

Article

« L'incidence des régimes publics de pensions sur la consommation : une extension du modèle de Feldstein et une évaluation empirique pour le Canada »

Yvon Fauvel

L'Actualité économique, vol. 62, n° 2, 1986, p. 210-235.

Pour citer cet article, utiliser l'information suivante :

URI: <http://id.erudit.org/iderudit/601369ar>

DOI: 10.7202/601369ar

Note : les règles d'écriture des références bibliographiques peuvent varier selon les différents domaines du savoir.

Ce document est protégé par la loi sur le droit d'auteur. L'utilisation des services d'Érudit (y compris la reproduction) est assujettie à sa politique d'utilisation que vous pouvez consulter à l'URI <https://apropos.erudit.org/fr/usagers/politique-dutilisation/>

Érudit est un consortium interuniversitaire sans but lucratif composé de l'Université de Montréal, l'Université Laval et l'Université du Québec à Montréal. Il a pour mission la promotion et la valorisation de la recherche. Érudit offre des services d'édition numérique de documents scientifiques depuis 1998.

Pour communiquer avec les responsables d'Érudit : info@erudit.org

L'INCIDENCE DES RÉGIMES PUBLICS DE PENSIONS SUR LA CONSOMMATION : UNE EXTENSION DU MODÈLE DE FELDSTEIN ET UNE ÉVALUATION EMPIRIQUE POUR LE CANADA

Yvon FAUVEL

Université du Québec à Montréal

Cet article traite de l'incidence des régimes publics de pensions sur la consommation dans le cadre d'un modèle macroéconomique qui ne retient pas l'hypothèse du cycle de vie comme schéma unique d'explication du comportement des consommateurs. Ce modèle identifie deux catégories d'effets du système public de rentes : des effets cycle de vie (de type Feldstein) et des effets associés aux comportements de myopie et aux contraintes à l'emprunt, les seconds compensant les premiers. L'estimation du modèle avec des données trimestrielles canadiennes suggère que les contraintes à l'emprunt et les comportements de myopie jouent un rôle déterminant et que les ignorer nous expose vraisemblablement à d'importantes erreurs dans l'évaluation des effets des politiques de pensions. Nos résultats confirment aussi la conclusion de Feldstein quant à une influence nette positive des effets de cycle de vie sur les dépenses de consommation.

The effect of public pension plans on consumption. — This paper deals with the effects of public pension plans on consumption in the context of a macroeconomic model which does not retain the life cycle hypothesis as the only way of explaining consumer behaviour. This model identifies two distinct types of effects of public pension plans : life cycle effects (Feldstein type) and effects associated with myopic behaviour and borrowing constraints, with the second tending to offset the first. Using quarterly data for Canada, the econometric results suggest that borrowing constraints and myopic behaviour play a leading role and that to ignore these factors very likely leaves us open to important errors in pension policy evaluation. Our results also confirm Feldstein's conclusion that life cycle effects stimulate consumption spending.

L'auteur tient à remercier Albert Ando, Pierre Fortin, Denis Kessler, André Masson, Denis Moffet et Henri-Paul Rousseau pour leurs commentaires et suggestions.

INTRODUCTION

Au cours des douze dernières années, l'incidence des régimes publics de pensions sur l'épargne a été l'un des principaux sujets de controverse en macroéconomie. De nombreuses études dont celles de Munnell (1974), Barro (1978), Darby (1979) et Leimer-Lesnoy (1982) ont cherché à confirmer, infirmer ou nuancer les résultats de Feldstein (1974) qui concluait que le système public de pensions aux États-Unis avait réduit l'épargne personnelle de moitié. Pratiquement toutes les études empiriques ont retenu comme cadre théorique le modèle de cycle de vie tel que généralisé par Feldstein (1974, 1977). Or, la pertinence d'un tel cadre théorique peut être remise en question (Aaron 1982 et Fauvel 1985b).

Cet article propose une extension du modèle de Feldstein. Plus précisément, notre fonction agrégée de consommation ne retient pas l'hypothèse pure du cycle vital comme seule règle de comportement des consommateurs et met en évidence le rôle joué par les comportements de myopie et la présence de contraintes à l'emprunt.

La théorie pure du cycle vital postule pour les consommateurs un horizon de planification correspondant à leur espérance de vie. Il est possible d'argumenter que l'horizon temporel des individus est plus court que ce qui est postulé par l'hypothèse pure du cycle de vie. La myopie, l'existence de contraintes à l'emprunt et la présence d'incertitude sont autant de phénomènes qui peuvent justifier l'adoption par les consommateurs d'horizons temporels relativement courts¹. Corollairement, en raison de la diversité des comportements des consommateurs, il est peu vraisemblable qu'une règle unique de comportement permette d'expliquer adéquatement les décisions d'épargne et de consommation de l'ensemble des ménages. Plusieurs études microéconomiques en théorie de la consommation tendent à démontrer qu'environ 20 à 25 % des ménages auraient des comportements incompatibles avec le modèle du cycle de vie (Diamond et Hausman, 1982; King et Dicks-Mireaux, 1982; Hall et Mishkin, 1982). Ce résultat est également appuyé par de très nombreuses études de séries chronologiques sur la consommation agrégée qui observent une sensibilité plus grande de la consommation aux variations de revenus courants que celle qui est prédite par la théorie pure du cycle de vie ou du revenu permanent².

Dans la mesure où un nombre non négligeable de ménages adoptent des comportements qui s'écartent des prédictions de la théorie pure du cycle de vie, le modèle de Feldstein s'avère inadéquat pour évaluer les effets des régimes publics de pensions. Toute évaluation de ces effets

1. À l'inverse, Barro (1974) soutient que les consommateurs ont un horizon de planification beaucoup plus long que ce qui est supposé par l'hypothèse du cycle de vie, voire un horizon infini.

2. Entre autres études: Dolde (1976, 1980), Modigliani-Steindel (1977), Blinder (1981), Hayashi (1982) et Flavin (1981).

dans le cadre de ce modèle se butera aux biais occasionnés par des erreurs de spécification. Il peut s'agir là d'une des sources d'instabilité et d'imprécision des résultats économétriques obtenus jusqu'à présent³.

Parmi les caractéristiques distinctives du modèle proposé, on peut souligner un traitement plus adéquat des perceptions qu'ont les individus des contributions aux régimes publics de pensions. Alors que dans un modèle à la Feldstein, les cotisations sont totalement perçues soit comme une épargne forcée, soit comme un impôt sur le revenu, notre modèle permet qu'une partie des cotisations soit assimilée à une épargne et l'autre à un impôt⁴. Au Canada, en raison de la structure par âge de la population et de la non-maturité de certains programmes de pensions, les promesses de rentes se sont avérées dans le passé de beaucoup supérieures aux prestations servies. Le modèle retenu permet précisément de tenir compte des effets des revenus transitoires considérables engendrés par les régimes publics de pensions. Enfin, le modèle proposé emboîte plusieurs modèles alternatifs incluant les spécifications estimées par Feldstein. Il est donc possible d'évaluer la pertinence de ces modèles en regard du modèle de référence.

Au niveau empirique, le modèle est estimé avec des données trimestrielles canadiennes couvrant la période 1955:4 — 1981:4. Les résultats économétriques tendent à démontrer que les contraintes à l'emprunt et les comportements de myopie jouent un rôle important dans l'évaluation des effets des régimes publics de pensions au Canada et suggèrent un rejet des spécifications proposées par Feldstein⁵.

3. Les résultats économétriques concernant les effets des régimes publics de pensions sur l'épargne personnelle sont contradictoires et le plus souvent non significatifs. Ils font montre d'une grande instabilité en regard du choix de la période échantillonnale, de la mesure des variables de richesse de prestations et de la spécification du modèle. Leimer et Lesnoy (1982) en font la démonstration d'une manière percutante.

4. Cette question des perceptions des ménages à l'égard des contributions aux régimes publics de retraite a déjà été traitée explicitement par Kessler, Masson et Strauss-Kahn (1980). Cependant le cadre théorique de leur étude présentait certaines lacunes. Le comportement de l'ensemble des ménages y est représenté par une fonction keynésienne de consommation, ce qui est incompatible avec la possibilité pour certains ménages de considérer leurs cotisations comme une forme d'épargne. De plus, les auteurs font l'hypothèse d'une parfaite substitution entre cette forme d'épargne et l'épargne plus conventionnelle.

5. Les programmes publics étudiés sont ceux de la Sécurité de la vieillesse (allocation de base, supplément de revenu garanti et allocation au conjoint) et les régimes de pensions du Canada (RPC) et des rentes du Québec (RRQ). Ces programmes constituent les principaux éléments du système public de retraite au Canada mais il existe bon nombre d'autres programmes fédéraux et provinciaux cherchant à soutenir le revenu des personnes âgées ou à répondre directement à certains de leurs besoins. Ces programmes sont beaucoup trop nombreux et disparates dans leurs objectifs et leurs modalités pour qu'on puisse les considérer ici. Les programmes existant en vertu de la Loi de la sécurité de la vieillesse sont des programmes universels financés par répartition à même le fonds consolidé des revenus du gouvernement fédéral. L'allocation de base n'est soumise à aucun examen des gains tandis que le supplément de revenu garanti et l'allocation au conjoint y sont assujettis. Le Régime de pensions du Canada et son pendant québécois, le Régime des rentes du Québec, sont financés par une cotisation spécifique reliée aux revenus de travail; ils sont partiellement capitalisés.

PARTIE I: LE CADRE THÉORIQUE

Trois modèles de comportement des consommateurs

Distinguons trois règles de comportement des consommateurs. Une *première règle* représente le comportement des ménages non contraints à l'emprunt qui perçoivent le lien entre les contributions et les prestations devant être versées lorsqu'un tel lien existe. Les individus sont rationnels au sens de la théorie pure du cycle de vie. Cette relation de comportement peut prendre la forme linéaire suivante :

$$C'_i = b_1 A'_{i-1} + b_2 YP'_i + b_3 (PRP'_i - COTP'_i) + u'_i \quad (1)$$

où C'_i représente la consommation de ce groupe de ménages

YP'_i leur revenu permanent disponible incluant la composante permanente des cotisations aux régimes publics de retraite ($COTP'_i$) mais excluant les prestations permanentes versées et à être versées par ces régimes (PRP'_i)

A'_{i-1} les avoirs nets des ménages à la fin de la période ($t-1$) et

e'_i un terme d'erreur

et où toutes les variables sont exprimées en termes réels et per capita. Les diverses variables de revenu permanent correspondent ici au concept de revenu futur anticipé moyen. D'un point de vue théorique, le coefficient b_3 est indéterminé. L'effet de revenu milite en faveur d'un coefficient positif mais si les effets de legs (à la Barro) ou de substitution non explicitement pris en compte par le modèle sont très importants, le coefficient b_3 pourrait être négatif⁶.

Cette spécification est analogue à celle de Feldstein (1974) lorsqu'il utilise le concept d'équivalent patrimonial net. Il est en effet possible, conceptuellement, de relier les revenus permanents de prestations et de cotisations aux équivalents patrimoniaux. C'est l'objet de l'annexe A. Dans le cadre de ce modèle, les individus perçoivent comme une épargne forcée leurs contributions aux programmes de rentes et celles versées en

6. Il s'agit là d'un cas d'omission d'une variable explicative (le coût de la consommation par rapport à celui du loisir). Le biais au niveau des coefficients de régression est plus susceptible d'affecter le coefficient associé aux revenus nets de prestations en raison d'une colinéarité présumée plus forte entre cette variable et la variable omise. Il est possible d'inclure la variable de coût relatif dans la spécification du modèle bien que cela soulève le problème de la mesure de cette variable et conduise rarement à des résultats empiriques intéressants. Néanmoins, cette omission fait problème puisque le coût d'option de la retraite s'est vraisemblablement modifié au fil des ans en raison de certaines modalités initiales des Régimes des rentes du Québec et de pensions du Canada qui liaient le coût d'option de la retraite à la maturité de ces régimes et en raison de certaines modifications aux modalités des régimes (tel l'abolition de l'examen des gains). À ce sujet, on peut se référer à Burdidge et Robb (1980) et Fauvel (1985c).

leur nom par leur employeur. Des changements dans les taux de cotisation ou de prestation affecteront les perspectives du flux des revenus nets au titre des régimes publics de retraite et modifieront la consommation (effet de revenu) par le biais du coefficient b_3 .

Une deuxième règle de comportement est retenue pour représenter le comportement des ménages non contraints qui pour diverses raisons ne perçoivent pas le lien entre le niveau des contributions et le montant des rentes mais qui anticipent tout de même le flux des revenus de pensions. La principale raison qui peut justifier cette perception de la part des consommateurs serait une relation trop lâche entre les cotisations et les prestations futures. Évidemment, lorsqu'un tel lien n'existe pas comme c'est le cas pour les programmes de la sécurité de la vieillesse, il est très vraisemblable que les individus perçoivent les contributions indirectes au financement de ces régimes au même titre que tout autre impôt sur le revenu.

Dans ce modèle, les cotisations sont donc perçues comme un impôt. Pour le reste, on supposera le même comportement des ménages, c'est-à-dire les mêmes propensions à consommer que dans la relation (1):

$$C_t'' = b_1 A_{t-1}'' + b_2 (YP_t'' - COTP_t'') + b_3 PRP_t'' + \mu_t'' \quad (2)$$

où toutes les variables conservent leur signification, sauf qu'elles sont maintenant associées au deuxième groupe de ménages et où la variable de revenu disponible permanent est réduite du montant des cotisations permanentes.

Ce modèle de comportement ne se distingue du premier qu'à la condition que la propension à consommer le patrimoine humain diffère de la propension à consommer l'équivalent patrimonial des droits à la retraite. Compte tenu des caractéristiques particulières de l'équivalent patrimonial (degré de risque, illiquidité, intransférabilité, etc.), des effets de legs et de substitution, cette condition est très vraisemblablement vérifiée dans les faits et il faut en conséquence s'attendre à ce que b_3 soit plus petit que b_2 ⁷. La relation (2) correspond au modèle préféré de Feldstein où il utilise le concept de l'équivalent patrimonial brut des droits à la retraite.

Une troisième règle de comportement concerne les consommateurs « myopes » et ceux qui sont contraints à l'emprunt. Les individus dits « myopes » seront ceux qui souffrent d'une incapacité à prévoir leurs

7. Il est possible que le comportement de plusieurs ménages ne soit pas expliqué par l'un ou l'autre modèle mais par l'un et l'autre. En effet un individu peut établir un lien entre ses contributions et les prestations qu'il recevra d'un régime public de retraite mais ne pas percevoir la relation entre les contributions de son employeur et ses prestations futures de retraite.

besoins de consommation future et plus particulièrement leurs besoins durant la retraite. D'une manière générale, cela implique que les consommateurs adoptent un horizon temporel de planification beaucoup plus court que ce qui est prédit par l'hypothèse du cycle de vie. La « myopie » caractérise donc non pas des comportements complètement irrationnels qui ne correspondent à aucune règle, mais plutôt des comportements qui ne sont pas rationnels au sens de l'hypothèse pure du cycle vital⁸.

Diverses raisons peuvent expliquer l'adoption par les consommateurs d'un horizon de planification court. Ainsi, certains individus peuvent être incapables d'épargner pour fins de retraite à cause de revenus trop faibles. Il existerait des besoins de consommation courante de base que les ménages chercheraient à combler avant tout. D'autre part, le coût de prendre des décisions dans un contexte d'incertitude peut être suffisamment élevé pour inciter les individus à utiliser pour leurs décisions d'épargne et de consommation des règles empiriques où leurs anticipations sont dominées « indûment » par les plus récents événements observés⁹.

Par ailleurs, les contraintes à l'emprunt peuvent empêcher les ménages de suivre leur plan optimal de consommation et les forcer à agir comme si leur horizon de planification était court. Nombre de personnes sont susceptibles de subir ces contraintes à l'emprunt. On peut sans difficulté imaginer des individus dont les revenus courants sont plus faibles que les revenus futurs anticipés, qui ont accumulé peu d'actifs liquides et qui ont épuisé leur pouvoir d'emprunt pour le financement de la consommation courante. Les jeunes ménages sont les plus susceptibles de se trouver dans cette situation. L'instauration et l'expansion du système public de pensions ont vraisemblablement accentué l'importance des contraintes de liquidité ; les cotisations aux divers programmes publics de pensions sont une forme d'épargne contractuelle obligatoire et, à l'instar du capital humain, l'équivalent patrimonial des droits de pensions constitue un actif peu tangible, non transférable et contre lequel il est pratiquement impossible d'emprunter.

Les comportements des consommateurs « myopes » ou soumis à des contraintes à l'emprunt sont représentés par un modèle keynésien de consommation reliant les dépenses de consommation au revenu disponible courant. Cette règle de comportement apparaît justifiée puisqu'elle correspond pour les consommateurs à un horizon court de planification,

8. Pour une modélisation plus précise des comportements de myopie, on peut se référer à Davidson, Hendry, Srba et Yeo (1978).

9. C'est là une application de la thèse développée par les psychologues Tversky et Kahneman (voir King 1982) selon laquelle les individus, dans leur évaluation des probabilités subjectives courantes, utilisent un nombre limité de principes heuristiques qui peuvent parfois violer le théorème de Bayes. Cela proviendrait en partie d'une incapacité des individus à comprendre un problème dans toutes ses dimensions en même temps.

ce qui caractérise bien et les individus « myopes » et les individus soumis à des contraintes de liquidité¹⁰.

Plus formellement, après quelques réaménagements, la spécification retenue prend la forme linéaire suivante :

$$C_t''' = a_0 + a_1 (YP_t''' + PRP_t''' - COTP_t''') + a_1 (YT_t''' + PRT_t''' - COTT_t''') + \mu_t''' \quad (3)$$

où

''' fait référence à ce troisième groupe de ménages

Y est le revenu disponible excluant les prestations et incluant les cotisations aux régimes publics de retraite.

YT le revenu disponible transitoire (soit $Y - YP$),

COTT la composante transitoire des cotisations payées au titre des programmes publics de pension (*COT*), soit $COT - COTP$, et

PRT la composante transitoire des rentes publiques (*PR*), soit $PR - PRP$.

Dans ce modèle de comportement, les cotisations sont assimilées à un impôt sur le revenu des particuliers et les rentes à n'importe quelle autre source de revenus. Seules les prestations et les contributions courantes (et non les prestations et cotisations futures ou passées) affectent la consommation courante.

La fonction agrégée de consommation

Les deux premiers modèles, d'une part, et le troisième modèle, d'autre part, expliquent des comportements extrêmes¹¹. Évidemment, il existe des comportements intermédiaires. Ainsi, des individus peuvent être contraints à l'emprunt sans l'être totalement. C'est le cas s'ils n'ont pas complètement épuisé leur pouvoir d'emprunt pour financer leur consommation courante et s'ils empruntent à un taux d'intérêt supérieur au taux de rendement qu'ils pourraient obtenir sur leur épargne; ils seraient alors empêchés de suivre leur sentier optimal de consommation. De même, l'incertitude quant aux revenus futurs, y compris les rentes, peut être telle que les individus escomptent ces revenus à un taux d'intérêt relativement élevé sans qu'ils soient totalement ignorés. En somme, nombre d'individus, sans avoir un horizon de planification correspon-

10. On peut obtenir ce genre de comportement à l'intérieur d'un modèle de cycle vital en supposant un taux d'intérêt psychologique très élevé pour le consommateur.

11. Tobin et Dolde (1971) avaient déjà souligné une dichotomie semblable en présentant la théorie keynésienne de la consommation comme une théorie de l'illiquidité totale et le modèle de cycle de vie comme une théorie de la liquidité totale. Plus récemment, cette dichotomie a été reprise par Hamermesh (1982) pour évaluer la pertinence du programme d'assurance-chômage.

dant à leur espérance de vie, n'ont pas un horizon de décision limité à la période courante. On peut croire (ou espérer) que l'agrégation des trois modèles de comportement permettra de tenir compte de ces comportements intermédiaires. Règle générale, on peut s'attendre à ce que la consommation s'avère d'autant plus sensible à des variations du revenu transitoire que les contraintes de liquidité et l'incertitude jouent un rôle important dans les décisions des consommateurs.

Soit β_0 la proportion des ménages « myopes » ou contraints à l'emprunt et β_1 la proportion des ménages dont le comportement est le mieux décrit par le deuxième modèle. $(1 - \beta_0 - \beta_1)$ est la proportion des ménages rationnels, non contraints et qui perçoivent le lien existant entre les contributions et les prestations futures. Utilisant les pondérations propres à chaque groupe, on peut dériver la fonction de consommation agrégée suivante :

$$C_t = \alpha_0 + \alpha_1 A_{t-1} + \alpha_2 YP_t + \alpha_3 PRP_t + \alpha_4 COTP_t + \alpha_5 (YT_t + PRT_t - COTT_t) + e_t \quad (4)$$

C_t est la somme pondérée de C'_t , C''_t et C'''_t . Les autres variables se définissent de façon similaire. Les α_i sont des moyennes pondérées de propensions marginales à consommer des 3 groupes de ménages considérés¹². Les signes attendus des coefficients sont $\alpha_4 < 0$ et α_1, α_2 et $\alpha_3 > 0$. α_5 sera positif si une partie des ménages est mieux représentée par le schéma keynésien (*i.e.* $\beta_0 \neq 0$)¹³.

Dans la mesure où les paramètres β_0 et β_1 et la répartition des revenus entre les trois groupes de ménages sont stables dans le temps, les coefficients α_i seront indépendants du temps. Il s'agit là de conditions relativement restrictives qui limiteront la fiabilité des résultats empiriques. Par exemple, il est vraisemblable que la proportion des ménages myopes ou

12. En termes de paramètres structuraux, on a :

$$\alpha_0 = \beta_0 a_0$$

$$\alpha_1 = \beta_1 b_1 (A'_{t-1}/A_{t-1}) + (1 - \beta_0 - \beta_1) b_1 (A'_{t-1}/A_{t-1})$$

$$\alpha_2 = b_2 + \beta_0 (YP'_t/YP_t) (a_1 - b_2)$$

$$\alpha_3 = b_3 + \beta_0 (PRP'_t/PRP_t) (a_1 - b_3)$$

$$\alpha_4 = -b_3 - \beta_0 (COTP'_t/COTP_t) (a_1 - b_3) + \beta_1 (COTP'_t/COTP_t) (b_2 - b_3),$$

et

$$\alpha_5 = \beta_0 a_1 [(YT'_t + PRT'_t - COTT'_t)/(YT_t + PRT_t - COTT_t)]$$

(YP'_t/YP_t) identifie le rapport entre le revenu permanent moyen des « myopes » ou contraints et le revenu permanent moyen de l'ensemble des ménages. Tous les autres ratios sont définis de façon similaire.

13. À la limite, si les effets de legs et de substitution sont très forts, on pourrait avoir $\alpha_3 < 0$; cela est cependant peu vraisemblable. Notons, par ailleurs, que le modèle agrégé de consommation résumé par la relation (4) ne suppose aucun écart entre les propensions marginales à consommer les divers revenus transitoires. Pour justifier des propensions différentes, on pourrait alléguer des effets liés à la répartition des divers revenus transitoires entre les trois groupes de ménages identifiés ou que l'incertitude touche plus sévèrement certains revenus transitoires que d'autres.

soumis à des contraintes de liquidité et la répartition inter-groupes des différentes sources de revenus varient en fonction de la conjoncture et de la structure par âge de la population adulte. Ce sont les problèmes habituels de l'agrégation qui se posent ici et il est en pratique impossible de les contourner.

La discussion sur les différentes règles de comportement des consommateurs soulève directement la question du pourcentage des contributions aux régimes publics de pension assimilable à un impôt plutôt qu'à une épargne forcée. Soit μ la proportion des cotisations permanentes qui peut être assimilée à un impôt et $(1 - \mu)$ la proportion qui est perçue par les ménages comme une épargne. En termes des paramètres structuraux du modèle, on peut définir μ de la façon suivante :

$$\mu = 1 - (1 - \beta_0 - \beta_1) (COTP'_i / COTP_i) \text{ et } 0 \leq \mu \leq 1$$

où $(COTP'_i / COTP_i)$ représente les cotisations permanentes moyennes des ménages qui perçoivent les cotisations comme une épargne par rapport aux cotisations permanentes moyennes de l'ensemble des ménages.

À partir de la relation (4), il est impossible d'identifier les paramètres β_0 , β_1 et μ à moins d'utiliser de l'information a priori sur les propensions à consommer et de retenir certaines hypothèses quant à la répartition des diverses sources de revenus entre les trois groupes de ménages considérés. Ignorant les questions de répartition des revenus entre les trois groupes de ménages, μ peut être relié aux coefficients de régression par la relation suivante :

$$\mu = \frac{[\alpha_3 - \alpha_5 + (1 - \beta_0) (\alpha_4 + \beta_0 k)]}{[\alpha_3 - \alpha_5 - (1 - \beta_0) (\alpha_2 - \beta_0 k)]} \quad (5)$$

où $k = a_1 - a_2$

Il est vraisemblable que la propension marginale à consommer le revenu des individus contraints et myopes (a_1) soit supérieure à celle des ménages non contraints et non myopes (b_2) mais inférieure ou égale à 1, situation où tout revenu supplémentaire est consommé. Il est donc possible de définir le paramètre μ pour ces valeurs limites et ainsi préciser des bornes inférieure ($\underline{\mu}$) et supérieure ($\bar{\mu}$) pour la proportion des cotisations assimilées à un impôt.

Par ailleurs, la fonction agrégée de consommation décrite par la relation (4) possède l'avantage d'emboîter des modèles alternatifs qui correspondent pour certains à des spécifications déjà proposées et testées dans la littérature et pour d'autres à des spécifications qui n'ont jamais été vérifiées empiriquement. Dans l'un de ces modèles contraints, il est supposé que 100% des cotisations sont perçues comme une épargne forcée ; cette contrainte correspond à l'hypothèse $\alpha_3 = -\alpha_4$ ou $\mu = 0$. Cette hypothèse implique nécessairement que la propension à consommer les

revenus transitoires soit nulle puisque aucun ménage n'est myope ou contraint à l'emprunt (β_0 nul). Imposer au modèle de référence les deux contraintes $\alpha_3 = -\alpha_4$ et $\alpha_5 = 0$ permet d'obtenir un modèle du type de celui testé par Feldstein et par plusieurs autres auteurs où le concept d'équivalent patrimonial net est utilisé.

Un autre modèle contraint est celui où 100% des cotisations sont assimilées à un impôt sur le revenu ce qui revient à imposer la contrainte $\alpha_2 = -\alpha_4$ ou encore $\mu = 1$. Supposer $\alpha_2 = -\alpha_4$ et $\alpha_5 = 0$ réduit le modèle libre à un modèle où toutes les cotisations sont assimilées à un impôt sur le revenu et où la consommation affiche une insensibilité totale à des variations des revenus transitoires¹⁴. Ce modèle correspond à la spécification préférée de Feldstein où une variable d'équivalent patrimonial brut des droits à la retraite est utilisée plutôt qu'une variable d'équivalent patrimonial net. Il est celui qui a été le plus souvent estimé dans les études empiriques. Il s'avère possible d'évaluer la pertinence de tous ces modèles en regard du modèle de référence.

En résumé, dans le cadre de ce modèle les régimes publics de retraite exercent deux types d'effets sur la consommation. L'un est associé aux revenus permanents de prestations et de cotisations. L'autre concerne les revenus transitoires de prestations et de cotisations. Jusqu'ici, les études théoriques et empiriques sur le sujet n'ont tenu compte que de la première catégorie d'effets. Pour sa part, l'effet net des revenus permanents de prestations et de cotisations dépend de la proportion des cotisations qui sont perçues comme une épargne forcée. Cette simplification conduit à des conclusions théoriques qui peuvent s'écarter sensiblement de celles des modèles traditionnellement retenus. L'omission des contraintes à l'emprunt ou des comportements de myopie des consommateurs peut constituer une erreur majeure de spécification et a pu contribuer à des évaluations instables et imprécises de l'effet des régimes publics de retraite sur la consommation et l'épargne.

PARTIE II : L'ANALYSE EMPIRIQUE

La spécification économétrique du modèle de référence

Pour l'estimation, la spécification économétrique retenue pour le modèle de référence sera celle décrite par la relation (4), soit

14. On doit convenir cependant qu'il est peu réaliste de supposer à la fois qu'aucune cotisation ne soit assimilée à de l'épargne forcée et que la consommation ne réagisse pas à des variations de revenus transitoires; c'est dire que seule la deuxième règle de comportement serait pertinente et expliquerait les décisions de l'ensemble des consommateurs. Cela apparaît peu plausible dans un contexte où les cotisations à certains régimes publics de retraite correspondent à un prélèvement spécifique et où on suppose un comportement rationnel des consommateurs.

$$C_t = \alpha_0 + \alpha_1 A_{t-1} + \alpha_2 YP_t + \alpha_3 PRP_t + \alpha_4 COTP_t + \alpha_5 YTNET_t + e_t \quad (4')$$

- où C_t est une mesure de la consommation
- A_{t-1} une mesure du patrimoine net des ménages évalué à la valeur au marché et à la fin de la période $t-1$,
- YP_t une mesure du revenu disponible permanent,
- PRP_t une mesure du revenu permanent de prestations au titre des programmes publics de retraite,
- $COTP_t$ une mesure du revenu permanent de cotisations au titre du Régime de pensions du Canada et du Régime des rentes du Québec,
- $YTNET_t$ les revenus transitoires nets, y compris la différence entre les cotisations et les prestations transitoires, soit $YT_t + PRT_t - COTT_t$
- e_t un terme d'erreur.

Toutes les variables sont exprimées en termes réels et *per capita*. Les divers revenus transitoires sont égaux à l'écart de la différence entre les revenus observés et les revenus permanents correspondants. Nous utilisons des données trimestrielles pour la période 1955:1 – 1981:4. Compte tenu des retards inhérents à la spécification du modèle, à la mesure des variables et à la technique économétrique, les analyses de régression portent sur la période 1955:4 – 1981:4.

Deux mesures de la consommation ont été retenues : les dépenses de consommation en services et biens non durables et les dépenses totales de consommation^{15,16}. Il convient cependant de souligner qu'avec la seconde mesure, la propension à consommer les revenus transitoires devrait être positive même en l'absence de contrainte à l'emprunt et de comportements « myopes », l'achat de biens durables constituant une utilisation possible des revenus transitoires (Darby, 1972).

Les statistiques pour la variable de richesse ont été obtenues auprès de la Banque du Canada. Elles correspondent au concept de patrimoine net privé, un concept plus large que celui, mieux approprié, des actifs nets des ménages. La variable de revenu disponible permanent a été

15. Ces dernières mesures de la consommation militent en faveur de l'inclusion comme variable explicative du prix relatif des services et biens non durables. Cette variable est omise parce que son inclusion conduit à un coefficient non significatif et de mauvais signe. De plus, cette inclusion ne modifie que marginalement la valeur estimée des autres coefficients.

16. La plupart des études qui ont tenté une évaluation de l'impact des régimes publics de pensions sur la consommation ont retenu les dépenses totales de consommation comme variable dépendante.

construite au moyen d'un algorithme proposé par Dolde (1980) et décrit à l'annexe B. Il s'agit d'une méthode de type moyenne mobile où les évaluations du revenu permanent courant par les ménages sont obtenues séquentiellement à partir du taux de croissance moyen des huit trimestres précédents. Ces calculs du revenu disponible permanent se fondent sur une définition du revenu disponible qui exclut les prestations et inclut les cotisations au titre des programmes publics de pensions¹⁷. De plus, en raison des difficultés à identifier la part des impôts personnels associée aux revenus de propriété, cette définition du revenu disponible inclut ces revenus de propriété ce qui soulève donc un problème de double comptabilisation des revenus futurs de propriété.

Le modèle requiert le calcul des revenus permanents de cotisations et de prestations. Ces variables mesurent, en termes de flux, les rentes qu'anticipent recevoir et les cotisations qu'anticipent verser les personnes âgées d'au moins 18 ans au titre des programmes publics de retraite. Sont considérés pour ce calcul l'ensemble des programmes existant en vertu de la Loi de la sécurité de la vieillesse, soit l'allocation de base, le supplément de revenu garanti et l'allocation au conjoint, le Régime de pensions du Canada et le Régime des rentes du Québec.

Dans un premier temps, il s'agit de calculer des équivalents patrimoniaux des droits de pensions à la Feldstein pour ensuite les convertir en revenus permanents¹⁸. Les algorithmes utilisés pour calculer les équivalents patrimoniaux des droits à la retraite au titre des programmes de la sécurité de la vieillesse (soit la valeur présente des prestations futures correspondantes) reposent principalement sur deux hypothèses, à savoir que le taux d'admissibilité anticipé à ces régimes est égal aux taux courants corrigés pour les fluctuations aléatoires et que les individus anticipent que la valeur réelle des prestations sera sauvegardée dans le futur.

Par ailleurs, le calcul des équivalents patrimoniaux des droits à la retraite au titre du Régime de pensions du Canada et du Régime des rentes du Québec s'avère plus complexe et implique des calculs séparés pour les adhérents actifs et les prestataires. En ce qui concerne les prestataires, le calcul de l'équivalent patrimonial des droits à la retraite est basé sur un algorithme qui s'apparente à ceux utilisés pour les programmes de la sécurité de la vieillesse. Pour les adhérents actifs, la valeur présente des prestations futures est fondée sur la valeur des cotisations déjà versées et des cotisations devant être versées dans le futur aux régimes concernés,

17. Dans la littérature empirique sur notre sujet, la définition habituellement retenue est celle du revenu disponible total. Cette définition est théoriquement inappropriée puisqu'elle implique une double comptabilisation des prestations et possiblement des cotisations (lorsque le concept d'équivalent patrimonial net des pensions est utilisé).

18. Se référer à l'annexe A pour les modalités de la conversion.

avec un taux de rendement réel anticipé sur les cotisations qui évolue avec la maturité des programmes¹⁹.

Somme toute, en termes de résultats, les mesures retenues pour les équivalents patrimoniaux des pensions et des cotisations ne sont pas très différentes des mesures proposées par Boyle et Murray (1979) si ce n'est que les individus n'anticipent pas de hausses futures du taux de cotisation aux Régimes des pensions du Canada et des rentes du Québec. Comme en fait foi le tableau 1, nos calculs impliquent des revenus transitoires de prestations largement négatifs correspondant en 1981 à près de 80 % des prestations servies et à environ 44 % des prestations permanentes.

Les règles d'anticipation quant aux prestations, cotisations et admissibilité futures forment la pierre angulaire de tous ces calculs. À cet égard, les hypothèses retenues sont discutables et les mesures des variables sont très sensibles aux règles utilisées pour leurs calculs et aux changements dans la valeur de certains paramètres (Leimer et Lesnoy 1982 et Fauvel 1985a).

Afin d'éviter les biais de simultanéité, l'équation (4') a été estimée par la technique des doubles moindres carrés avec correction pour autocorrélation et le choix des instruments répond aux critères établis par Fair (1970)²⁰.

Les résultats économétriques

Les résultats économétriques obtenus avec, comme variable dépendante, la consommation de services et de biens non durables apparaissent au tableau 2. La régression 2.1 donne les résultats pour le modèle libre. On y observe que les coefficients des cotisations et des prestations permanentes sont selon le signe attendu et de taille raisonnable, en regard du modèle théorique. Comme prévu, la propension marginale à consommer les prestations permanentes est positive et est sensiblement inférieure à la propension marginale à consommer le revenu disponible permanent. Pour sa part, le coefficient de cotisations permanentes est négatif et se situe (en valeur absolue) entre le coefficient du revenu disponible permanent et celui des prestations permanentes comme le veut le modèle

19. Une description détaillée des algorithmes utilisés est faite par Fauvel (1985a) et est disponible auprès de l'auteur.

20. Fair (1970) a démontré que les paramètres estimés de cette façon sont convergents si la liste des instruments comprend les variables endogènes retardées d'une période, l'ensemble des variables prédéterminées et ces mêmes variables retardées d'une période, la variable dépendante retardée et quelques autres instruments. Dans la présente étude, ces autres instruments sont les dépenses gouvernementales courantes en biens et services, les prestations de retraite au titre de la sécurité de la vieillesse, les prestations versées au titre du Régime de pensions du Canada et du Régime des rentes du Québec, le maximum des gains cotisables pour ces deux régimes, le taux de rendement sur les bons du trésor à échéance de 90 jours et l'ensemble de ces variables retardées d'une période.

TABLEAU 1

REVENUS TRANSITOIRES, REVENUS PERMANENTS* ET REVENUS COURANTS DE COTISATIONS ET DE PRESTATIONS DE RETRAITE, 1952-1981,
EN MILLIONS DE DOLLARS COURANTS

Années	Prestations courantes**	Prestations permanentes	Prestations transitoires	Cotisations courantes***	Cotisations permanentes	Cotisations transitoires
1952	315,847	844,450	- 528,603	0	0	0
1953	334,514	872,400	- 537,886	0	0	0
1954	348,823	901,650	- 552,828	0	0	0
1955	362,477	929,025	- 556,548	0	0	0
1956	375,393	956,625	- 581,232	0	0	0
1957	432,680	1 005,630	- 572,945	0	0	0
1958	553,690	1 190,000	- 636,310	0	0	0
1959	569,900	1 393,850	- 823,950	0	0	0
1960	585,860	1 458,880	- 873,015	0	0	0
1961	602,710	1 490,130	- 887,415	0	0	0
1962	720,930	1 594,430	- 873,495	0	0	0
1963	776,210	1 775,480	- 999,265	0	0	0
1964	881,890	1 994,580	- 1 112,690	0	0	0
1965	900,720	2 175,830	- 1 275,110	0	0	0
1966	1 002,220	4 980,970	- 3 978,750	714,000	797,397	- 83,3972
1967	1 318,020	5 367,860	- 4 049,840	849,000	904,385	- 55,3850
1968	1 511,950	5 790,400	- 4 278,440	925,000	1 024,990	- 99,9887
1969	1 731,290	6 209,410	- 4 478,120	1 007,000	1 123,430	- 116,4330
1970	1 989,720	6 664,170	- 4 674,440	1 054,000	1 245,490	- 191,4860
1971	2 310,650	7 223,470	- 4 912,820	1 103,000	1 483,020	- 380,0160
1972	2 700,070	7 740,200	- 5 040,130	1 190,000	1 659,840	- 469,8400
1973	3 221,340	8 349,760	- 5 128,430	1 305,000	1 730,850	- 425,8490
1974	3 833,030	9 555,390	- 5 722,360	1 608,000	1 907,300	- 299,3040
1975	4 513,070	11 043,300	- 6 530,240	1 960,000	2 144,460	- 238,4570
1976	5 380,160	12 461,400	- 7 081,210	2 205,000	2 404,750	- 199,7470
1977	6 088,670	13 792,700	- 7 704,060	2 413,000	2 533,540	- 120,5360
1978	7 024,620	15 108,500	- 8 083,880	2 726,000	2 640,920	85,0780
1979	8 194,230	16 826,500	- 8 631,370	3 087,000	2 965,540	121,4590
1980	9 654,960	18 545,400	- 8 890,400	3 541,000	3 057,690	483,3130
1981	11 445,400	20 513,100	- 9 067,740	3 971,000	3 154,080	816,9170

* Fondé sur un taux d'escompte annuel de 4 %.

** Regroupant les prestations au titre de la sécurité de la vieillesse, du Régime de pensions du Canada et du Régime de rentes du Québec.

*** Ne comprenant que les cotisations (spécifiques) au RRQ et au RPC.

TABLEAU 2
ESTIMATION DU MODÈLE DE BASE AVEC LES DÉPENSES DE CONSOMMATION EN SERVICES ET BIENS NON DURABLES
COMME VARIABLE DÉPENDANTE ;
1955:4 — 1981:4

Variables	Régressions				
	2.1 Modèle de référence	2.2 $\alpha_3 = -\alpha_4$	2.3 $\alpha_2 = -\alpha_4$	2.4 $\alpha_3 = -\alpha_4$ $\alpha_5 = 0$	2.5 $\alpha_2 = -\alpha_4$ $\alpha_5 = 0$
CONST	412,21 (7,1)	416,52 (7,2)	418,14 (7,1)	448,24 (7,4)	449,72 (7,2)
A(-1)	0,018 (2,6)	0,018 (2,6)	0,018 (2,6)	0,023 (3,5)	0,026 (3,5)
YP	0,563 (14,0)	0,567 (16,0)	0,561 (16,4)	0,517 (13,9)	0,512 (14,3)
PRP	0,281 (0,8)	0,220 (1,6)	0,312 (3,2)	0,098 (0,7)	0,206 (2,0)
COTP	-0,446 (0,4)	-0,220 (1,6)	-0,561 (16,4)	-0,098 (0,7)	-0,512 (14,3)
YTNET	0,272 (4,9)	0,273 (5,0)	0,271 (5,0)
RHO	0,893 (20,3)	0,891 (20,1)	0,894 (20,5)	0,883 (19,3)	0,888 (19,8)
<i>Statistiques globales</i>					
Écart-type de la régression	16,45	16,37	16,37	18,22	18,19
Somme des carrés des résidus	26796,9	26808,8	26798,6	33511,2	33409,5
R ²	0,9988	0,9988	0,9988	0,9985	0,9985
D.W.	2,07	2,08	2,07	2,00	1,99
Moyenne de la variable dépendante : 2 124,7 millions \$.					

théorique. Cependant les coefficients *PRP* et de *COTP* sont estimés avec très peu de précision, et on peut soupçonner un problème de colinéarité entre ces deux variables²¹.

On peut noter, par ailleurs, une sensibilité importante et significative de la consommation de services et de biens non durables à des variations de revenus transitoires de rentes. La propension à consommer les revenus transitoires représente environ 55% de la propension marginale à consommer le revenu permanent disponible²². Or, en raison de l'immaturation des régimes publics de retraite et parce que les prestations au titre de ces programmes sont des revenus futurs pour une majorité de ménages, le système public de pensions engendre des prestations transitoires négatives qui sont considérables. Les prestations transitoires et de ce fait les contraintes à l'emprunt et les comportements de myopie exerceraient donc sur la consommation une influence négative substantielle qui pourrait compenser des effets potentiellement positifs des revenus permanents de pensions et de cotisations.

Utilisant la relation (5), on peut dériver à partir des paramètres de régression des valeurs minimale et maximale quant au pourcentage des contributions assimilées par les ménages à un impôt sur le revenu. Abstraction faite de la variance des coefficients estimés, on peut établir que les α estimés sont compatibles avec une valeur de μ comprise entre 71% (correspondant à l'hypothèse $a_1 = 1$) et 79% (correspondant à l'hypothèse $a_1 = b_2$). Cependant les variances élevées des coefficients des revenus permanents de rentes et de cotisations (α_4 et α_3) minent la fiabilité de cette évaluation.

Pour contourner le problème de colinéarité présent dans le modèle de référence (2.1), on peut imposer des restrictions sur la propension marginale à consommer les cotisations permanentes. Les régressions 2.2 et 2.3 présentent les résultats pour deux hypothèses extrêmes, soit l'hypothèse que la totalité des cotisations est perçue comme une épargne ($\alpha_4 = -\alpha_3$) et l'hypothèse que les contributions sont entièrement assimilées à un impôt sur le revenu ($\alpha_4 = -\alpha_2$)²³. L'imposition de ces contraintes impli-

21. Cela est confirmé par un coefficient de corrélation simple de 0,98 entre ces deux variables. C'était prévisible considérant les règles utilisées pour l'établissement des rentes.

22. Ce résultat est tout à fait compatible avec ceux des études de Modigliani — Steindel (1977), Dolde (1980) et Blinder (1981) qui évaluent que les changements temporaires de taxes ont sur la consommation un effet comptant pour la moitié aux deux tiers des effets d'une variation permanente. Plus généralement, ce résultat corrobore les conclusions de nombreuses études qui observent une sur-sensibilité de la consommation à des variations dans le revenu disponible courant (Flavin 1981; Hayashi 1982; Dolde 1980; etc.)

23. D'un point de vue théorique, l'hypothèse que l'ensemble des cotisations soient considérées comme une épargne va de pair avec l'hypothèse d'une insensibilité de la consommation à des variations dans les revenus transitoires. La spécification 2.2 n'impose pas cette dernière contrainte. La double contrainte est imposée dans la régression 2.4.

que des coûts marginaux très minimes, ce qui ne permet pas de les rejeter²⁴.

Les résultats économétriques pour les régressions 2.2 et 2.3 sont caractérisés par une grande stabilité des coefficients qui étaient significatifs dans le modèle de référence. Par ailleurs, le coefficient de *PRP* dans la régression 2.3 n'est pas très différent de celui estimé dans le modèle non contraint mais devient significatif. La régression 2.2 quant à elle conduit à l'estimation d'un paramètre pour les prestations permanentes quelque peu réduit et significatif à un seuil de confiance de 93%. Ainsi lorsque les cotisations sont entièrement perçues comme une épargne, une hausse permanente des prestations (des cotisations) de 1 dollar accroît (réduit) la consommation de services et de biens non durables de 22 cents. Lorsque les cotisations sont totalement assimilées à un impôt, les effets correspondants sont une hausse de 31 cents en ce qui concerne les rentes et une baisse de 56 cents en ce qui a trait aux contributions. Ces estimations sont plausibles et peuvent fournir des bornes inférieures et supérieures pour les coefficients de régression affichant le plus de sensibilité à la valeur de μ , soit ceux de PRP_t et $COTP_t$.

Les régressions 2.4 et 2.5 permettent de tester les hypothèses conjointes d'un effet nul de revenus transitoires et de cotisations entièrement assimilées à une épargne personnelle (2.4) ou à un impôt sur le revenu (2.5). Ces modèles contraints fonctionnent nettement moins bien que les modèles précédents; les écarts-types des régressions sont plus élevés et ces restrictions conjointes peuvent être rejetées facilement sur la base de la statistique F ²⁵. Ce rejet des modèles 2.4 et 2.5 est évidemment lié à l'hypothèse de la nullité du coefficient des revenus transitoires. Ces résultats suggèrent un rejet des modèles théoriques et économétriques utilisés par Feldstein et par tous les auteurs qui ont travaillé dans la même foulée pour évaluer les effets des régimes publics de pensions sur la consommation. En outre, l'omission de la variable des revenus transitoires semble biaiser à la baisse les coefficients des prestations et des cotisations permanentes et leur statistique t ²⁶. Cela a possiblement amené certains auteurs à rejeter l'hypothèse d'un impact positif des équivalents patrimoniaux des droits à la retraite sur la consommation.

24. Dans le cas des deux modèles contraints 2.2 et 2.3, la statistique $F_{4,99}$ égale 0,006 et est très nettement inférieure à la valeur critique 3,95.

25. Pour les modèles de régression 2.4 et 2.5, on a respectivement $F_{3,99} = 16,10$ et $F_{3,99} = 12,21$, des valeurs supérieures à la valeur critique 3,38.

26. Dans le cas où la consommation est régressée sur la variable des prestations permanentes nettes (régression 2.4), le coefficient estimé associé à cette variable est peu plausible et non significatif. Le coefficient de *PRP* estimé à partir du modèle 2.5 est plus faible par rapport à l'estimation du modèle contraint correspondant avec variable de revenus transitoires; son écart-type est également plus grand.

TABLEAU 3
ESTIMATION DU MODÈLE DE BASE AVEC LES DÉPENSES TOTALES DE CONSOMMATION COMME VARIABLE DÉPENDANTE ;
1955:4 — 1981:4

Variables	Régressions				
	3.1 Modèle de référence	3.2 $\alpha_3 = -\alpha_4$	3.3 $\alpha_2 = -\alpha_4$	3.4 $\alpha_3 = -\alpha_4$ $\alpha_5 = 0$	3.5 $\alpha_2 = -\alpha_4$ $\alpha_5 = 0$
CONST	234,55 (4,6)	238,09 (4,1)	240,61 (4,1)	274,44 (4,1)	279,63 (4,0)
A(-1)	0,038 (3,9)	0,038 (3,9)	0,038 (3,9)	0,050 (4,8)	0,049 (4,8)
YP	0,699 (14,0)	0,684 (14,6)	0,679 (15,0)	0,625 (12,7)	0,618 (13,0)
PRP	0,178 (0,4)	0,410 (2,2)	0,493 (3,7)	0,202 (1,0)	0,313 (2,2)
COTP	-0,557 (0,4)	-0,410 (2,2)	-0,679 (15,0)	-0,202 (1,0)	-0,618 (13,0)
YTNET	0,345 (4,3)	0,336 (4,2)	0,336 (4,2)
RHO	0,802 (13,8)	0,833 (15,5)	0,837 (15,6)	0,847 (10,3)	0,856 (17,0)
<i>Statistiques globales</i>					
Écart-type de la régression	23,6	23,5	23,5	25,4	25,4
Somme des carrés des résidus	55083,5	55212,2	55304,8	65110,6	65112,8
R ²	0,9986	0,9986	0,9986	0,9983	0,9983
D.W.	2,19	2,22	2,22	2,15	2,16
Moyenne de la variable dépendante: 2 498,6 millions \$.					

Les résultats économétriques obtenus avec les dépenses totales de consommation (tableau 3) sont à l'image des résultats précédents et les mêmes conclusions s'en dégagent. Dans la régression de référence (3.1), le problème de colinéarité entre les variables PRP_t et $COTP_t$ est encore plus évident²⁷. À nouveau, il n'est pas possible de rejeter les hypothèses extrêmes quant au pourcentage des cotisations perçues comme une épargne forcée et l'imposition d'une contrainte sur le coefficient de $COTP_t$ permet de contourner le problème de colinéarité présent dans la régression de référence, le coefficient associé aux prestations permanentes devenant significatif et de bon signe dans les régressions 3.2 et 3.3. Dans le cas du modèle où les cotisations sont entièrement perçues comme une épargne (la régression 3.2) une hausse des prestations (et des cotisations permanentes) de 1 dollar accroît (réduit) les dépenses de consommation de 41 cents. Lorsque les cotisations sont entièrement assimilées à un impôt sur le revenu personnel, les effets correspondants sont une hausse de 49 cents pour les prestations et une baisse de 68 cents pour les cotisations.

Enfin, l'imposition de la contrainte d'un coefficient nul pour la variable des revenus transitoires (les régressions 3.4 et 3.5) implique un coût substantiel en termes de la somme des carrés de résidus et ainsi peut-on rejeter sans difficulté les spécifications qui supposent une insensibilité des dépenses totales de consommation à des variations de revenus transitoires. Ce sont précisément ces spécifications utilisant les dépenses totales de consommation qui ont été testées et retestées par Feldstein et plusieurs autres auteurs.

Notre modèle de référence et les modèles contraints minimisent volontairement les divergences de spécification avec les modèles habituellement retenus dans les études empiriques sur notre sujet. Il y a cependant un coût à payer. Ainsi, on ne peut être totalement satisfait de la structure dynamique des modèles estimés. De plus, on peut croire que ces spécifications omettent des variables potentiellement importantes. La taille du coefficient d'autocorrélation reflète vraisemblablement ces problèmes de spécification. Les résultats des tableaux 2 et 3 montrent des coefficients d'autocorrélation très élevés malgré le fractionnement du revenu permanent et l'introduction d'une variable de revenus transitoires²⁸. Ils découlent en partie d'une certaine incapacité du modèle à prédire l'évolution de la consommation de services et de biens non durables au cours des années

27. Le coefficient de PRP_t s'avère trop faible en regard de ce qui est attendu et celui de $COTP_t$ trop grand et même de mauvais signe. Dans ce contexte, il serait illusoire de chercher à préciser la valeur du paramètre μ .

28. Les coefficients d'autocorrélation élevés sont également obtenus dans la plupart des études empiriques récentes sur la consommation qui ne retiennent pas la variable dépendante retardée comme variable explicative (Dolde 1980).

70. L'introduction du taux d'inflation anticipé et du taux d'intérêt comme variables explicatives abaissent sensiblement le coefficient d'autocorrélation mais ne modifient pas les conclusions dégagées jusqu'à présent. Il en est de même lorsqu'on estime le modèle en différence première²⁹.

CONCLUSION

Nous avons spécifié et estimé un modèle macroéconomique de la théorie des rentes publiques qui ne retienne pas l'hypothèse pure du cycle vital comme seule règle de comportement des consommateurs, mais qui prenne également en considération les comportements de myopie d'un certain nombre d'individus et la présence de contraintes à l'emprunt chez d'autres. Ce modèle permet d'identifier deux catégories d'effets des régimes publics de pensions : les effets de cycle de vie (soit les effets des revenus permanents de prestations et de cotisations) et les effets associés aux contraintes à l'emprunt et aux comportements de myopie.

Nos résultats économétriques indiquent un impact positif des revenus permanents de prestations et un impact négatif des revenus permanents de cotisations. Lorsque la dépense totale de consommation agit comme variable dépendante, une hausse permanente d'un dollar des prestations accroîtrait la consommation de 40 à 50 cents tandis qu'un dollar de cotisation permanente la réduirait de 40 à 68 cents. Ces résultats viennent appuyer la conclusion de Feldstein quant à un effet positif et significatif des équivalents patrimoniaux (brut et net) des droits de pensions sur la consommation.

D'autre part, nos régressions impliquent une sensibilité importante de la consommation à des variations dans les revenus transitoires de prestations et de cotisations. Puisque le système public canadien de pensions a vraisemblablement engendré des prestations transitoires négatives qui

29. On se référera à Fauvel (1986) pour ces résultats complémentaires. Y sont également présentés d'autres tests qui évaluent la robustesse de nos résultats économétriques en regard de la mesure des prestations et des cotisations permanentes et en regard de la période échantillonnale. En résumé, le recours à une mesure alternative des cotisations et des prestations permanentes correspondant à l'algorithme utilisé pour le calcul du revenu permanent disponible engendre des estimations tout aussi plausibles et très voisines de celles qui sont obtenues avec les mesures de référence. Cependant, ces nouvelles mesures réduisent considérablement le rôle des contraintes à l'emprunt et des comportements de myopie conséquemment à une diminution substantielle des revenus transitoires de prestations. En ce qui concerne la stabilité temporelle des résultats économétriques, les estimations pour diverses sous-périodes, sans être très convaincantes, ne permettent pas de remettre en question nos conclusions antérieures. La difficulté avec ces tests vient de ce que pour certaines sous-périodes relativement courtes (1955.1-1965.4 et 1966.1-1981.4), les diverses variables de revenus permanents évoluent de façon trop similaire et que leur variance soit trop réduite pour conduire à une identification précise de leurs effets respectifs sur les dépenses de consommation. Toutefois, le recours à des sous-périodes un peu plus longues lève en bonne partie ce problème.

sont considérables, ces dernières et de ce fait les contraintes à l'emprunt et les comportements de myopie auraient donc exercé une influence négative substantielle sur la consommation.

Nous avons également obtenu une propension marginale à consommer les prestations permanentes sensiblement plus faible que la propension à consommer le revenu disponible permanent³⁰. Cela suggère que « l'effet induit de retraite » et l'effet de legs auraient exercé une influence non négligeable, mais semble contredire la vision extrême de Barro. Par ailleurs, il a été impossible d'évaluer avec précision le pourcentage des cotisations qui sont perçues par les individus comme un impôt sur le revenu. L'évaluation la plus intéressante situerait cette proportion entre 71 et 79%³¹.

Enfin, une comparaison des modèles imbriqués dans le modèle de référence suggère un rejet des modèles utilisés par Feldstein pour évaluer les effets des rentes publiques. On a également observé que le recours à un modèle tronqué à la Feldstein qui ne tient pas compte des revenus transitoires de prestations avait pour conséquence de réduire le coefficient estimé des prestations permanentes et sa statistique *t*. Il est donc possible que les résultats peu probants obtenus jusqu'à présent dans la littérature découlent, en partie du moins, de cette erreur de spécification et que certains auteurs aient été amenés à rejeter indûment l'hypothèse d'un effet des régimes publics de retraite sur la consommation.

Nos résultats économétriques, s'ils s'avèrent corrects, modifieraient considérablement l'évaluation qui est faite des effets du système public canadien de pensions sur la consommation et l'épargne personnelle. L'incidence globale des régimes publics de pensions sur les dépenses de consommation est la somme de deux effets partiels qui vont dans des directions opposées : l'un de type Feldstein aurait stimulé la consommation, l'autre relié aux contraintes à l'emprunt et aux comportements de myopie des ménages aurait abaissé les dépenses de consommation. Il en résulte un effet global beaucoup plus faible que les effets partiels eux-mêmes. Les résultats de simulations suggèrent qu'entre 1952 et 1981 les contraintes à l'emprunt et les comportements de myopie ont exercé une influence si déterminante que les effets qui y sont associés auraient plus que compensé les effets traditionnels de cycle de vie. Ainsi, globalement, les régimes publics de retraite auraient diminué les dépenses de consommation³². Cette conclusion contredit celle tirée des études empiri-

30. Soit de 27 à 40 % plus faible dans les régressions avec les dépenses totales de consommation comme variable dépendante et de 39 à 56 % plus faible dans les régressions où la consommation en services et biens non durables agit comme variable dépendante.

31. Cette évaluation est dérivée des résultats de la régression 2.1 du tableau 2.

32. Selon des simulations pour la période 1952-1965, le système public de pensions (soit les pensions de vieillesse) aurait abaissé en moyenne les dépenses totales de consommation d'un peu plus de 4 dixièmes de 1 %. L'instauration en 1966 du Régime de pensions du

ques de Feldstein, à savoir que les régimes publics de retraite ont historiquement stimulé la consommation. En ce qui concerne l'épargne personnelle, nos résultats impliquent des effets négatifs beaucoup plus faibles des pensions publiques, voire même des effets positifs.

Il convient toutefois de se montrer prudent dans l'interprétation de ces évaluations. Celles-ci sont très sensibles à la mesure des revenus permanents et transitoires de rentes. Or ces variables sont sujettes à d'importantes erreurs de mesure sans compter que certains coefficients importants ne sont pas estimés avec précision. Néanmoins, il y a lieu de croire que les contraintes à l'emprunt et les comportements de myopie jouent un rôle déterminant dans l'évaluation des effets des régimes publics de pensions. Ignorer ce fait nous expose vraisemblablement à de sérieuses erreurs d'évaluation.

S'il est vrai, comme le suggèrent nos résultats économétriques et ceux de plusieurs autres études récentes en théorie de la consommation, qu'un nombre significatif de ménages sont contraints à l'emprunt ou myopes, une hausse des taux de cotisation est susceptible d'abaisser substantiellement les dépenses de consommation, que cette hausse serve à bonifier les prestations futures ou à capitaliser celles qui sont déjà promises. C'est dire que le relèvement des taux de cotisations au titre des régimes de pensions du Canada et des rentes du Québec qui a été décidé récemment par les gouvernements provinciaux et fédéral du Canada risque de réduire sensiblement la demande et l'emploi et pourrait poser de sérieux problèmes de stabilisation³³. Cela ne signifie pas qu'il faille retarder la hausse de toute façon inévitable des taux de cotisation, mais milite plutôt en faveur d'un relèvement progressif initié le plus rapidement possible³⁴.

Canada et du Régime des rentes du Québec, l'entrée en vigueur en 1967 du programme du supplément de revenu garanti et la réduction de l'âge d'admissibilité aux prestations pour les divers programmes de 70 à 65 ans entre 1966 et 1970 auraient considérablement modifié l'impact du système public canadien de pensions sur les dépenses totales de consommation. Ainsi l'incidence négative des régimes publics de retraite se serait grandement accentuée à partir de 1966 pour atteindre un effet maximum vers le milieu des années 70. Pour 1970 et 1975, l'effet dépressif sur les dépenses totales de consommation est évalué respectivement à 924 \$ et 1 091 millions \$, soit 1,8 % (1970) et 1,5 % (1975) des dépenses réalisées. Depuis 1976, l'impact négatif des pensions publiques sur les dépenses totales de consommation se serait quelque peu atténué. Ainsi pour 1980, les effets négatifs des régimes publics de retraite sont estimés à 1 016 millions \$, soit environ 1,2 % des dépenses réalisées.

33. L'accord survenu en décembre 1985 prévoit une augmentation annuelle de 20 points de pourcentage (0,2) à partir de 1987.

34. Tout retard dans le relèvement des taux de cotisation au RRQ et au RPC conduirait à des hausses futures plus brusques et à des taux finalement plus élevés.

BIBLIOGRAPHIE

- AARON, Henry J. (1982), *Economic Effects of Social Security*, Studies of Government Finance, Washington: The Brookings Institution, 1982, 84 pages.
- BARRO, Robert J. (1978), «The Impact of Social Security on Private Saving», Washington: American Enterprise Institute for Public Policy Research.
- BLINDER, Alan S. (1981), «Temporary Income Taxes and Consumer Spending», *Journal of Political Economy*, vol. 89, n° 1, février 1981, pp. 26-53.
- BOYLE, Phelim P. et John MURRAY (1979), «Social Security Wealth and Private Saving Behavior in Canada», *Revue canadienne d'économique*, vol. 12, n° 3, août 1979, pp. 456-468.
- BURBIDGE, John B. et A. Leslie ROBB (1980), «Pensions and Retirement Behavior», *Revue canadienne d'économique*, vol. 13, n° 3, août 1980, pp. 421-437.
- DARBY, Michael R. (1972), «The Allocation of Transitory Income Among Consumers' Assets», *American Economic Review*, vol. 62, n° 5, décembre 1972, pp. 928-941.
- DARBY, Michael R. (1979), «The Effects of Social Security on Income and Capital Stock», Washington: American Enterprise Institute for Public Policy Research.
- DOLDE, Walter (1976), «Capital Markets and the Short Run Behavior of Life Cycle Savers», *Journal of Finance*, vol. 33, mai 1978, pp. 413-428.
- DOLDE, Walter (1980), «Issues and Models in Empirical Research on Aggregate Consumer Expenditure», *The State of Macroeconomics*, I.K. Brunner et A.H. Meltzer (éd.), Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, vol. 12, 1980, Amsterdam: North-Holland, pp. 161-205.
- FAIR, R.C. (1970), «The Estimation of Simultaneous Equation Models with lagged Endogenous Variables and First Order Serially Correlated Errors», *Econometrica*, vol. 38, n° 2, mai 1970, pp. 507-516.
- FAUVEL, Y. (1985a), «Les effets des régimes publics de retraite sur la consommation et l'épargne personnelle», Thèse de doctorat, Département d'Économique, Université Laval, janvier 1985.
- FAUVEL, Y. (1985b), «Théorie du cycle vital et rentes publiques», *L'Actualité Économique*, juin 1985, pp. 220-238.
- FAUVEL, Y. (1985c), «L'incidence des régimes publics de pensions: fondements microéconomiques et caractérisation institutionnelle du modèle de Feldstein», cahier 8501D, Département des sciences économiques, UQAM, mars 1985.

- FAUVEL, Y. (1986), « L'influence des régimes publics de pensions sur la consommation : le rôle des contraintes à l'emprunt et des comportements de myopie », Cahier n° 8613D, Département des sciences économiques, UQAM.
- FELDSTEIN, Martin S. (1974), « Social Security, Induced Retirement and Aggregate Capital Accumulation », *Journal of Political Economy*, vol. 82, n° 5, octobre 1974, pp. 905-926.
- FELDSTEIN, Martin S. (1977), « Social Security and Private Savings: International Evidence in an Extended Life Cycle Model », *The Economics of Public Services*, M. Feldstein et R. Inman (éd.), Londres: MacMillan, 1977, pp. 174-205.
- HALL, Robert E. et Frederic S. MISHKIN (1982), « The Sensitivity of Consumption to Transitory Income: Estimates from Panel Data on Households », *Econometrica*, vol. 50, n° 2, mars 1982, pp. 461-481.
- HAMERMESH, Daniel S. (1982), « Social Insurance and Consumption », *American Economic Review*, vol. 72, n° 1, mars 1982, pp. 101-113.
- HAYASHI, Fumio (1982), « The Permanent Income Hypothesis: Estimation and Testing by Instrumental Variables », *Journal of Political Economy*, vol. 90 (octobre), pp. 895-916.
- ILKIW, J. (1977), « Public Pensions and Personal Savings: Canadian Evidence in the Extended Life Cycle Model », Taxation and Fiscal Policy Branch, Ministry of Treasury, Economics and Intergovernmental Affairs, Government of Ontario, miméo, mars 1978, 37 pages.
- KESSLER, Denis, André MASSON et Dominique STRAUSS-KAHN (1980), « Système de retraite et épargne des ménages en France », *Revue économique*, n° 6, novembre 1980, pp. 1157-1177.
- KING, Mervyn (1983), « The Economics of Saving », National Bureau of Economic Research, Working Paper Series, n° 1247, 63 pages.
- KING, Mervyn A. et Louis DICKS-MIREAUX (1982), « Asset Holdings and the Life Cycle », *Economic Journal*, vol. 92, n° 366, juin 1982, pp. 247-267.
- LEIMER, Dean R. et Selig D. LESNOY (1982), « Social Security and Private Saving: New Time Series Evidence », *Journal of Political Economy*, vol. 90, n° 3, juin 1982, pp. 606-629.
- MODIGLIANI, Franco et Charles STEINDEL (1977), « Is a Tax Rebate an Effective Toll for Stabilization Policy? », *Brookings Papers on Economic Activity*, 1977, n° 1, pp. 175-210.
- MUNNELL, Alicia H. (1974), « The Impact of Social Security on Personal Savings », *National Tax Journal*, vol. 97, n° 4, décembre, pp. 553-567.
- TOBIN, James et Walter DOLDE (1971), « Wealth, Liquidity and Consumption », *Consumer Spending and Monetary Policy: The Linkages*, Conference Series n° 5, The Federal Reserve Bank of Boston, décembre 1978, pp. 99-146.

WRAGE, Peter (1980), « The Effects of the Growth of Private and Public Pension Plans on Savings and Investment in Canada », document n° 174, Conseil économique du Canada, Ottawa, septembre 1980, 94 pages.

ANNEXE A

CONVERSION DES ÉQUIVALENTS PATRIMONIAUX EN REVENUS PERMANENTS DE PRESTATIONS ET DE COTISATIONS

Pour chaque groupe d'âge, on peut définir le revenu permanent de prestations à la période T comme le flux constant de revenu qui, cessant à la fin du cycle de vie, engendrerait le stock d'équivalent patrimonial de la période T . C'est dire :

$$EP(T,X) = \left[\sum_{i=0}^H (1/(1+E))^i \right] \times PRP(T,X)$$

que l'on peut récrire :

$$PRP(T,X) = EP(T,X) \times [(1+E)^{H+1} - 1] / [E \times (1+E)^H]$$

- où EP est une mesure de l'équivalent patrimonial,
 PRP le revenu permanent de prestations correspondant,
 E le taux d'intérêt auquel les revenus futurs sont escomptés et qui a aussi servi à estimer EP , et
 H l'espérance de vie des individus d'âge X .

Le revenu permanent de prestations au niveau agrégé sera la somme des revenus permanents de prestations pour tous les groupes d'âge. En ce qui concerne le calcul des revenus permanents de cotisations à partir du flux actualisé des cotisations, H doit être défini comme l'espérance de vie active.

ANNEXE B

UNE MÉTHODE POUR LE CALCUL DU REVENU DISPONIBLE PERMANENT

Cette méthode est une variante de la technique de la moyenne mobile. Elle fut utilisée par Dolde (1980). Dans un premier temps, l'algorithme requiert la formation d'une série temporelle $X8$ en appliquant une moyenne mobile de huit trimestres sur la variante observée X :

$$X8_t = \left[\sum_{i=0}^7 X_{t-i} \right] / 8$$

De là, il s'agit de calculer les taux de croissance trimestriels moyens observés au cours des huit trimestres précédents:

$$g_t = (X8_{t-1} / X8_{t-9})^{1/8} - 1$$

Le revenu permanent pour la période t est estimé à partir du niveau de la moyenne mobile au cours du trimestre précédent ($X8_{t-1}$) en supposant que le taux de croissance moyen des huit derniers trimestres (g_t) prévaudra au trimestre courant:

$$XP_t = [8 \times X8_{t-1} \times g_t] / [1 - (1 + g_t)^{-8}]$$

où XP est la composante permanente des revenus X .