III et IV présentent les résultats des estimations des différents systèmes d'équations avec les actifs BT et TSE respectivement. Comme Perron (1986), nous remarquons qu'à chaque fois que l'équation statique est introduite, les résultats obtenus confirment les attentes théoriques. En effet, lorsque la consommation et le loisir sont estimés conjointement, les valeurs obtenus des paramètres ( $\beta$  négatifs) donnent lieu à une fonction d'utilité non-concave (voir les colonnes 4, 5 et 6 des tableaux III et IV). Par contre, lorsque l'équation statique est introduite, on obtient des valeurs positives pour les paramètres  $\alpha$  et  $\beta$  et donc une fonction d'utilité concave. Notons cependant que nous rejetons l'hypothèse nulle d'absence de mauvaise spécification dans tous les cas sauf pour l'estimation du système d'équations consommation et loisir avec l'actif TSE. Ce résultat est d'autant plus surprenant qu'il s'agit du seul cas où la fonction d'utilité est non-concave.

Concernant les différentes élasticités obtenues, deux qualificatifs sont de rigueur: robustesse et réalisme. En effet, les élasticités de court et long terme demeurent relativement insensibles au choix de l'actif, confirmant ainsi encore une fois les attentes théoriques. De plus, les élasticités de la consommation par rapport au prix et du loisir par rapport au salaire nominal supportent une fois de plus les attentes théoriques. Les valeurs obtenus sont respectivement de -0.74 pour l'élasticité consommation-prix et de -1.04 pour l'élasticité loisir-prix. Ces valeurs confirment la plus grande sensibilité du loisir en regard de la consommation face à une variation des prix (prix à la consommation pour la consommation et salaire nominal pour le loisir).

Les attentes théoriques sur le comportement de la consommation et du loisir dans le long terme sont elles aussi confirmées empiriquement. L'élasticité de la consommation face à une variation du salaire réel est de l'ordre de 0.8 tandis que l'élasticité du loisir pour la même variation est quasi-nulle avec 0.08. Les présents résultats sont fortement similaires à ceux de Perron (1986) mis à part le rejet de l'hypothèse nulle sur l'absence de mauvaise spécification du modèle. Bien que ces résultats confirment le modèle de substitution intertemporelle dans le cas canadien, ils sont néanmoins fonction de l'inclusion de l'équation statique dans le système d'équations.

Tout comme le fait remarquer Mankiw, Rothenberg et Summers (1985), l'inclusion

de l'équation statique est analogue à l'inclusion d'instruments ayant subi une transformation non-linéaire. Leur inclusion loin d'altérer les propriétés des estimateurs, ajoute des restrictions additionnelles lesquelles tonifient notre procédure d'estimation. Enfin, le niveau de Durbin-Watson pour les équations consommation et loisir est acceptable et ne traduit aucune présence d'autocorrélation forte des résidus. Par contre, le Durbin-Watson de l'équation statique indique une forte autocorrélation positive des résidus.

Nous avons également procédé à des estimations supplémentaires. Comme nous l'avons présenté à la section III du présent ouvrage, le critère de choix du vecteur optimal d'instruments n'est pas très précis. Les tableaux V à IX présentent les résultats des estimations des équations individuelles avec l'aide de neuf ensembles distincts d'instruments. Les résultats sont décevants sauf lorsque les équations statique et de la consommation sont estimées avec le TSE comme actif. En effet, seul ces deux cas, permettent d'obtenir des paramètres plausibles et une fonction d'utilité concave.

Face à ces résultats, plusieurs avenues se présentent à nous. La plus naturelle représente certes l'analyse du rôle que joue l'équation statique dans les résultats. La présence d'un Durbin Watson plutôt faible constitue un indicateur d'une possible cointégration entre les différentes variables de l'équation. Nous allons donc, à la section suivante, étudier plus en détail l'équation statique avec l'aide des développements théoriques récents sur le phénomène de cointégration.

## **VII. TEST DE COINTEGRATION ENTRE LA CONSOMMATION, LE LOISIR ET LE SALAIRE REEL.**

### **VII.I INTRODUCTION**

Comme nous l'avons constaté, l'équation statique joue un rôle particulier dans les estimations des paramètres. Une analyse détaillée du comportement de cette équation s'avère alors essentielle. Comme cette équation repose sur les variables consommation, loisir et salaire réel, nous allons étudier le comportement individuel de chacune des variables et scruter l'interaction qui existe entre ces dernières.

La présence d'un Durbin-Watson relativement faible et un haut niveau du  $R^2$  représentent des indicateurs d'une possible cointégration entre les différentes variables. Des développements récents sur la théorie de la cointégration nous permettront de mieux comprendre la dynamique propre à chacune des variables et le type d'interaction existant entre la consommation, le loisir et le salaire réel.

Le but de cette section est donc de présenter un élément explicatif sur le rôle de l'équation statique via la théorie de cointégration.

### **VII.II COINTEGRATION**

Tel que le mentionne Granger (1986), on observe pour certaines variables un comportement parallèle à long terme. Il arrive cependant que dans un horizon de court terme, certaines variables dont le comportement de long terme est similaire divergent pour diverses considérations (telles que les effets saisonniers ou des chocs propres à chacune des variables). On retrouve ce type de comportement pour les variables masse monétaire et prix des biens ou encore pour les prix et les salaires ou encore entre la valeur des ventes et les coûts de production. Notre objectif est de tester si ce type de comportement peut-être observé entre les séries consommation, loisir et salaire réel.

Tout d'abord, examinons de manière plus explicite les aspects théoriques du concept de cointégration.

### **COINTEGRATION: ASPECTS THEORIQUES**

Soit deux séries  $X_t$  et  $Y_t$  intégrées d'ordre 1 (i.e. dont la première différence nous donne une série stationnaire). Supposons une variable  $Z_t$ , formée à partir d'une



combinaison linéaire de  $X_t$  et  $Y_t$ .

$$Z_t = X_t - A Y_t \quad (7.1)$$

où  $A$  représente le vecteur de cointégration. Les séries  $X_t$  et  $Y_t$  sont dites cointégrées si et seulement si il existe un vecteur  $A$  tel que l'équation (7.1) est stationnaire (i.e. que  $Z_t$  est intégré d'ordre 0). En d'autres mots, deux variables sont cointégrées si et seulement si prise individuellement elles possèdent une composante de persistance temporelle importante mais lorsque réunies pour former une autre variable, ce lien de persistance est perdu.

On peut considérer  $Z_t$  comme le terme d'erreur de l'équation (7.1). Celui-ci représente l'écart ou la distance du système  $(X_t, Y_t)$  par rapport à son "équilibre" de long terme. En d'autres mots,  $Z_t$  traduit la "déviation d'un système par rapport à son équilibre". Dans notre cas, on peut considérer  $Z_t$  comme le salaire réel et  $X_t, Y_t$  comme les variables loisirs et consommation. Ainsi s'il existe une combinaison linéaire des premières différences de la consommation et du loisir à partir de laquelle on obtient le niveau du salaire réel, alors la consommation, le loisir et le salaire réel sont cointégrés.

Examinons maintenant quelques implications théoriques du concept de cointégration telles que présentées par Granger (1986):

1- Si  $X_t, Y_t$  sont cointégrés, mais observés seulement à partir d'un terme d'erreur, alors les deux séries observées sont cointégrées si chacun des termes d'erreur est  $I(0)$ .

2- Si  $T_t$  est une "variable désirée"  $I(1)$  et  $X_t$  est une variable de contrôle également  $I(1)$ , alors  $T_t, X_t$  seront cointégrés si le contrôle appliqué est optimal.

3- Si  $X_t, Y_t$  sont  $I(1)$  et cointégrés, il existe alors causalité à la Granger dans au moins une direction.

4- Si  $X_t, Y_t$  représentent deux prix d'un marché spéculatif efficace, alors ils ne peuvent être cointégrés.

Nous avons présenté le concept de cointégration et ses implications pour deux variables. Granger (1986) présente également deux généralisations (avec plus de deux variables) de la théorie de la cointégration. Il analyse tout d'abord les processus linéaires (dans les paramètres) dont le vecteur de cointégration est invariant dans le temps. Après

quoi, il traite les processus non-linéaires (dans les paramètres) dont les paramètres de cointégration varient dans le temps.

Somme toute, l'idée de base reste la même sauf que le vecteur de cointégration n'est plus unique et prend la forme d'une matrice dont le rang correspond à l'ordre de cointégration et est inférieur ou égal au nombre de variables moins un ( $\mathbf{N}-1$ ). Dans les cas où les paramètres varient dans le temps, Granger (1986) utilise les spectres afin de développer un test de cointégration en présence de TVP (time varying parameter). Ces deux généralisations ne remettent pas en question le traitement de la cointégration tel que décrit dans l'exemple simple avec deux variables. Ces ajouts permettent surtout d'étendre le concept de cointégration à des cas plus généraux.

Passons maintenant au test sur la présence de cointégration entre les variables salaire réel, consommation et loisir.

### VII.III TESTS DE COINTEGRATION

On détecte habituellement une possible cointégration par un  $R^2$  élevé et par Durbin-Watson relativement faible. Afin de tester la cointégration entre différentes variables, il existe une procédure présentée dans la littérature qui regroupe trois grandes étapes:

- 1- On teste si chacune des séries individuelles sont  $I(1)$ .
- 2- Après avoir formé la régression du type cointégrée, on estime le vecteur de cointégration avec la procédure OLS.
- 3- On teste si les résidus de la régression cointégrée sont  $I(1)$  (i.e. on teste l'hypothèse nulle d'absence de cointégration).

#### VII.III.I TEST DE RACINE UNITAIRE

L'étape 1 constitue un test sur la présence de racine unitaire sur les séries consommation (mesures A (CAP), B (CBP), C (CCP)), loisir (LEIS) et salaire réel (mesures A (RWA), B (RWB), C (RWC)). Les résultats du test sont présentés au tableau 1. En comparant les valeurs obtenues avec les valeurs critiques de Fuller, la présence de racine unitaire ne peut être rejetée à un niveau acceptable dans tous les cas. En effet, on ne peut rejeter la présence de racine unitaire à un niveau significatif de 1% pour les trois mesures de salaire réel et pour la mesure A de la consommation et à un niveau significatif de 10% pour les autres mesures de la consommation et pour la variable loisir.

Variable	TABLEAU 1 Coefficient du terme AR(1)	Statistique t
CAP	0.95	-1.76
CBP	0.87	-3.33
CCP	0.89	-3.31
RWA	0.98	-1.15
RWB	0.97	-1.60
RWC	0.97	-1.54
LEIS	0.80	-3.75

Poursuivons notre analyse afin de tester la cointégration entre la consommation, le loisir et le salaire réel. Il existe deux types de test pour détecter la cointégration: le

test de Durbin-Watson et le test de Dickey-Fuller augmenté. Chacun de ces tests porte sur le terme résiduel de l'équation suivante:

$$\ln (P_t/W_t) = \alpha \ln (C_t) + \beta \ln (I_t) + \mu_t \quad (7.6)$$

A partir des résidus  $\mu_t$  de l'équation (7.6), on forme l'équation (7.7)

$$\mu_t = -\pi \mu_{t-1} + \sum_{j=1}^p \gamma_j \mu_{t-j} + \epsilon_t \quad (7.7)$$

Les hypothèses testées sont :

$H_0$ :  $C_t$ ,  $L_t$  et  $P_t/W_t$  ne sont pas cointégrés (où encore les résidus sont  $I(1)$ ).

$H_1$  : Les résidus sont  $I(0)$ .

Pour ce type de test, on ne peut prendre les valeurs critiques de la table student habituelle. Nous devons nous baser sur les valeurs critiques calculées par Granger (1986). Ces valeurs sont présentées au tableau 2.

<b>TABLEAU 2</b>		
Niveau du test	Valeurs critiques Dickey-Fuller	Valeurs critiques Durbin - Watson.
1%	-2.84	0.511
5%	-3.17	0.386
10%	-3.77	0.322

Mesure de consommation	P	Student	Durbin-Watson
A	5	-5.160	0.447
B	5	-3.969	0.244
C	5	-3.594	0.276

Les résultats de l'estimation de l'équation (7.7) sont présentés au tableau 3. Avec le test de Dickey-Fuller, l'absence de cointégration est rejetée à 1% pour les mesures de consommation **A** et **B** et à 5% pour la mesure **C**. Avec le test de Durbin-Watson, les résultats ne sont pas aussi convaincants. En effet, on rejette l'hypothèse nulle avec la mesure de consommation **A** seulement. On ne peut rejeter  $H_0$  à 10% pour les autres mesures de consommation. La cointégration ne peut donc pas être rejetée dans la majorité des cas.

Comme les valeurs critiques de ces tests sont fonction de la forme des régresseurs, il serait donc intéressant d'adopter un test neutre par rapport à la forme des régresseurs. Le test de Phillips répond à ce critère. Etudions de plus près la structure de ce test.

Le test de Phillips repose sur la régression suivante sur le terme résiduel de l'équation (7.6):

$$\mu_t = \alpha \mu_{t-1} + K_t$$

De cette équation, on obtient la statistique  $Z_t$  suivante:

$$Z_t = ((\Sigma_2^t U_{t-1}^2) (\alpha \mu_{t-1})) / S_{tt} - ((S_{tt}^2 - S_k^2) [S_{tt} (T^{-2} \Sigma_2^t U_{t-1}^2)]^{-1})$$

où  $S_k^2 = T^{-1} \Sigma_1^t K_t^2$

et  $S_{tt}^2 = T^{-1} \Sigma_1^t K_t^2 + 2 T^{-1} \Sigma_{|s-1} W_{st} \Sigma_{t=s+1}^t K_t K_{t-s}$

Pour ce test, Phillips et Ouliaris (1987) dérivent les valeurs critiques suivantes:

TABLEAU 4

Niveau du test	Valeurs critiques (Phillips)
1%	-3.9174
5%	-3.2976
10%	-3.0141

TABLEAU 5

MESURE DE CONSOMMATION	Valeurs student estimées
CAP	-5.52
CBP	-2.81
CCP	-3.45

En comparant les tableaux 4 et 5, on constate que nous rejetons  $H_0$  à 1% dans un cas (mesure A) et à 5% pour la mesure C mais ne pouvons rejeter à 10% pour la mesure C. En bref, on ne peut rejeter la présence de cointégration entre **C,L** et **W\P**.

Cette section, somme toute assez brève, avait pour but d'analyser le rôle particulier de l'équation statique dans nos résultats. Des indices tels qu'un  $R^2$  élevé et un Durbin - Watson relativement faible nous ont conduit vers l'analyse d'une possible cointégration entre les différentes variables de l'équation statique. Les résultats des différents tests mettent en lumière la cointégration entre les variables consommation, loisir et salaire réel. L'impossibilité de rejeter l'hypothèse nulle avec le test de Durbin - Watson pour les mesures **B** et **C** représente un échec partiel et mériterait une plus grande attention. Cet échec relatif ne permet cependant pas de rejeter l'hypothèse de cointégration. En effet, dans la majorité des cas, on ne peut rejeter la présence de cointégralité entre la consommation, le loisir et le salaire réel.

## VIII. CONCLUSION

La littérature s'est heurtée jusqu'à tout récemment à un rejet empirique du modèle de substitution intertemporelle. Des études plus récentes comme celles de Perron (1986) et Alogoskoufis(1987) présentent des résultats qui confirment le modèle théorique de l'HSI. Le présent ouvrage s'inscrit dans cette lignée. En se basant sur les études de Mankiw, Rothenberg et Summers (1985) et Perron (1986), nous avons considéré un modèle de maximisation de l'utilité escomptée de la consommation et du loisir dans le temps tel que suggéré par la théorie néoclassique des cycles d'affaires. L'utilisation des anticipations rationnelles nous a permis d'utiliser la méthode des moments telle que développée par Hansen (1982). Deux types d'actifs furent employés: soit le taux de rendement sur les Bons du Trésor de trois mois et l'indice boursier de Toronto: le TSE. Nous avons également considéré trois mesures de consommation et utilisé une grande variété d'ensembles de variables instrumentales afin de tester la robustesse de nos estimations.

Les résultats obtenus sont très similaires à ceux obtenus par Perron (1985). Nous rejetons toutefois beaucoup plus régulièrement que Perron l'hypothèse nulle sur l'absence de mauvaise spécification du modèle. Comme nos résultats (et ceux de Perron (1985)) sont fonction de l'inclusion de l'équation statique dans le système d'équation, nous avons analysé de plus près le rôle de cette équation à la lumière des développements récents sur la théorie de la cointégration. Sous différents tests, il est apparu que l'on ne pouvait rejeter l'absence de cointégration entre la consommation, le loisir et le salaire réel. Ce résultat fort intéressant ne nous permet cependant pas de clarifier complètement le rôle de l'équation statique dans nos résultats. Nous savons cependant que ces trois variables possèdent individuellement une composante de long terme très importante, mais lorsque réunies, cet effet d'inertie s'évanouit. L'impact de cette équation sur la dynamique du modèle étudié est manifeste, mais son interprétation est délicate.

Cette étude présente toutefois quelques faiblesses. Tout d'abord, le rejet fréquent de l'absence de mauvaise spécification du modèle traduit bien la fragilité de la spécification de ce type de modèle. Le choix de la forme fonctionnelle de la fonction d'utilité représente probablement la première source de mauvaise spécification de notre modèle.

Le choix de variables comme mesures des concepts théoriques constitue

probablement une autre source possible de biais. Enfin, l'utilisation de données désaisonnalisées représente un autre point sur lequel il faut se pencher.

En bref, ce mémoire s'inscrit dans la lignée victorieuse d'études confirmant l'HSI. Ce succès est encore bien relatif. Quelques problèmes ne sont pas encore résolus. Une confirmation théorique de l'hypothèse de substitution intertemporelle doit nécessairement passer par la résolution des différents problèmes présentés dans le présent article. C'est dans cette voie que devrait s'orienter la recherche afin de confirmer ou rejeter clairement l'HSI comme facteur explicatif aux cycles économiques.



## BIBLIOGRAPHIE

- Alogoskoufis, George S. (1987). "On Intertemporal Substitution and Aggregate Labor Supply.", *Journal of Political Economy*, Vol. 95 (5), pp. 938-960.
- Altonji, Joseph G. (1986). "Intertemporal Substitution in Labor Supply: Evidence from Micro Data.", *Journal of Political Economy*, Vol. 94 (3), pp. 176-215.
- Ashenfelter, Orley (1984). "Macroeconomic Analyses and Microeconomic analyses of Labor Supply.". Working Paper No. 1500, NBER, pp. 1-36.
- Barro, Robert J. et King, Robert G. (1984). "Time-separable Preferences and Intertemporal Substitution Modele of Business Cycles.", *Q.J.E.* 99, pp, 817-39.
- Blanchard, Oliver J. (1979). " Bachward et Forward Solution for Economies with Rational Expectations.", *American Economic Review*, pp. 114-118.
- Bell, William, R. et Hillmer, Steven C. (1984). "Issues Involved with the Seasonal Adjustement of Economic Time Series.", *Journal of Business and Economic Statistics*, pp. 291-320.
- Box, G. E. P. et Jenkins, G. M. (1970). *Time Series Analysis Forecasting and Control*, San Francisco, Holder Day.
- Clark, K. B., et Summers, L. H. (1982). " Labor force participation: Timing and persistence.", *Review of Economic Studies*, pp.825 - 844.
- Eichenbaum, Martin S., Hansen, Lars Peter, Singleton, Kenneth J. (1988). " A time series analysis of representative agent models of consumption and leisure choice under uncertainty.", *Q.J.E.* pp. 51-78.
- Ghysels, Eric (1986). "A study towards a Dynamic Theory of Seasonality for Economic Time Series.", (Forthcoming *Journal of the American Statistical Association*), Université de Montréal.
- Granger, C. W. J. (1986). "Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables.", *Oxford Bulletin of Economics and Statitics*, Vol. 48 (3), pp. 213-228.
- Hall, R. E. et Mishkin, F. S. (1982), "The Sensitivity of Consumption to Transitory Income: Estimates From Panel Data on Households", *Econometrica*, 50, 461-481.
- Hansen, Lars P. et Singleton, Kenneth J, (1982). "Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Rational Expectations Models.", *Econometrica*, Vol. 50, pp 1269-86.

- Hayashi, Fumio (1985). "The effect of liquidity constraints on Consumption: A cross-sectional Analysis.", *The Quarterly Journal of Economics*, pp. 183-206.
- Lucas, R.E. Jr., et Rapping, L.A. (1969). "Real Wages, Employment, and Inflation.", *Journal of Political Economy*, Vol. 77, pp. 721-754.
- Mankiw N. Gregory, Rothenberg, Julio., et Summers, Lawrence H. (1985). "Intertemporal Substitution in Macroeconomics.", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 100, pp. 225-251.
- Miron, Jeffrey A. (1986). "Seasonal Model of Consumption.", *Journal of Political Economy*, pp. 1258-1279.
- Nelson, Charles R. et Plosser, Charles I. (1982). "trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications.", *Journal of Monetary Economy*, Vol. 10, pp. 139-162.
- Perron, Pierre (1986). "Intertemporal Substitution in Consumption and Leisure: The Canadian Evidence.", miméo, University de Montréal.
- Perron, Pierre (1987). "The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis.", mimeo, Université de Montréal.
- Pesaran, Hashem M. (1987). "The limits to Rational Expectations," Chap. 7, Blackwell ed., New York.
- Phillips, Peter C.B. et Ouliaris, S. (1987). "Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration.", Cowles Foundation Discussion Paper No. 847, Yale University.

## APPENDICE I : LES DONNEES.

Voici les douze séries initiales à partir desquelles les séries utilisées pour l'estimation ont été issues. Ces séries sont des données trimestrielles canadiennes.

1) C1: Dépenses personnelles de consommation de biens non durables en taux annuel, en dollars constant de 1971, ajustées pour les effets de saisons, de 1947\1 - 1986\4.

Source: Cansim No. D40597

2) C2: Dépenses personnelles de consommation pour les services, en taux annuel, en dollars constant de 1971, ajustées pour les effets de saison, de 1947\1 - 1986\4.

Source: Cansim No. D40598

3) C3: Dépenses personnelles de consommation de biens semidurables en taux annuel en dollars constant de 1971, ajustées pour les effets de saison, de 1947\1 - 1986\4.

Source: Cansim No. D40596

4) P1: Indice implicite des prix pour les biens non-durables en taux annuel, ajusté pour les effets de saison, 1971 = 100, de 1947\1 - 1986\4.

Source: Cansim No. D40629

5) P2: Indice implicite des prix pour les services en taux annuel, ajustés pour les effets de saison, 1971 = 100, de 1947\1 - 1986\4.

Source: Cansim No. D40630

6) P3: Indice implicite des prix pour les biens semi-durables en taux annuel, ajusté pour les effets de saison, 1971 = 100, de 1947\1 - 1986\4.

Source: Cansim No. D40628.

- 7) RS: Le taux d'intérêt sur les bons du trésor de trois mois, en pourcentage, le dernier mois de chaque trimestre d'une série mensuelle, de 1947\1 - 1986\4  
Source: Cansim No. B 14007
- 8) TSE: Indice composé Toronto Stock Exchange, dernier mois de chaque trimestre.  
Source: 1956\1 à 1980\4: Toronto Stock Exchange Manuel stock prices.  
1980\4 à 1982\4: Toronto Stock Exchange Review
- 9) TLI: Le revenu de travail total en millions de dollars en taux annuel, ajusté pour les effets de saison, le dernier mois de chaque trimestre, de 1947\1 à 1986\4.  
Source: Cansim No. D5272
- 10) AWH: Le nombre d'heures moyennes travaillées dans l'industrie manufacturière, le dernier mois de chaque, trimestre, non ajusté pour les effets de saison, de 1947\1 à 1986\4.  
Source: Cansim No. D1574 et revue de la Banque du Canada.
- 11) POP: La population totale, en milliers, des 14 ans et + hors institution, le dernier mois de chaque trimestre, de 1947\1 à 1986\4.  
Source: Revue de la Banque du Canada.
- 12) EMP: L'emploi total en milliers, le dernier mois de chaque trimestre, non-ajusté pour les effets de saison, de 1947\1 à 1986\4.  
Source: Revue de la Banque du Canada.

## APPENDICE 2: ENSEMBLES D'INSTRUMENTS.

### Principaux ensembles:

A) constante,  $LEIS_{t-1}$ ,  $LEIS_{t-2}$ ,  $CXP_{t-1}$ ,  $CXP_{t-2}$ ,  $PX_{t-1}$ ,  $PX_{t-2}$ ,  $PRETX_{t-1}$ ,  $PRETX_{t-2}$

où  $X=A,B$  et  $C$  pour les différentes mesures de consommation.

$PX$  = indice des prix à la mesure  $X$  de la consommation

$CXP$  = Mesure  $X$  de la consommation

$LEIS$  = variable loisir

$PRETX = ((PX_t/PX_{t-1}) * BT)^{1/13}$

B) constante,  $LEIS_{t-1}$ ,  $LEIS_{t-2}$ ,  $CXP_{t-1}$ ,  $CXP_{t-2}$ ,  $PRETX_{t-1}$ ,  $PRETX_{t-2}$

C) constante,  $LEIS_{t-1}$ ,  $LEIS_{t-2}$ ,  $CXP_{t-1}$ ,  $CXP_{t-2}$ ,  $PX_{t-1}$ ,  $PX_{t-2}$ ,  $WAGE_{t-1}$ ,  $WAGE_{t-2}$

### Ensembles d'instruments:

1) moindre carré non-linéaire.

2) constante et quatre retards de la variable ( $CBP_{t+1}/CBP_t$ ).

3) constante et quatre retards de  $CBP_t$ .

4) constante et quatre retards de  $INF_t$  (taux d'inflation)

où  $INF_t = (PB_t - PB_{t-1})/PB_{t-1}$ .

5) constante et quatre retards de  $PB_t$ .

6) constante et quatre retards de  $PRETB_t$ .

7) constante,  $CPB_{t-3}$ ,  $CPB_{t-4}$ ,  $PB_{t-3}$ ,  $PB_{t-4}$ ,  $PRETB_{t-3}$ ,  $PRETB_{t-4}$ .

8) constante,  $(C_t/C_{t-1})$ ,  $(C_{t-1}/C_{t-2})$ ,  $(L_t/L_{t-1})$ ,  $(L_{t-1}/L_{t-2})$ ,  $PRETB_{t-1}$ ,  $PRETB_{t-2}$ .

9) constante et quatre retards de  $WRET_t$ .

où  $WRET = ((WAGE_t/WAGE_{t-1}) * TSE)^{1/13}$

TABLEAU I

UNE SEULE EQUATION, LA CONSOMMATION (C), INSTRUMENTS AU TEMPS t, t-1 (Ensemble A)

	1	2	3	4	5	6
MESURE DE CONSOMMATION	A	B	C	A	B	C
ACTIF	TSE	TSE	TSE	BT	BT	BT
$\alpha$	0.273 (0.137)	0.541 (0.292)	0.504 (0.255)	0.842 (0.375)	1.841 (0.706)	1.074 (0.51)
$\phi$	0.998 (0.0007)	0.999 (0.0014)	0.999 (0.0013)	1.056 (0.0020)	1.049 (0.0044)	1.049 (0.0051)
CONCAVE	OUI	OUI	OUI	OUI	OUI	OUI
STATISTIQUE J	28.78	35.73	29.33	40.10	45.23	41.27
DEGRES DE LIBERTE	7	7	7	7	7	7
VALEUR CRITIQUE DU J à 5%	14.07	14.07	14.07	14.07	14.07	14.07
DURBIN WATSON	1.91	2.18	2.09	1.42	1.99	1.25
NB D'OBS.	121	121	121	157	157	157
$\epsilon$ COURT-TERME						
$\epsilon$ CONS-PRIX	-3.67	-1.84	-1.98	-1.19	-0.54	-0.93

NOTES: Les valeurs entre parenthèse représentent les écart-types.  
 BT désigne l'actif Bon du Trésor.  
 TSE désigne l'indice boursier de Toronto.

TABLEAU II

UNE SEULE EQUATION, LOISIR (L) OU STATIQUE (S), INSTRUMENTS AU TEMPS  $t$ ,  $t-1$  (Ensemble A)

	L1	L2	S1	S2	S3
MESURE DE CONSOMMATION	---	---	A	B	C
ACTIF	TSE	BT	---	---	---
$\alpha$	---	---	2.022 (0.027)	1.363 (0.018)	1.492 (0.020)
$\beta$	-0.538 (0.271)	-0.622 (0.567)	1.144 (0.017)	0.943 (0.015)	1.111 (0.017)
$\phi$	0.998 (0.0006)	1.060 (0.0011)	---	---	---
CONCAVE	NON	NON	OUI	OUI	OUI
STATISTIQUE J	63.99	72.88	19.22	23.76	21.66
DEGRES DE LIBERTE	7	7	7	7	7
VALEUR CRITIQUE DU J à 5%	14.07	14.07	14.07	14.07	14.07
DURBIN WATSON	1.80	0.12	0.64	0.51	0.54
NB D'OBS.	121	157	158	158	158
$\epsilon$ COURT-TERME					
$1\backslash\alpha$	---	---	0.49	0.74	0.67
$1\backslash\beta$	---	---	0.87	1.06	0.90

NOTES: Les valeurs entre parenthèse représentent les écart-types.  
 BT désigne l'actif Bon du Trésor.  
 TSE désigne l'indice boursier de Toronto.

TABLEAU III

SYSTEMES D'EQUATION AVEC L'ACTIF BON DU TRESOR (BT) ET LA LISTE D'INSTRUMENTS B.

LISTE D'INSTRUMENTS	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
EQUATIONS	C.L.S.	C.L.S.	C.L.S.	C.L.	C.L.	C.L.	C.S.	C.S.	C.S.	L.S.	L.S.	L.S.
MESURE DE CONSOMMATION	A	B	C	A	B	C	A	B	C	A	B	C
$\alpha$	2.014 (0.025)	1.350 (0.017)	1.476 (0.019)	-0.638 (0.316)	-0.828 (0.323)	-0.503 (0.314)	2.084 (0.026)	1.389 (0.018)	1.527 (0.019)	2.013 (0.027)	1.352 (0.018)	1.475 (0.020)
$\beta$	1.140 (0.016)	0.934 (0.014)	1.100 (0.016)	-2.498 (2.44)	-1.786 (1.92)	-0.699 (1.97)	1.183 (0.016)	0.965 (0.015)	1.141 (0.017)	1.137 (0.017)	0.934 (0.015)	1.096 (0.015)
$\phi$	1.060 (0.001)	1.061 (0.001)	1.061 (0.001)	1.057 (0.002)	1.055 (0.002)	1.057 (0.002)	1.066 (0.003)	1.066 (0.002)	1.067 (0.002)	1.0601 (0.001)	1.060 (0.001)	1.060 (0.001)
CONCAVE	OUI	OUI	OUI	NON	NON	NON	OUI	OUI	OUI	OUI	OUI	OUI
J	140.34	166.90	174.30	106.48	117.79	138.67	49.57	88.65	92.46	130.35	146.71	153.46
DEGRES DE BERTÉ	18	18	18	11	11	11	11	11	11	11	11	11
VALEUR CRITIQUE DU J à 5%	28.87	28.87	28.87	19.68	19.68	19.68	19.68	19.68	19.68	19.68	19.68	19.68
DURBIN-WATSON												
C	2.12	1.32	1.41	1.04	1.01	0.45	2.20	1.43	1.52	---	---	---
L	0.76	0.61	0.73	1.38	0.85	0.14	---	---	---	0.76	0.62	0.72
S	0.65	0.53	0.55	---	---	---	0.66	0.54	0.57	0.65	0.53	0.55
NB OBS.	157	157	157	157	157	157	157	157	157	157	157	157
€ <sub>COURT-TERME</sub>												
€ <sub>CONSOMMATION-PRIX</sub>	-0.494	-0.737	-0.678	---	---	---	-0.480	-0.720	-0.660	-0.494	-0.735	-0.674
€ <sub>LOISIR-PRIX</sub>	-0.878	-1.072	-0.917	---	---	---	-0.850	-1.044	-0.883	-0.879	-1.070	-0.913
€ <sub>LONG-TERME</sub>												
€ <sub>CONSOMMATION-SALAIRE REEL</sub>	0.601	0.800	0.734	---	---	---	0.580	0.777	0.704	0.598	0.795	0.726
€ <sub>LOISIR-SALAIRE REEL</sub>	0.179	0.078	0.070	---	---	---	0.180	0.083	0.070	0.179	0.079	0.065

NOTE: Les valeurs entre parenthèse représentent les écart-types.



TABLEAU IV

SYSTEMES D'EQUATION AVEC L'ACTIF TSE (INDICE BOURSIER DE TORONTO) ET LA LISTE D'INSTRUMENTS B.

LISTE D'INSTRUMENTS	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
EQUATIONS	C.L.S.	C.L.S.	C.L.S.	C.L.	C.L.	C.L.	C.S.	C.S.	C.S.	L.S.	L.S.	L.S.
MESURE DE CONSUMMATION	A	B	C	A	B	C	A	B	C	A	B	C
$\alpha$	1.984 (0.037)	1.254 (0.035)	1.332 (0.032)	0.087 (0.053)	0.115 (0.069)	0.124 (0.060)	2.003 (0.039)	1.283 (0.035)	1.359 (0.032)	1.994 (0.039)	1.272 (0.035)	1.349 (0.032)
$\beta$	1.120 (0.025)	0.851 (0.030)	1.969 (0.028)	-0.256 (0.120)	-0.397 (0.158)	-0.388 (0.143)	1.134 (0.026)	0.875 (0.030)	0.991 (0.028)	1.125 (0.026)	0.865 (0.030)	0.983 (0.029)
$\phi$	0.998 (0.001)	0.999 (0.001)	0.999 (0.001)	0.998 (0.002)	0.998 (0.002)	0.998 (0.002)	1.002 (0.003)	1.003 (0.002)	1.003 (0.002)	0.9971 (0.001)	0.997 (0.001)	0.997 (0.001)
CONCAVE	OUI	OUI	OUI	NON	NON	NON	OUI	OUI	OUI	OUI	OUI	OUI
J	57.78	59.41	63.07	10.80	10.43	10.18	40.38	31.43	35.41	38.41	43.94	45.23
DEGRES DE LIBERTE	18	18	18	11	11	11	11	11	11	11	11	11
LEVEUR CRITIQUE DU J à 5%	28.87	28.87	28.87	19.68	19.68	19.68	19.68	19.68	19.68	19.68	19.68	19.68
DURBIN-WATSON												
C	2.42	2.25	2.19	1.66	1.71	1.70	2.50	2.42	2.36	---	---	---
L	1.88	1.76	1.79	1.65	1.71	1.71	---	---	---	1.89	1.81	1.85
S	0.50	0.24	0.29	---	---	---	0.51	0.25	0.30	0.51	0.25	0.30
NB OBS.	157	157	157	157	157	157	157	157	157	157	157	157
$\epsilon$ COURT-TERME												
$\epsilon$ CONSOMMATION-PRIX	-0.502	-0.794	-0.748	---	---	---	-0.499	-0.779	-0.736	-0.499	-0.782	-0.737
$\epsilon$ LOISIR-PRIX	-0.846	-1.114	-0.979	---	---	---	-0.840	-1.087	-0.960	-0.841	-1.094	-0.963
$\epsilon$ LONG-TERME												
$\epsilon$ CONSOMMATION-SALAIRE RÉEL	0.601	0.853	0.797	---	---	---	0.603	0.834	0.782	0.606	0.841	0.786
$\epsilon$ LOISIR-SALAIRE RÉEL	0.182	0.073	0.056	---	---	---	0.182	0.077	0.060	0.182	0.075	0.059

NOTE: Les valeurs entre parenthèse représentent les écart-types.

TABLEAU V

UNE SEULE EQUATION, LA CONSOMMATION (C) AVEC L'ACTIF TSE (TORONTO STOCK EXCHANGE), INSTRUMENTS (LISTE DE 1 A 9)

LISTE D'INSTRUMENTS	1	2	3	4	5	6	7	8	9
MESURE DE CONSOMMATION	B	B	B	B	B	B	B	B	B
ACTIF	TSE	TSE	TSE	TSE	TSE	TSE	TSE	TSE	TSE
$\alpha$	0.050 (0.054)	0.077 (0.217)	0.222 (0.388)	0.296 (0.255)	0.335 (0.418)	0.542 (0.325)	0.414 (0.360)	-0.013 (0.179)	0.502 (0.290)
$\phi$	0.997 (0.0006)	0.998 (0.0011)	0.998 (0.0017)	0.998 (0.0012)	0.999 (0.0018)	0.999 (0.0015)	0.999 (0.0016)	0.998 (0.0009)	0.999 (0.0014)
CONCAVE	OUI	OUI	OUI	OUI	OUI	OUI	OUI	NON	OUI
J	---	---	---	---	---	---	---	---	---
DEGRES DE LIBERTE	---	3	3	3	3	---	3	3	3
VALEUR CRITIQUE DU J A 5%	---	7.82	7.82	7.82	7.82	---	7.82	7.82	7.82
DURBIN WATSON	1.64	1.66	1.82	1.90	1.95	2.15	2.03	1.60	2.12
NB. D'OBS.	119	119	119	119	119	119	119	119	119
$\epsilon$ COURT-TERME									
$\epsilon$ CONSOMMATION-PRIX	-20.08	-13.05	-4.51	-3.38	-2.99	-1.84	-2.41	---	-1.99

NOTE: Les valeurs entre parenthèse représentent les écart-types.

TABLEAU VI

UNE SEULE EQUATION, LA CONSOMMATION (C) AVEC L'ACTIF BON DU TRESOR (BT), INSTRUMENTS (LISTES 1 A 9)

LISTE D'INSTRUMENTS	1	2	3	4	5	6	7	8	9
MESURE DE CONSOMMATION	B	B	B	B	B	B	B	B	B
ACTIF	BT	BT	BT	BT	BT	BT	BT	BT	BT
$\alpha$	-0.139 (0.085)	0.495 (0.431)	-6.486 (3.215)	-0.664 (0.64)	-4.450 (2.828)	-3.293 (1.316)	-4.049 (1.751)	-3.587 (1.484)	0.554 (0.380)
$\phi$	1.058 (0.001)	1.061 (0.003)	1.021 (0.021)	1.055 (0.004)	1.033 (0.018)	1.040 (0.008)	1.036 (0.011)	1.039 (0.009)	1.062 (0.002)
CONCAVE	NON	OUI	NON	NON	NON	NON	NON	NON	OUI
J	---	---	---	---	---	---	---	---	---
DEGRES DE LIBERTE	---	3	3	3	3	3	3	3	3
VALEUR CRITIQUE DU J A 5%	---	7.82	7.82	7.82	7.82	7.82	7.82	7.82	7.82
DURBIN WATSON	0.08	0.45	2.54	0.76	2.51	2.45	2.49	2.47	0.53
NB. D'OBS.	155	155	155	155	155	155	155	155	155
$\epsilon$ COURT-TERME									
$\epsilon$ CONSOMMATION-PRIX	---	-2.02	---	---	---	---	---	---	-1.81

NOTE: Les valeurs entre parenthèse représentent les écart-types.

TABLEAU VII

UNE SEULE EQUATION, LE LOISIR (L) AVEC L'ACTIF TSE (TORONTO STOCK EXCHANGE), LISTES D'INSTRUMENTS 1 A 9

LISTE D'INSTRUMENTS	1	2	3	4	5	6	7	8	9
ACTIF	TSE	TSE	TSE	TSE	TSE	TSE	TSE	TSE	TSE
B	-0.387 (0.11)	0.710 (1.31)	0.421 (1.11)	0.414 (1.06)	-0.788 (0.71)	-0.676 (0.36)	-1.435 (1.08)	-0.321 (0.31)	0.619 (0.44)
$\phi$	0.998 (0.0006)	0.997 (0.0008)	0.997 (0.0007)	0.997 (0.0007)	0.998 (0.0006)	0.998 (0.0006)	0.998 (0.0008)	0.998 (0.0006)	0.998 (0.0006)
CONCAVE	NON	OUI	OUI	OUI	NON	NON	NON	NON	NON
J	---	---	---	---	---	---	---	---	---
DEGRES DE LIBERTE	---	3	3	3	3	3	3	3	3
VALEUR CRITIQUE DU J A 5%	---	7.82	7.82	7.82	7.82	7.82	7.82	7.82	7.82
DURBIN WATSON	1.70	1.76	1.67	1.67	1.96	1.88	2.31	1.67	1.84
NB. D'OBS.	119	119	119	119	119	119	119	119	119
$\epsilon$ COURT-TERME									
$\epsilon$ LOISIR-SALAIRE									
1/B	---	1.409	2.37	2.41	---	---	---	---	---

NOTE: Les valeurs entre parenthèse représentent les écart-types.

TABLEAU VIII

UNE SEULE EQUATION, LE LOISIR (L) AVEC L'ACTIF BON DU TRESOR (BT), LISTES D'INSTRUMENTS (1 A 9)

LISTE D'INSTRUMENTS	1	2	3	4	5	6	7	8	9
ACTIF	BT	BT	BT	BT	BT	BT	BT	BT	BT
$\beta$	-0.280 (0.177)	-3.159 (5.503)	-15.996 (12.30)	-0.480 (2.368)	-6.106 (4.180)	-4.839 (3.457)	6.043 (3.801)	-0.112 (0.472)	0.143 (0.374)
$\phi$	1.059 (0.001)	1.060 (0.002)	1.057 (0.009)	1.059 (0.001)	1.059 (0.003)	1.059 (0.003)	1.059 (0.003)	1.059 (0.001)	1.059 (0.011)
CONCAVE	NON	NON	NON	NON	NON	NON	NON	NON	NON
J	---	---	---	---	---	---	---	---	---
DEGRES DE LIBERTE	---	3	3	3	3	3	3	3	3
VALEUR CRITIQUE DU J A 5%	---	7.82	7.82	7.82	7.82	7.82	7.82	7.82	7.82
DURBIN WATSON	0.05	1.74	2.63	0.08	2.37	2.21	2.36	0.06	0.06
NB. D'OBS.	155	155	155	155	155	155	155	155	155
$\epsilon$ COURT-TERME									
$\epsilon$ CONSOMMATION-PRIX	---	---	---	---	---	---	---	---	---

NOTE: Les valeurs entre parenthèse représentent les écart-types.

TABLEAU IX

UNE SEULE EQUATION, STATIQUE (S), LISTES D'INSTRUMENTS 1 A 9

LISTE D'INSTRUMENTS	1	2	3	4	5	6	7	8	9
MESURE DE CONSOMMATION	B	B	B	B	B	B	B	B	B
ACTIF	---	---	---	---	---	---	---	---	---
$\alpha$	1.358 (0.018)	1.254 (0.170)	1.330 (0.019)	1.363 (0.056)	1.218 (0.703)	1.334 (0.019)	1.362 (0.018)	0.989 (0.221)	1.329 (0.019)
B	0.939 (0.014)	0.853 (0.141)	0.916 (0.016)	0.943 (0.046)	0.824 (0.026)	0.920 (0.015)	0.942 (0.015)	0.634 (0.183)	0.915 (0.016)
CONCAVE	OUI	OUI	OUI	OUI	OUI	OUI	OUI	OUI	OUI
J	---	---	---	---	---	---	---	---	---
DEGRES DE LIBERTE	---	3	3	3	3	3	3	3	3
VALEUR CRITIQUE DU J A 5%	---	7.82	7.82	7.82	7.82	7.82	7.82	7.82	7.82
DURBIN WATSON	0.52	0.39	0.50	0.52	0.33	0.51	0.52	0.10	0.50
NB. D'OBS.	155	155	155	155	155	155	155	155	155
$\epsilon$ COURT-TERME									
$1/\alpha$	0.74	0.79	0.75	0.74	0.82	0.51	0.52	0.10	0.50
$1/B$	1.06	1.17	1.09	1.06	1.21	1.09	1.06	1.58	1.09

NOTE: Les valeurs entre parenthèse représentent les écart-types.