Document generated on 06/04/2025 11:56 a.m.

L'Actualité économique

L'hypothèse du revenu permanent avec attentes rationnelles : une évaluation économétrique canadienne

The rational expectations-permanent income hypothesis: a Canadian econometric evaluation

Richard Guay and Jacques Raynauld

Volume 62, Number 1, mars 1986

URI: https://id.erudit.org/iderudit/601359ar
DOI: https://doi.org/10.7202/601359ar

See table of contents

Publisher(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (print)
1710-3991 (digital)

Explore this journal

Cite this article

Guay, R. & Raynauld, J. (1986). L'hypothèse du revenu permanent avec attentes rationnelles : une évaluation économétrique canadienne. *L'Actualité économique*, *62*(1), 43–63. https://doi.org/10.7202/601359ar

Article abstract

The work of Robert Hall (1978) on the stochastic implications of the rational expectations-permanent income (RE-PI) theory has initiated numerous empirical analysis. The purpose of this paper is to reexamine this question using the methodology recently proposed by Abel and Mishkin (1983) on a Canadian data set; we will show that the approach retained nicely generalize previous tests that have been applied. Furthermore, special attention will be devoted to the transformations necessary to achieve stationarity. Our results support and extend the previous rejections of the RE-PI hypothesis by highlighting the role played by the consumption aggregate used in the test.

Tous droits réservés © HEC Montréal, 1986

This document is protected by copyright law. Use of the services of Érudit (including reproduction) is subject to its terms and conditions, which can be viewed online.

https://apropos.erudit.org/en/users/policy-on-use/

This article is disseminated and preserved by Érudit.

Érudit is a non-profit inter-university consortium of the Université de Montréal, Université Laval, and the Université du Québec à Montréal. Its mission is to promote and disseminate research.

https://www.erudit.org/en/

L'Actualité Économique, Revue d'analyse économique, vol. 62 no 1, mars 1986

L'HYPOTHÈSE DU REVENU PERMANENT AVEC ATTENTES RATIONNELLES: UNE ÉVALUATION ÉCONOMÉTRIQUE CANADIENNE*

Richard GUAY
et
Jacques RAYNAULD
Institut d'économie appliquée
École des Hautes Études Commerciales

Depuis les travaux de Robert Hall (1978), l'hypothèse du revenu permanent avec attentes rationnelles (RP-AR) a été l'objet de nombreuses vérifications empiriques. Le but de cet article est de reprendre et d'unifier un certain nombre de tests qui ont été proposés à l'aide de la méthodologie d'Abel et Mishkin (1983) et de l'appliquer aux données canadiennes. Contrairement aux études précédentes, une attention particulière est accordée au traitement préliminaire des données afin de satisfaire l'hypothèse de stationnarité. Nos résultats empiriques confirment et renforcent les conclusions précédentes en mettant en évidence le rôle particulier de l'agrégat de consommation choisi lors du test.

The rational expectations-permanent income hypothesis : a Canadian econometric evaluation. — The work of Robert Hall (1978) on the stochastic implications of the rational expectations-permanent income (RE-PI) theory has initiated numerous empirical analysis. The purpose of this paper is to reexamine this question using the methodology recently proposed by Abel and Mishkin (1983) on a Canadian data set; we will show that the approach retained nicely generalize previous tests that have been applied. Furthermore, special attention will be devoted to the transformations necessary to achieve stationarity. Our results support and extend the previous rejections of the RE-PI hypothesis by highlighting the role played by the consumption aggregate used in the test.

---

* Cette recherche a bénéficié du support financier du Fonds F.C.A.R. (EQ-1587). Elle a initialement été présentée lors du 25e Congrès de la Société canadienne de science économique, Université du Québec à Chicoutimi, 22 et 23 mai 1985. Nous tenons à remercier Pierre Fortin, Jean-Pierre Aubry, Daniel Racette ainsi que deux lecteurs anonymes pour les commentaires qu'ils ont formulés. Robert Dussault a aussi contribué en tant qu'assistant de recherche.

I INTRODUCTION

L'article de Robert Hall (1978) sur les conséquences empiriques de l'hypothèse du revenu permanent avec attentes rationnelles (ci-après RP-AR) a largement influencé la recherche en macroéconomie appliquée. En effet, pour une large majorité de la profession formée dans la tradition keynésienne, il était difficile de rester indifférent à la conclusion que la consommation suit une marche aléatoire et n'est pas reliée à des variables passées comme le revenu disponible. Bien que les résultats de Hall aient été confirmés par Bilson (1980), des travaux récents par Flavin (1981, 1985) et Hayashi (1982) ont montré qu'un test plus précis de l'hypothèse principale menait à son rejet. Comme la plupart des tests ont été effectués à l'aide de données américaines, le but du présent article est de vérifier si l'hypothèse de Hall s'applique aussi au Canada[1].

Dans notre exercice, une attention particulière sera accordée à la méthodologie empirique. Un certain nombre de tests proposés jusqu'à maintenant seront revus brièvement et unifiés sous une approche plus générale. En effet, il est possible de montrer que la méthodologie proposée récemment par Abel et Mishkin (1983) dans le cadre des marchés financiers peut très bien s'appliquer à l'étude de la consommation. Dans un tel contexte, la consommation dépend de variables anticipées et non anticipées qui sont générées à l'aide d'une équation de prévision. L'approche de Abel et Mishkin implique une estimation conjointe des deux équations. Contrairement aux applications habituelles de cette méthodologie, nous verrons que l'hypothèse de RP-AR impose un ensemble de restrictions très particulières.

La présente étude se distingue aussi par son approche concernant le traitement préliminaire des données afin de satisfaire l'hypothèse de stationnarité. À ce sujet, Nelson et Plosser (1982) et Nelson et Kang (1984) ont montré que l'approche consistant à exprimer les données en déviation par rapport à une tendance linéaire n'était pas toujours appropriée. Notons que cette méthode a largement été utilisée dans les tests passés de l'hypothèse du revenu permanent avec attentes rationnelles (voir Bilson, 1980 et Flavin, 1981). À la place, ils suggèrent la méthode de la « différence première » qui est plus adaptée aux données macroéconomiques et que nous allons utiliser dans cette étude.

Le plan de cette note est le suivant : dans la section II, la méthodologie générale de Abel et Mishkin sera présentée succinctement. Un certain nombre de tests proposés récemment seront ensuite revus et comparés à

1. Il existe deux études canadiennes sur la question : Cuddington (1982) et Dufour (1984) ont tous les deux rejeté l'hypothèse forte de Hall. Ces travaux seront brièvement revus dans la section III.

l'approche générale. Les résultats empiriques seront présentés dans la quatrième section. Quelques conclusions et avenues de recherche seront suggérées dans la dernière section.

II MÉTHODOLOGIE GÉNÉRALE

L'hypothèse des attentes rationnelles a considérablement influencé la modélisation macroéconomique. La distinction entre variables anticipées et chocs aléatoires s'est avérée particulièrement importante. À ce sujet, Abel et Mishkin (1983) ont développé une approche générale qui permet d'intégrer explicitement ces deux composantes. Le but de cette section est de revoir brièvement cette méthodologie.

Supposons que la variable endogène à l'étude obéit au modèle suivant :

$$c_t = \mu + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i c_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} \beta_i (y_{t-i} - y^t y^e_{t-i}) + \sum_{i=0}^{n} \delta_i y^e_{t-i} + e_t \tag{2.1}$$

où :

- c_t est la variable endogène à expliquer (production nationale, rendement d'un titre, consommation) ;
- y_t est une variable exogène pertinente à l'analyse (masse monétaire, information sur un titre, revenu disponible) ;
- y^e_t est une prévision de y_t et
- e_t est un terme d'erreur distribué $N(0,\sigma^2_e)$.

L'équation (2.1) est une forme réduite qui suppose que c_t dépend de ses réalisations passées, des prévisions y^e_t et des erreurs de prévision $y_t - y^e_t$.

Telle que formulée, l'équation (2.1) n'est pas estimable puisqu'elle comporte des variables non observables. Afin de compléter le modèle, il est nécessaire de préciser le mécanisme de prévision des agents. Abel et Mishkin supposent que les attentes sont rationnelles et que la variable y_t est générée par l'équation

$$y_t = Z_{t-1}\Gamma + u_t \tag{2.2}$$

où :

- Z_{t-1} est un vecteur de variables explicatives supposées connues par les agents (notons que Z_{t-1} peut inclure y_{t-1}, y_{t-2} ... et tout autre variable pertinente à la prévision de y_t) ;

Γ est un vecteur de paramètres et

u_t est un terme d'erreur distribué $N(0,\sigma_u^2)$. Par hypothèse, u_t est orthogonal à Z_{t-1}.

La prévision optimale de y_t est donnée par l'espérance mathématique de (2.2) étant donné l'information disponible à la période t-1 :

$$y_t^e = \underset{t-1}{E}\, y_t = Z_{t-1}\Gamma \qquad \text{puisque } \underset{t-1}{E}\, u_t = 0. \tag{2.3}$$

En substituant la prévision optimale (2.3) dans (2.1), nous obtenons la forme réduite observable

$$c_t = \mu + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i c_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} \beta_i (y_{t-i} - Z_{t-1-i}\Gamma) + \sum_{i=0}^{n} \delta_i Z_{t-1-i}\Gamma + u_t. \tag{2.4}$$

L'hypothèse des attentes rationnelles suppose que le vecteur Γ apparaissant dans l'équation (2.4) est le même que celui provenant de l'équation de prévision (2.2). En pratique, il est préférable d'utiliser une formulation un peu plus générale de la forme réduite observable où

$$c_t = \mu + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i c_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} \beta_i (y_{t-i} - Z_{t-1-i}\Gamma^*) + \sum_{i=0}^{n} \delta_i Z_{t-1-i}\Gamma^* + u_t. \tag{2.5}$$

(2.5) relâche l'hypothèse des attentes rationnelles puisque Γ^* n'est pas nécessairement égal à Γ.

L'estimation conjointe des équations (2.2) et (2.5), c'est-à-dire la spécification non contrainte, constitue le point à partir duquel trois tests seront tour à tour effectués (notons L^0 le logarithme de la vraisemblance maximale obtenue lors de cette estimation initiale) :

i) Le premier test consiste à évaluer l'hypothèse d'attentes rationnelles. Pour ce faire, il s'agira d'estimer (2.2) et (2.4) où $\Gamma^* = \Gamma$ et de comparer la vraisemblance obtenue (L^1) à L^0 à l'aide d'un test de rapport de vraisemblance où $2(L^1 - L^0)$ est distribué selon une $X^2(k)$ et k est le nombre de restrictions.

ii) Dans une deuxième étape, en supposant que l'hypothèse d'attentes rationnelles ($\Gamma = \Gamma^*$) n'est pas rejetée, il sera alors possible de vérifier si les éléments anticipés ont une influence sur c_t (hypothèse de neutralité). Le test est obtenu en comparant L^2 (vraisemblance obtenue sous $\delta_i = 0$, $i = 0, \ldots, n$) dans l'équation (2.4) à L^1.

iii) Finalement, l'impact des chocs non anticipés pourra aussi être investigué de façon similaire en posant $\beta_i = 0$, $i = 1, ..., n$ (L^3 vs L^1).

Dans la prochaine section, cette méthodologie générale servira à unifier les différents tests qui ont été proposés.

III REVUE DE QUELQUES TESTS PROPOSÉS

Dans la foulée de la révolution keynésienne, la fonction de consommation agrégée a fait l'objet de nombreuses études. Ce n'est que récemment, cependant, que l'hypothèse d'attentes rationnelles a été introduite dans la modélisation. Dans un article important, Hall (1978) a montré que, sous certaines conditions, la consommation agrégée devait évoluer selon une marche aléatoire. Ce résultat théorique a été confirmé par une analyse empirique de données américaines (1948-77). En estimant le modèle

$$c_t = \mu + \alpha_1 c_{t-1} + w_1 y_{t-1} + ... + w_8 y_{t-8} + e_t, \tag{3.1}$$

Hall a montré que l'on ne pouvait pas rejeter l'hypothèse des « w_i » = 0 ; les valeurs passées du revenu disponible ne semblent pas affecter la consommation courante. Autrement dit, c_{t-1} incorpore toute l'information disponible à la période t-1 et les y_{t-i} n'ajoutent rien de plus. Hall a aussi effectué d'autres régressions. Par exemple, il a montré qu'un indice de richesse retardé influençait la consommation courante ; ceci affaiblit l'hypothèse principale puisqu'aucune autre variable connue des agents ne devrait s'avérer significative. En notant que l'indice de richesse contribue très peu à la réduction de la variance des erreurs de la régression, Hall conclut néanmoins à la validité de l'hypothèse RP-AR (Hall parle alors d'hypothèse faible par opposition à une hypothèse forte). Dans une étude canadienne, Cuddington (1982) a repris l'essentiel des tests de Hall et a montré que plusieurs variables autres que le revenu disponible (masse monétaire, indice de richesse, taux de chômage) s'avéraient significatives et rejette la version forte du RP-AR. Des résultats de même nature ont aussi été obtenus par Dufour (1984).

Il est facile de vérifier que les tests effectués pourront se généraliser dans le contexte de notre méthodologie. Ainsi l'équation (3.1) constitue un cas particulier de la spécification générale (2.1) où $\alpha_i = 0$ ($i = 2, ..., p$) et $\beta_i = 0$ ($i = 0, ..., n$). Les variables y_{t-i} peuvent être associées aux prévisions y^e_{t-i}. Les variables supplémentaires comme la richesse pourront être introduites et testées conjointement avec les éléments anticipés et non anticipés du revenu disponible[2].

2. Il est important que les variables supplémentaires soient testées dans le cadre d'une spécification générale. Cuddington (1982) obtient que la richesse influence de façon significative la consommation en omettant toutes les autres variables dans sa régression. Notre approche générale évitera ce problème.

Bilson (1980), à l'aide de données américaines, allemandes et anglaises couvrant la période 1963-1978[3], a repris l'analyse de Hall en ajoutant un certain nombre de précisions. Ainsi, un modèle particulier a été choisi pour expliquer l'évolution du revenu disponible. À l'aide de ce modèle, Bilson a montré qu'un choc positif non anticipé du revenu disponible entraînait une révision à la hausse des revenus futurs et conséquemment, du revenu permanent et de la consommation. Cependant, cette augmentation de la consommation ne devrait pas être trop considérable, étant contrainte par la hausse du revenu permanent. Pour tester cette proposition, Bilson a estimé l'équation suivante :

$$c_t - c_{t-1} = \mu + \beta_0(Dy_t - Dy_t^e) + \delta_0 Dy_t^e + X_{t-1}\tau + e_t \qquad (3.2)$$

où :

Dy_t	est la variation du revenu disponible i.e. $y_t - y_{t-1}$;
Dy_t^e	est la variation prévue de y_t ;
X_{t-1}	est un vecteur de variables explicatives (indice de richesse, etc.) et
τ	est un vecteur de coefficients associés.

Les résultats empiriques ont montré que β_0 n'était pas trop grand, confirmant ainsi l'hypothèse du RP-AR[4]. De plus, les variations anticipées de revenu disponible ne se sont pas avérées significatives. Encore une fois, la spécification (3.2) est très proche de la méthodologie générale. Il y a cependant quelques différences.

Bilson a procédé en deux étapes : il a d'abord estimé une équation de prévision pour le revenu disponible. Ensuite, à l'aide des coefficients estimés, il a généré une série de prévisions qui a servi à approximer Dy_t^e. Il est bien connu qu'une telle méthode d'estimation économétrique produit des estimateurs convergents mais inefficaces (voir Pagan, 1984) : conséquemment, les test-t qui en découlent seront biaisés. Une approche conjointe telle que proposée permettra de corriger ce problème d'inférence. Dans une autre spécification, Bilson a introduit des chocs retardés, mais a éliminé les éléments anticipés. Notre approche générale inclura simultanément les deux composantes et leurs retards.

Dans une étude subséquente, Flavin (1981) a repris l'hypothèse de Hall en s'attardant particulièrement à la sensibilité excessive de la consommation aux changements du revenu disponible. Tout comme Bilson, Flavin a montré qu'une association positive entre le revenu dispo-

3. Toutes les données de Bilson sont exprimées en déviation par rapport à une tendance linéaire.

4. Bien que certaines des variables X_i retenues par Bilson se soient avérées significatives, il ne conclut pas pour autant au rejet de l'hypothèse RP-AR. Tout comme Hall (1978), le pouvoir explicatif de ces variables semble très faible.

nible courant et la consommation n'invalide pas nécessairement la théorie du RP-AR. Comme une hausse du revenu courant peut s'avérer un bon indicateur de l'évolution du revenu permanent, il est normal que la consommation courante soit aussi affectée. Toutefois, cette hausse de revenu ne devrait pas influer sur la consommation de façon excessive ; la borne supérieure de l'augmentation de consommation est donnée par l'augmentation du revenu permanent (voir l'annexe B pour une description plus détaillée de la relation entre un choc de revenu courant et la révision du revenu permanent).

Afin de vérifier cette hypothèse, Flavin a postulé le modèle suivant :

$$y_t = h_0 + h_1 y_{t-1} + \ldots + h_8 y_{t-8} + u_t \tag{3.3}$$

$$c_t - c_{t-1} = \mu + k u_t + w_0 Dy_t + \ldots + w_7 Dy_{t-7} + e_t$$

où :

u_t est un choc de revenu disponible et

ku_t représente la révision du revenu permanent suite à un choc de revenu disponible. Le terme k dépend des taux d'intérêt et des coefficients de (3.3) (voir annexe B).

Les coefficients w_i cherchent à capter la sensibilité excessive de la consommation aux variations du revenu. Pour fins d'estimation, Flavin a dérivé la forme réduite de (3.4)

$$c_t - c_{t-1} = \mu^* + w_0[(h_1 - 1)\, y_{t-1} + h_2 y_{t-2} + \ldots + h_8 y_{t-8}]$$
$$+ w_1 Dy_{t-1} + \ldots + w_7 Dy_{t-7} + v_t$$

où :

$$v_t = e_t + (k + w_0)\, u_t \text{ et } \mu^* = \mu + w_0 h_0.$$

En estimant (3.3) et (3.5) à l'aide des moindres carrés multivariés non linéaires (données U.S. exprimées en déviation par rapport à une tendance linéaire, période 1949-79), Flavin rejette l'hypothèse RP-AR. Comme les w_i sont conjointement différents de zéro, la consommation fait montre de sensibilité excessive aux variations de revenu.

L'approche empirique utilisée par Flavin n'est pas sans problèmes. Bien qu'un terme reflétant l'impact sur la consommation d'une révision du revenu permanent est incorporé dans (3.4), son influence est reléguée dans un terme d'erreur lors de l'estimation de (3.5). Dy_t se trouve implicitement à jouer le rôle dévolu à u_t : notons toutefois que cette dernière spéficiation est imprécise puisque Dy_t comprend à la fois une composante anticipée et une autre non anticipée. Une estimation de w_0 positive et significative n'indique pas nécessairement un rejet de l'hypothèse de RP-AR ; il faudra auparavant contrôler pour l'effet de la révision du revenu permanent. De plus, Flavin ne fait pas de distinction entre w_0 et les autres w_i reliés exclusivement à des variables passées.

Dans une recherche récente, Flavin (1985) a généralisé son approche en incluant des variables additionnelles dans les spécifications (3.3) et (3.4) : ainsi, elle a accordé une attention particulière au taux de chômage qui pourrait s'avérer une bonne approximation des contraintes de liquidité des agents. À l'aide de données annuelles couvrant la période 1933-1981 (données en déviation par rapport à une tendance linéaire), Flavin montre que la sensibilité excessive obtenue précédemment est considérablement réduite quand le taux de chômage est introduit directement comme variable explicative dans l'équation de la consommation. Elle conclut au rejet de l'hypothèse du RP-AR qu'elle impute aux contraintes de liquidité. Bien que les résultats de Flavin soient intéressants, les critiques formulées précédemment concernant sa méthodologie empirique tiennent toujours.

L'essentiel des analyses de Hall, Bilson et Flavin sera repris et généralisé dans le cadre de la méthodologie de Abel et Mishkin (1983). À ce sujet, les équations (2.2) et (2.5) seront adaptées à l'analyse de la consommation de la façon suivante :

$$Dy_t = DZ_{t-1}\Gamma + u_t \tag{3.6}$$

$$Dc_t = \mu + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i Dc_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} \beta_i (Dy_t - DZ_{t-1-i}\Gamma^*) + \sum_{i=0}^{n} \delta_i DZ_{t-1-i}\Gamma^* + DX_{t-1}\tau + e_t \tag{3.7}$$

où :

X_{t-1}	est une matrice de variables explicatives autres que le revenu disponible (e.g. indice de richesse) ;
τ	est un vecteur de coefficients associés et
D	est l'opérateur différence i.e. $Dy_t = y_t - y_{t-1}$.

Notons tout de suite que les équations (3.6) et (3.7) sont spécifiées en termes des premières différences des variables. Comme nous le verrons dans la prochaine section, cette transformation est particulièrement bien adaptée aux données que nous utilisons. De façon plus précise, l'équation (3.6) permet d'inclure toutes les variables pertinentes à la prévision du revenu disponible et se rapproche de la spécification retenue par Flavin (1985). L'équation (3.7) généralise les formulations de Bilson et de Flavin : ainsi, les Dy_{t-i} de l'équation (3.4) sont décomposés en changements prévus ($DZ_{t-1-i}\Gamma^*$) et non prévus ($Dy_{t-i} - DZ_{t-1-i}\Gamma^*$). De plus, notre formulation permettra une estimation directe de l'effet d'un choc de revenu disponible sur la consommation. Un vecteur de variables autres que le revenu disponible i.e. DX_{t-1} est aussi inclus dans l'équation de la consommation afin de tenir compte directement des effets de richesse et des

contraintes de liquidité[5]. Afin de simplifier l'estimation, ce vecteur n'a pas été décomposé en éléments anticipés et non anticipés. Ce modèle général permettra de tester de façon plus précise l'hypothèse principale. Plus explicitement, l'hypothèse *forte* du RP-AR impose les restrictions suivantes :

i) $\Gamma = \Gamma^*$,	attentes rationnelles ;
ii) $\alpha_1 = \ldots = \alpha_p = 0$,	la consommation suit une marche aléatoire ;
iii) $0 < \beta_0 < k$,	un choc positif de revenu courant affecte la consommation puisqu'il provoque une révision de revenu permanent. Par contre, β_0 est borné par cette même révision du revenu permanent ;
iv) $\beta_1 = \ldots = \beta_n = 0$,	l'information contenue dans les chocs passés et les $\delta_0 = \ldots = \delta_n = 0$ éléments prévus datant de la période t-1 a déjà été incorporée dans le revenu permanent de la période t-1 et ne devrait pas affecter la consommation courante ;
v) $\tau = 0$,	les variables passées autre que le revenu disponible n'influencent pas la consommation courante.

Dans le cas de la version *faible* de l'hypothèse du RP-AR, seule la restriction v) i.e.$\tau = 0$ ne sera pas imposée.

IV RÉSULTATS EMPIRIQUES

Données

Les données trimestrielles utilisées dans cette étude couvrent la période 1955.1-1984.4 (120 observations) et proviennent de la mini-base de données CANSIM (pour une description complète des données voir l'annexe A). Deux mesures de consommation seront retenues. La première, choisie par la plupart des auteurs, inclut les services et les biens non durables. La deuxième mesure se limitera seulement à la consommation de biens non durables ; comme l'indique Flavin (1985), la composante des

5. Idéalement le vecteur X devrait incorporer toutes les variables susceptibles d'influer sur la consommation : par exemple, les prix relatifs des différentes composantes de la consommation (durable, non durable, services, etc.). Tout comme les travaux revus, cette étude adopte une perspective agrégée et se trouve à ignorer certaines considérations microéconomiques.

services est dominée (environ 37% au Canada) par les flux de services associés au logement. Cette dernière composante possède des caractéristiques telles qu'elle pourrait nécessiter une modélisation différente, plus proche de celle utilisée pour l'investissement. La consommation de biens semi-durables et durables a été exclue de l'analyse pour la même raison : ces composantes sont sujettes à des coûts d'ajustements et ne s'adapteraient pas nécessairement rapidement suite à des modifications du revenu permanent. La définition du revenu disponible est celle habituellement utilisée.

Toutes les variables ont été désaisonnalisées[6] et sont exprimées en termes réels *per capita*. Contrairement à Bilson (1980) et Flavin (1981), nos données ne sont pas exprimées en déviation par rapport à une tendance linéaire puisque le test de Dickey et Fuller (1979)[7], aussi utilisé par Plosser et Nelson (1982), nous indique que cette transformation n'est pas appropriée. En effet, les résultats du tableau 1 montrent qu'il est préférable de transformer les données (consommation et revenu disponible) à l'aide d'une différence première. Comme une transformation logarithmique a préalablement été effectuée, toutes les données de cette étude sont exprimées en termes de taux de croissance trimestriels.

Résultats

La méthodologie proposée nécessite préalablement la spécification d'une équation de prévision du revenu disponible. En théorie, toutes les variables pertinentes devraient être incluses dans Z_{t-1}. En pratique, afin de limiter le nombre de paramètres à estimer, seulement quelques variables sont habituellement retenues. Dans notre cas, une première spécification où Z_{t-1} incluait six retards du revenu disponible, du taux de chômage (TC), du TSE 300 et du PNB U.S.[8] a d'abord été estimée à l'aide de la méthode des moindres carrés. Ensuite, un modèle plus parcimonieux a été obtenu de façon habituelle en excluant, sur la base d'un test de rapport de vraisemblance, les variables qui ne semblaient pas apporter une contribution significative. La spécification finale retenue inclut les premiers retards des taux de croissance du revenu disponible et du PNB U.S. i.e Dy_{t-1} et $DPNBUS_{t-1}$.

6. L'ajustement pour les facteurs saisonniers peut potentiellement introduire des biais dans les relations dynamiques estimées (voir Sims, 1974). Cependant, notre recherche évite ces problèmes puisque le but principal est de tester si tous les retards d'une variable sont conjointement différents de zéro.

7. Le test de Dickey et Fuller (1979) est présenté dans les notes explicatives du tableau 1.

8. L'annexe A décrit de façon plus précise les sources de ces données. Le TSE et le PNBUS ont été dégonflés par les populations respectivement et sont aussi exprimés en taux de croissance. TC correspond au taux de chômage brut puisqu'il n'existe pas de séries désaisonnalisées avant 1966. À la place, une différence saisonnière i.e. TC_t-TC_{t-4} a été effectuée.

Une fois l'équation de prévision du revenu disponible spécifiée, il est alors possible de procéder à l'estimation conjointe du modèle à l'aide des moindres carrés multivariés non linéaires[9]. Tel que mentionné par Mishkin (1983, p. 17), l'estimation a été conduite en imposant une matrice de variance-covariance diagonale, c'est-à-dire en supposant que les vecteurs u et e ne sont pas correlés. Cette hypothèse a été critiquée par Pudney (1982) qui a émis des doutes quant à sa pertinence économique. Cependant, dans le cadre d'une analyse de forme réduite comme la nôtre, elle s'avère essentielle : les variables apparaissant comme régresseurs (incluant les chocs non anticipés) ne doivent pas être correlées avec le terme d'erreur[10].

Dans une première spécification, six retards des taux de croissance de la consommation, des revenus anticipés et non anticipés, du TSE et du taux de chômage ont été inclus ; cette formulation générale nous permettra de tenir compte de certains effets de richesse (Hall, Cuddington et Bilson) et de contraintes de liquidité (Flavin) tout en introduisant des éléments anticipés et non anticipés qui caractérisent la méthodologie de Abel et Mishkin (1983). Le tableau 2 présente les résultats obtenus à l'aide de l'agrégat de consommation le plus large i.e. services et biens non durables. Compte tenu du grand nombre de paramètres et de la nature approximative des tests t individuels, il est difficile de tirer des conclusions précises des estimés. Notons toutefois que $\hat{\beta}_0 = 0{,}2304$ qui mesure l'impact d'un choc du taux de croissance du revenu disponible semble le coefficient le plus significatif. Comme nous l'avons indiqué précédemment, la méthodologie de Abel et Mishkin (1983) permet une analyse structurée des propositions qui nous intéressent. Ainsi, à l'aide des résultats du tableau 3, les conclusions suivantes se dégagent :

i) Comme dans la plupart des études utilisant ce type de méthodologie, l'hypothèse des attentes rationnelles ($\Gamma = \Gamma^*$) n'est pas rejetée[11].

ii) Testées individuellement, aucune des restrictions de l'hypothèse du RP-AR n'a été rejetée au niveau habituel de 0,05. Notons particulièrement que le TSE et le TC ne semblent pas influencer de façon significative la consommation.

iii) Par contre, un test conjoint de toutes les restrictions nous indique que les données canadiennes ne sont pas compatibles avec les

9. Toutes les estimations ont été effectuées à l'aide du logiciel TSP 4.0 (module LSQ) disponible sur l'ordinateur CYBER de l'Université de Montréal.

10. Tout comme Mishkin, Pagan (1984, p. 232) mentionne que cette hypothèse est essentielle à l'obtention d'estimateurs convergents.

11. Notons que seul un sous-ensemble des contraintes imposées par l'hypothèse des attentes rationnelles a pu être testé. Voir Mishkin (1983, p. 30) pour des précisions supplémentaires.

implications de l'hypothèse pure du RP-AR ; les tests du tableau 3 montrent que ce sont principalement les éléments anticipés et non anticipés qui sont la cause du rejet (voir le test vi)). Ce résultat confirme l'importance de tests conjoints quand un modèle contient des variables fortement corélées. Notons aussi le nombre de retards inclus est aussi très important ; le même test effectué avec seulement quatre retards ne nous permettait pas de rejeter l'hypothèse nulle.

Les mêmes tests ont été repris en utilisant la consommation de biens non durables et les résultats sont présentés aux tableaux 4 et 5 :

iv) Tout comme dans le cas précédent, l'hypothèse des attentes rationnelles n'est pas rejetée.

v) Par contre, le noeud principal des restrictions de l'hypothèse du RP-AR i.e. $\alpha_i = \beta_i = \delta_i = 0$ est rejeté de façon non équivoque à un niveau de confiance extrêmement élevé ($\alpha^* = 0{,}002$)[12]. Ce résultat est important puisqu'il a été obtenu avec un agrégat qui devrait théoriquement se conformer le plus avec cette hypothèse. Notons aussi que les travaux antérieurs qui ont rejeté cette hypothèse ne l'ont pas fait d'une façon aussi convaincante.

vi) De plus, certaines restrictions individuelles sont rejetées de façon décisive. Par exemple, le TSE semble avoir un impact vraiment important ($\alpha^* = 0{,}0009$) indiquant que l'effet de richesse, indépendamment de l'information contenue dans c_{t-1}, joue un rôle dans la consommation. Le taux de chômage s'avère aussi une variable significative, donnant ainsi une certaine vraisemblance aux contraintes de liquidité dans la consommation.

vii) Finalement, la version pure de l'hypothèse principale, c'est-à-dire l'imposition conjointe de toutes les restrictions, est aussi rejetée facilement.

Comme nous l'avons indiqué précédemment dans notre revue des travaux de Bilson et Flavin, l'hypothèse du RP-AR impose une contrainte supplémentaire. Le coefficient de $\hat{u}_t$ représente l'effet sur la consommation courante d'une erreur de prévision du revenu disponible. Cette erreur de prévision indique aux agents qu'ils devraient réviser leurs revenus permanents et leurs plans de consommation. Comme l'a indiqué Flavin (1981), cette association positive entre u_t et c_t ne devrait pas être trop grande sinon il y aurait sensibilité excessive. Dans notre cas, puisque les variables analysées sont les taux de croissance du revenu disponible et de la consommation, le coefficient β_0 estimé ne peut pas avoir la même

12. Un α^* (seuil critique de non-confiance) inférieur à 0,05 (0,01) indique le rejet de l'hypothèse nulle à un niveau de 5% (1%).

interprétation; il indique seulement qu'un choc de 10% du taux de croissance du revenu disponible augmenterait la consommation d'environ 2,3%. Notons toutefois que dans leurs études, Flavin (1981) et Bilson (1980) mentionnent des bornes inférieures à 0,3, ce qui est quand même compatible avec les résultats obtenus ici.

V CONCLUSION

L'objectif principal de cette note était de montrer que la méthodologie de Abel et Mishkin (1983) permettait une analyse structurée de l'hypothèse de Hall; cette approche générale a aussi permis d'unifier un certain nombre de tests empiriques qui avaient été proposés jusqu'à maintenant. Contrairement aux études précédentes, une attention particulière a été accordée aux transformations préliminaires et au choix de l'agrégat de consommation à investiguer.

Les résultats empiriques obtenus confirment et renforcent les conclusions précédentes de Flavin (1981, 1985) et de Cuddington (1982) concernant les implications stochastiques de l'hypothèse du revenu permanent avec attentes rationnelles. Ainsi, contrairement aux prédictions principales de cette théorie, les éléments passés de la consommation et du revenu disponible (anticipés et non anticipés) exercent une influence prépondérante sur la consommation courante. L'influence de la richesse et des contraintes de liquidité (taux de chômage) s'avère aussi importante mais seulement dans le cas de l'agrégat de consommation étroit. Cette distinction entre les mesures de consommation agrégée, très peu investiguée jusqu'à présent, s'est avérée particulièrement importante. À priori, à cause de l'importance du facteur logement dans la composante des services, on se serait attendu à ce que le test utilisant exclusivement les biens non durables soit plus favorable à l'hypothèse de Hall. C'est plutôt le contraire qui a été obtenu: l'hypothèse du RP-AR est rejetée de façon beaucoup plus décisive avec cet agrégat de consommation étroit.

À cause de sa simplicité et de sa généralité, la méthodologie empirique de Abel et Mishkin (1983) a été utilisée dans plusieurs travaux macroéconomiques récents. Toutefois, comme le noeud de cette approche repose sur l'estimation d'une forme réduite, les critiques habituelles s'appliquent. En particulier, rien ne nous assure que les paramètres estimés correspondent à l'hypothèse générale testée. De plus, l'omission de variables pertinentes peut introduire des biais et suggérer la présence de retards fictifs[13]. Cependant, la nature probante des résultats obtenus dans

13. À ce sujet, voir l'étude de King (1983) qui montre que la formulation de Hall implique une paramétrisation spécifique de la fonction d'utilité. L'estimation de variables significatives autres que la consommation retardée n'implique pas nécessairement le rejet de l'hypothèse principale mais peut être une indication du choix d'une forme fonctionnelle inadéquate.

cette étude nous permet tout de même de remettre sérieusement en question la validité de l'hypothèse de Hall. Des analyses structurelles plus poussées demeurent souhaitables: en estimant directement les paramètres de la fonction d'utilité, des conclusions plus précises seront peut-être dégagées[14].

ANNEXE A

DESCRIPTION DES DONNÉES

La consommation réelle de services et de biens non durables ont respectivement les codes CANSIM D40598 et D40597. Le revenu disponible en dollars courants (D40295) et le TSE 300 (B4237) ont été dégonflés par l'indice des prix à la consommation (D130000). Toutes les variables ci-dessus ont été divisées par la population totale (D1). Le PNB réel américain (B2534) a été ajusté par la population américaine. Le taux de chômage global (D767611) n'a pas été exprimé en termes *per capita*. Toutes les données (sauf le TSE 300) et le taux de chômage correspondent à des séries désaisonnalisées.

ANNEXE B

REVISION DU REVENU PERMANENT

Soit

$$y_t = h_1 y_{t-1} + \ldots + h_p y_{t-p} + u_t, \tag{B.1}$$

un modèle autorégressif d'ordre p décrivant l'évolution du revenu disponible. La représentation moyenne mobile de (B.1) est donnée par

$$y_t = u_t + q_1 u_{t-1} + q_2 u_{t-2} + \ldots \tag{B.2}$$

14. Pour une étude adoptant cette nouvelle perspective, voir Mankiw, Rotemberg et Summers (1985).

où les « q_l » sont obtenus de façon récursive des « h_j ». La représentation (B.2) est très utile pour reviser les prévisions de revenu disponible. En particulier, suite à un choc u_t, les prévisions de y_{t+l} sont revisées à l'aide de la formule (Nelson, 1973, p. 158)

$$\underset{t}{E}\, y_{t+l} - \underset{t\text{-}1}{E}\, y_{t+l} = q_l u_t \qquad (l = 0, 1, 2, \ldots) \tag{B.3}$$

où :

$\underset{t}{E}\, y_{t+l}$ est l'espérance de y_{t+l} étant donné l'information disponible en t (ceci inclut la réalisation de u_t) et

$\underset{t\text{-}1}{E}\, y_{t+l}$ est l'espérance de y_{t+l} étant donné l'information disponible en t-1.

Dans le cas d'un horizon infini, Flavin (1981, p. 987) montre que la valeur actualisée de toutes les révisions du revenu disponible est donnée par

$$\left\{ \sum_{l=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^l q_l \right\} u_t \tag{B.4}$$

où r est un taux d'intérêt approprié. (B.4) correspond à une augmentation de richesses qui multipliée par r donne la hausse de revenu permanent.

Flavin montre aussi que (B.3) peut s'écrire en termes des « h_j » :

$$\frac{1}{\left(1 - \sum_{j=1}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^j h_j \right)} u_t = P\, u_t. \tag{B.5}$$

Les paramètres k de l'équation (3.4) et β_0 de (3.7) correspondent à $r\,P$ i.e. l'augmentation de revenu permanent occasionnée par u_t.

TABLEAU 1

TEST DE DICKEY ET FULLER*

Consommation

$$c_t = \underset{(2,06)}{0,0085} + \underset{(41,54)}{0,9694\, c_{t-1}} + \underset{(1,19)}{0,0002\, t} + \underset{(0,03)}{0,0031\, Dc_{t-1}} - \underset{(0,49)}{0,0484\, Dc_{t-2}}$$

$$+ \underset{(2,46)}{0,2408\, Dc_{t-3}} + \underset{(0,84)}{0,0831\, Dc_{t-4}} + \underset{(1,51)}{0,1485\, Dc_{t-5}} + \underset{(1,13)}{0,1128\, Dc_{t-6}} + e_t$$

$R^2 = 0,998 \qquad \hat{\sigma}_e = 0,8229$ E-02

Obs = 113

Revenu disponible

$$y_t = \underset{(2,06)}{0,0078} + \underset{(33,41)}{0,9450\, y_{t-1}} + \underset{(1,90)}{0,0004\, t} - \underset{(2,40)}{0,2321\, Dy_{t-1}} + \underset{(1,17)}{0,1149\, Dy_{t-2}}$$

$$+ \underset{(1,42)}{0,1393\, Dy_{t-3}} + \underset{(1,95)}{0,1940\, Dy_{t-4}} + \underset{(1,95)}{0,1968\, Dy_{t-5}} + \underset{(0,19)}{0,0199\, Dy_{t-6}} + e_t$$

$R^2 = 0,997 \qquad \hat{\sigma}_e = 0,1380$ E-01

Obs = 113

Les écarts-type asymptotiques sont donnés entre parenthèses.

* Le test de Dickey et Fuller (1979) permet de choisir plus adéquatement la transformation la plus appropriée pour satisfaire l'hypothèse de stationnarité. Soit le modèle suivant :

$$z_t = \mu + \alpha_1 z_{t-1} + \beta\, t + e_t$$

où z_t est une variable quelconque et
$_t$ est une tendance linéaire.

Si $\alpha_1 = 1$, on dira que ce modèle autorégressif possède une racine sur le cercle unité et une transformation de type « différence première » est appropriée. Dans le cas où $\alpha_1 < 1$, la série z_t est caractérisée par des déviations autocorrellées autour d'une tendance linéaire. Dickey et Fuller (1976) ont montré que les tests habituels de l'hypothèse $\alpha_1 = 1$ ne sont pas adéquats et ont tabulé une distribution plus appropriée. Dans le cas d'un modèle général AR(p), il est possible de tester l'existence d'une racine égale à l'unité en estimant le modèle :

$$z_t = \mu + \beta t + \alpha_1 z_{t-1} + \alpha_2 Dz_{t-1} + \ldots + \alpha_p Dz_{t-p-1} + e_t$$

et en évaluant si α_1 est statistiquement différent de un. Dans notre cas, les deux statistiques

consommation $\left| \dfrac{0,9694 - 1,0}{0,0233} \right| = 1,31,$

revenu $\left| \dfrac{0,9450 - 1,0}{0,0282} \right| = 1,95$

ne nous permettent pas de rejeter l'hypothèse nulle de première différence. À un niveau de 5% et pour un échantillon d'une centaine d'observations, le point critique tabulé (voir Fuller, 1976, p. 373) correspond à 3,45 (en valeur absolue). Pour rejeter l'hypothèse nulle, il aurait fallu avoir des statistiques supérieures.

TABLEAU 2

ESTIMATION CONJOINTE DU MODÈLE GÉNÉRAL — CONSOMMATION DE SERVICES ET DE BIENS NON DURABLES

Équation de prévision

$$Dy_t = \underset{(4,76)}{0,0073} - \underset{(3,26)}{0,2992}\, Dy_{t-1} + \underset{(1,97)}{0,2357}\, DPNBUS_{t-1} + u_t$$

Équation de consommation

$$\begin{aligned}
Dc_t = {} & \underset{(1,20)}{0,0087} - \underset{(1,06)}{0,1022}\, Dc_{t-1} - \underset{(0,99)}{0,0955}\, Dc_{t-2} + \underset{(1,43)}{0,1316}\, Dc_{t-3} \\
& + \underset{(1,70)}{0,1598}\, Dc_{t-4} + \underset{(1,40)}{0,1251}\, Dc_{t-5} + \underset{(1,13)}{0,0998}\, Dc_{t-6} + \underset{(4,20)}{0,2304}\, \hat{u}_t \\
& + \underset{(0,46)}{0,0526}\, \hat{u}_{t-1} + \underset{(0,34)}{0,0406}\, \hat{u}_{t-2} + \underset{(1,06)}{0,1245}\, \hat{u}_{t-3} - \underset{(1,91)}{0,3603}\, \hat{u}_{t-4} \\
& - \underset{(0,06)}{0,0069}\, \hat{u}_{t-5} - \underset{(0,01)}{0,0016}\, \hat{u}_{t-6} + \underset{(0,53)}{0,1749}\, D\hat{y}_t + \underset{(0,62)}{0,2083}\, D\hat{y}_{t-1} \\
& + \underset{(0,53)}{0,1837}\, D\hat{y}_{t-2} - \underset{(1,45)}{0,8203}\, D\hat{y}_{t-3} - \underset{(0,89)}{0,3195}\, D\hat{y}_{t-4} \\
& - \underset{(1,07)}{0,3586}\, D\hat{y}_{t-5} + \underset{(0,96)}{0,1872}\, D\hat{y}_{t-6} + \underset{(0,35)}{0,0037}\, DTSE_{t-1} \\
& - \underset{(0,91)}{0,0103}\, DTSE_{t-2} - \underset{(0,10)}{0,0012}\, DTSE_{t-3} - \underset{(2,29)}{0,0285}\, DTSE_{t-4} \\
& - \underset{(1,30)}{0,0164}\, DTSE_{t-5} + \underset{(0,81)}{0,0103}\, DTSE_{t-6} - \underset{(2,22)}{0,3903}\, DTC_{t-1} \\
& + \underset{(1,26)}{0,2984}\, DTC_{t-2} + \underset{(0,27)}{0,0671}\, DTC_{t-3} - \underset{(1,23)}{0,2952}\, DTC_{t-4} \\
& + \underset{(0,66)}{0,1643}\, DTC_{t-5} + \underset{(0,29)}{0,0454}\, DTC_{t-6} + e_t
\end{aligned}$$

Nb. observations = 109 $\hat{\sigma}_u = 0,0137$
Nb. paramètres = 36 $\hat{\sigma}_e = 0,0063$
Log de la vraisemblance = 708,997

La valeur absolue des test t asymptotiques est donnée entre parenthèses.

TABLEAU 3

RÉSULTATS DES TESTS DE L'HYPOTHÈSE RP-AR — CONSOMMATION DE SERVICES ET BIENS NON DURABLES

	L	PAR	Test	α^*
Modèle général (voir tableau 2)	708,997	36	—	—
Test de l'hypothèse des AR i.e. $\Gamma = \Gamma^*$	710,078	37	2,162	0,141
Test de l'hypothèse				
i) DC_{t-i} $(i = 1,...,6) = 0$	705,216	30	7,568	0,271
ii) $DTSE_{t-i}$ $(i = 1,...,6) = 0$	704,541	30	8,912	0,178
iii) DTC_{t-i} $(i = 1,...,6) = 0$	704,796	30	8,402	0,210
iv) $\beta_1 = ... = \beta_6 = 0$	703,236	30	11,342	0,078
v) $\delta_0 = ... = \delta_6 = 0$	703,014	29	11,966	0,101
vi) i) + v) + iv)	692,544	17	32,906	0,024
vii) ii) + iii)	702,009	24	13,976	0,302
Test conjoint de i) + ii) + iii) + iv) + v)	686,378	5	45,238	0,047

L correspond au log de la vraisemblance ; PAR est le nombre de paramètres du modèle ; Test est la valeur du test du rapport de vraisemblance ; α^* est le seuil critique de non-confiance du test. Une valeur de α^* inférieure à 0,05 indique le rejet de l'hypothèse nulle au niveau de 5%.

TABLEAU 4

ESTIMATION CONJOINTE DU MODÈLE GÉNÉRAL — CONSOMMATION DE BIENS NON DURABLES

Équation de prévision

$$Dy_t = \underset{(4{,}31)}{0{,}0066} - \underset{(2{,}86)}{0{,}2619}\, Dy_{t\text{-}1} + \underset{(2{,}58)}{0{,}3143}\, DPNBUS_{t\text{-}1} + u_t$$

Équation de consommation

$$\begin{aligned}
Dc_t = {} & \underset{(1{,}25)}{0{,}0079} - \underset{(2{,}80)}{0{,}2571}\, Dc_{t\text{-}1} - \underset{(0{,}46)}{0{,}0446}\, Dc_{t\text{-}2} + \underset{(2{,}61)}{0{,}2392}\, Dc_{t\text{-}3} \\
& + \underset{(1{,}20)}{0{,}1107}\, Dc_{t\text{-}4} - \underset{(0{,}21)}{0{,}0197}\, Dc_{t\text{-}5} + \underset{(0{,}43)}{0{,}0371}\, Dc_{t\text{-}6} + \underset{(4{,}04)}{0{,}3071}\, \hat{u}_t \\
& - \underset{(0{,}51)}{0{,}0625}\, \hat{u}_{t\text{-}1} - \underset{(1{,}13)}{0{,}1271}\, \hat{u}_{t\text{-}2} + \underset{(2{,}02)}{0{,}2523}\, \hat{u}_{t\text{-}3} - \underset{(0{,}73)}{0{,}0857}\, \hat{u}_{t\text{-}4} \\
& - \underset{(0{,}97)}{0{,}1136}\, \hat{u}_{t\text{-}5} + \underset{(0{,}73)}{0{,}0804}\, \hat{u}_{t\text{-}6} - \underset{(0{,}27)}{0{,}1016}\, D\hat{y}_t + \underset{(0{,}07)}{0{,}0227}\, D\hat{y}_{t\text{-}1} \\
& + \underset{(0{,}40)}{0{,}3390}\, D\hat{y}_{t\text{-}2} - \underset{(0{,}26)}{0{,}0904}\, D\hat{y}_{t\text{-}3} - \underset{(1{,}01)}{0{,}3517}\, D\hat{y}_{t\text{-}4} - \underset{(0{,}97)}{0{,}3250}\, D\hat{y}_{t\text{-}5} \\
& - \underset{(0{,}50)}{0{,}1190}\, D\hat{y}_{t\text{-}6} + \underset{(2{,}03)}{0{,}0281}\, DTSE_{t\text{-}1} - \underset{(1{,}51)}{0{,}0228}\, DTSE_{t\text{-}2} \\
& + \underset{(0{,}62)}{0{,}0098}\, DTSE_{t\text{-}3} - \underset{(2{,}88)}{0{,}0484}\, DTSE_{t\text{-}4} - \underset{(1{,}76)}{0{,}0297}\, DTSE_{t\text{-}5} \\
& + \underset{(2{,}19)}{0{,}0378}\, DTSE_{t\text{-}6} - \underset{(3{,}14)}{0{,}7217}\, DTC_{t\text{-}1} + \underset{(1{,}75)}{0{,}5429}\, DTC_{t\text{-}2} \\
& + \underset{(0{,}57)}{0{,}1821}\, DTC_{t\text{-}3} - \underset{(0{,}06)}{0{,}0196}\, DTC_{t\text{-}4} - \underset{(2{,}12)}{0{,}6879}\, DTC_{t\text{-}5} \\
& + \underset{(2{,}74)}{0{,}5575}\, DTC_{t\text{-}6} + e_t
\end{aligned}$$

Nb. observations = 119 $\hat{\sigma}_u = 0{,}0137$

Nb. paramètres = 36 $\hat{\sigma}_e = 0{,}0083$

Log de la vraisemblance = 679,283

TABLEAU 5

RÉSULTATS DES TESTS DE L'HYPOTHÈSE RP-AR — CONSOMMATION DE BIENS NON DURABLES

	L	PAR	Test	α^*
Modèle général	679,283	36	—	—
Test de l'hypothèse des AR i.e. $\Gamma = \Gamma^*$	680,843	37	3,120	0,077
Test de l'hypothèse				
i) DC_{t-i} $(i=1,...,6)=0$	670,711	30	17,144	0,008
ii) $DTSE_{t-i}$ $(i=1,...,6)=0$	667,968	30	22,630	0,0009
iii) DTC_{t-i} $(i=1,...,6)=0$	672,300	30	13,966	0,030
iv) $\beta_1 = ... = \beta_6 = 0$	675,219	30	8,128	0,228
v) $\delta_0 = ... = \delta_6 = 0$	677,547	29	3,472	0,838
vi) i) + iv) + v)	658,405	17	41,756	0,002
vii) ii) + iii)	664,070	24	30,426	0,002
Test conjoint de i) + ii) + iii) + iv) + v)	647,836	5	62,894	0,0006

BIBLIOGRAPHIE

ABEL, ANDREW et FREDERICK S. MISHKIN (1983), « An Integrated View of Tests of Rationality, Market Efficiency and the Short-Run Neutrality of Monetary Policy », *Journal of Monetary Economics* 9, pp. 3-24.

BILSON, JOHN F. (1980), « The Rational Expectations Approach to the Consumption Function », *European Economic Review* 13, pp. 273-299.

CUDDINGTON, JOHN T. (1982), « Canadian Evidence on the Permanent Income Rational Expectations Hypothesis », *The Canadian Journal of Economics* XV, No. 2, pp. 331-335.

DICKEY, DAVID A. et WAYNE A. FULLER (1979), « Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root », *Journal of the American Statistical Association* 74, N° 366, pp. 427-431.

DUFOUR, GILLES (1984), « Les théories du cycle vital et du revenu permanent avec anticipations rationnelles sur les revenus futurs : une vérification empirique », thèse de maîtrise, Université Laval.

FLAVIN, MARJORIE (1981), « The Adjustment of Consumption to Changing Expectations about Future Income », *Journal of Political Economy* 89, pp. 974-1009.

FLAVIN, MARJORIE (1985), « Excess Sensitivity of Consumption to Current Income : Liquidity Constraints or Myopia ? », *Revue Canadienne d'Économique* XVIII, N° 1, pp. 117-136.

FULLER, WAYNE A. (1976), *Introduction to Statistical Time Series*, John Wiley and Sons, New York.

HALL, ROBERT (1978), « Stochastic Implications of the Life Cycle Permanent Income Hypothesis : Theory and Evidence », *Journal of Political Economy* 86, pp. 971-987.

HAYASHI, FUMIO (1982), « The Permanent Income Hypothesis : Estimation and Testing by Instrumental Variables », *Journal of Political Economy* 90, pp. 895-916.

KING, M. (1983), « The Economics of Saving », Rapport de recherche #1247, National Bureau of Economic Research.

MISHKIN, FREDERICK S. (1983), *A Rational Expectations Approach to Macroeconometrics*, University of Chicago Press, Chicago.

MANKIW, GREGORY N., ROTEMBERG, JULIO J. et LAWRENCE H. SUMMERS (1985), « Intertemporal Substitution in Macroeconomics », *The Quarterly Journal of Economics* C, pp. 225-252.

NELSON, CHARLES (1973), *Applied Time Series Analysis*, Holden- Day, San-Francisco.

NELSON, CHARLES et CHARLES PLOSSER (1982), « Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series ; Some Evidence and Implications », *Journal of Monetary Economics* 10, pp. 139-162.

NELSON, CHARLES et HEEJOON KANG (1984), « Pitfalls in the Use of Time as an Explanatory Variable in Regression », *Journal of Business and Economic Statistics* 2, N° 1, pp. 73-82.

PAGAN, ADRIAN (1984), « Econometric Issues in the Analysis of Regressions with Generated Regressors », *International Economic Review* 25, pp. 221-247.

PUDNEY, S.E. (1982), « The Identification of Rational Expectations Models under Structural Neutrality », *Journal of Economic Dynamics and Control* 4, pp. 117-121.

SIMS, CHRISTOPHER A. (1974), « Seasonality in Regression », *Journal of the American Statistical Association* 69, pp. 618-626.