

# UNE ANALYSE INTERNATIONALE DE LA CONSOMMATION PRIVÉE, DE L'INFLATION ET DE L'«HYPOTHÈSE DE LA NEUTRALITÉ DE LA DETTE»

Giuseppe Nicoletti

## TABLE DES MATIÈRES

Introduction. . . . .	50
I. Tour d'horizon des questions théoriques . . . . .	53
II. Tour d'horizon des questions méthodologiques . . . . .	56
III. Un modèle du comportement de consommation . . . . .	59
A. La demande de biens durables et non durables . . . . .	59
5. Incorporation des hypothèses du modèle de référence et du modèle de Barro . . . . .	61
C. Le modèle estimé et ses propriétés . . . . .	63
IV. Analyse économétrique . . . . .	66
A. Les données. . . . .	66
B. Estimations et tests . . . . .	74
Résumé et conclusions . . . . .	87
Bibliographie . . . . .	95

---

L'auteur a rédigé le présent document alors qu'il était consultant auprès de la Division des politiques monétaires et budgétaires du Département des affaires économiques et statistiques de l'OCDE. Il tient à remercier Bruce Montador pour l'aide et les conseils qu'il lui a fournis tout au long de ce travail, ainsi que Luca Barbone pour ses suggestions très utiles. On notera par ailleurs que cette étude a été en partie financée par le Consiglio Nazionale delle Ricerche (Progetto Finalizzato CNR, «Struttura e evoluzione dell'economia italiana», Contr. 8601349.53). L'auteur est particulièrement redevable à Nicola Rossi pour ses commentaires extrêmement utiles.

---

## INTRODUCTION

Depuis quinze ans, la situation budgétaire de nombreux pays de l'OCDE est caractérisée par un accroissement du besoin de financement du secteur public. Malgré une amélioration récente du solde budgétaire de certains pays Membres, il est à craindre, dans la plupart des cas, que les politiques budgétaires actuelles ne soient pas tenables à long terme. Le fort niveau d'endettement et les continuels déficits publics ont fait prendre de plus en plus conscience aux économistes et au public en général qu'il faut opérer des ajustements budgétaires afin de s'assurer une certaine maîtrise de ces variables à moyen terme.

Dans un environnement économique où les doutes quant au caractère tenable des politiques budgétaires s'intensifient, le comportement des consommateurs peut être influencé par leurs anticipations concernant les décisions budgétaires à venir. En 1974, Barro a réalisé une importante étude visant à faire intervenir les « anticipations budgétaires » dans un modèle du comportement intertemporel du secteur privé ; cette étude montre que, si l'on pose des hypothèses assez strictes, il n'y a aucune différence entre un financement par l'impôt et un financement par l'endettement, du moment que le secteur privé anticipe correctement l'action budgétaire future des pouvoirs publics. Si elle est vérifiée, cette proposition a des conséquences importantes pour la politique économique, car elle implique que les ressources privées ne peuvent être « évincées » que par absorption directe de biens et services par l'Etat. Ce point de vue a été rejeté par de nombreux économistes, qui considèrent qu'il nécessite une prescience excessive de la part des consommateurs et des hypothèses peu réalistes concernant les marchés et la structure de la fiscalité. Il n'en reste pas moins qu'une totale dissociation des évolutions futures probables et du comportement présent semble incompatible avec les fondements du raisonnement économique, tout du moins dans le cadre de la théorie intertemporelle de la consommation, qui est maintenant largement acceptée par les économistes. Abstraction faite des hypothèses restrictives sur lesquelles repose la proposition de Barro, les anticipations budgétaires peuvent influencer sur la situation courante du marché si les agents du secteur privé tiennent compte des réactions possibles des autorités face à un déséquilibre durable des finances publiques. Dans ce cas, les effets des politiques budgétaires courantes et prévues peuvent différer sensiblement de ceux que fait ressortir la théorie macro-économique classique.

La présente étude fournit une nouvelle analyse économétrique de l'influence des anticipations budgétaires sur la consommation privée pour un échantillon regroupant huit pays de l'OCDE. Les études de caractère international menées jusqu'à présent à ce sujet ont été très peu nombreuses. Qui plus est, ces analyses ont combiné généralement des données venant de plusieurs pays sans s'efforcer de les comparer, alors qu'il semblerait beaucoup plus prometteur d'axer les recherches sur la comparaison de l'incidence des diverses expériences en matière d'endettement et de déficit sur la consommation privée'. Par ailleurs, l'intérêt de ces travaux se trouve souvent amoindri par le fait qu'ils utilisent des modèles de consommation *ad hoc* et omettent des variables importantes de sorte qu'il est difficile d'en interpréter les résultats.

L'analyse menée ici s'efforce d'éviter certains de ces écueils. L'incidence des anticipations budgétaires dans les divers pays est étudiée à l'aide d'une spécification flexible du modèle de consommation qui permet de tenir compte de différents effets habituellement laissés de côté. Un modèle de cycle de vie pour la demande de biens durables et non durables est obtenu à partir du comportement d'optimisation des consommateurs selon l'approche différentielle utilisée par Theil (également connue sous le nom de « modèle de Rotterdam »). Le principal avantage de cette approche est que les équations de consommation qui en découlent ont un caractère assez général pour incorporer plusieurs hypothèses sur le comportement des consommateurs. Ainsi, selon les restrictions appliquées aux paramètres, le modèle peut être assimilé à un modèle de cycle de vie stochastique (Hall, 1978) ou à un modèle à correction d'erreurs (Davidson *et al.*, 1978). Contrairement à bon nombre d'analyses précédentes, la spécification du modèle inclut les effets du taux d'intérêt réel, la possibilité d'une substitution directe entre consommation privée et consommation publique et un ajustement du revenu disponible pour les effets de l'inflation. Il ressort clairement des études précédentes que la spécification du modèle, tout comme le choix de l'agrégat représentatif de la consommation et des variables indépendantes, ont une grande incidence sur les résultats des tests visant à déterminer le bien-fondé de l'hypothèse de neutralité de la dette. L'estimation d'équations distinctes pour les biens durables et les biens non durables permet de contrôler la spécification du modèle en imposant sur les paramètres des restrictions qui touchent une ou plusieurs équations.

Grâce à une définition appropriée des éléments courants et futurs de la richesse intertemporelle des consommateurs, la spécification choisie étend le modèle traditionnel du cycle de vie au cas où les anticipations budgétaires influencent la consommation. Ces anticipations concernent à la fois les impôts futurs destinés à financer le service de la dette (hypothèse dite ((d'actualisation de l'impôt »)) et la perte de valeur des actifs financiers découlant du taux futur d'inflation (hypothèse dite de ((correction des effets de l'inflation »)). En jouant sur les deux paramètres représentatifs de l'actualisation de l'impôt et de l'ajustement *ex ante* du revenu

disponible face à l'inflation, on obtient trois cas limites : le modèle « de référence », sans correction des effets de l'inflation et sans actualisation de l'impôt ; le modèle de « Hicks », avec correction complète des effets de l'inflation et sans actualisation de l'impôt ; et le modèle de « Barro » avec actualisation complète de l'impôt.

L'analyse repose sur des données transversales et longitudinales concernant huit grands pays de l'OCDE – États-Unis, Japon, Allemagne, France, Italie, Royaume-Uni, Canada et Belgique – pour la période 1961 à 1985. Dans une première étape, les données sont regroupées et une série de tests classiques d'analyse de la covariance est effectuée à l'aide de variables indicatrices ; ces tests montrent que les coefficients du modèle varient sensiblement selon les pays. Dans une seconde étape, on procède à des estimations par pays afin de permettre un examen comparatif des coefficients de correction des effets de l'inflation et d'actualisation de l'impôt obtenus pour les différents pays.

Les principaux résultats de l'analyse peuvent se résumer ainsi. En premier lieu, l'hypothèse que les agents économiques sont pleinement conscients de la prime d'inflation que perçoit l'État sur l'encours de sa dette ne peut jamais être rejetée et elle est, dans de nombreux cas, largement corroborée par les données. Deuxièmement, à quelques exceptions notables près, l'hypothèse que la politique d'endettement de l'État est neutre est catégoriquement rejetée. Il n'en reste pas moins que, dans de nombreux cas, les anticipations budgétaires ont une incidence sensible sur la consommation. L'examen comparé des résultats permet de mettre en relation l'ampleur de ces effets avec les évolutions passées de l'inflation, des déficits et de l'endettement dans les divers pays. Il apparaît que c'est pour les pays où les pertes dues à l'inflation ont été les plus fortes et où l'évolution de la dette et des déficits publics semble avoir un caractère explosif que les paramètres de correction des effets de l'inflation et d'actualisation de l'impôt sont les plus élevés. Ce résultat pourrait indiquer que le secteur privé « apprend avec le temps » et que, dans certains cas, l'austérité budgétaire ressentie comme nécessaire par le public a d'importantes répercussions sur le comportement d'épargne des agents économiques.

L'étude s'articule de la manière suivante. La première section décrit succinctement les divers modèles qui s'opposent et les raisons théoriques qui justifient la prise en compte de variables budgétaires dans les fonctions de consommation fondées sur l'hypothèse du cycle de vie. La deuxième section examine certaines des questions méthodologiques liées aux tests de l'hypothèse des anticipations budgétaires. La troisième section expose le modèle de consommation sur lequel est fondée l'analyse. La quatrième section étudie le comportement d'épargne du secteur privé et du secteur public au cours de la période considérée et examine les résultats des estimations ainsi que d'une série de tests directs et indirects visant à départager le modèle de référence, le modèle de Hicks et le modèle de Barro. Le document se termine par un résumé des résultats obtenus.

## I. TOUR D'HORIZON DES QUESTIONS THEORIQUES

La fonction de consommation classique, fondée sur l'hypothèse du cycle de vie ou sur celle du revenu permanent et telle qu'elle apparaît dans la plupart des modèles économétriques, exprime la consommation en fonction de divers indicateurs de la richesse intertemporelle du secteur privé. Au nombre de ceux-ci figurent habituellement le revenu disponible courant (et/ou décalé) ainsi que le stock d'actifs financiers et, éventuellement, fixes du secteur privé. Ce modèle largement accepté du comportement de consommation, que l'on désignera en conséquence par l'expression « modèle de référence », implique un traitement asymétrique de l'incidence des variables budgétaires sur la consommation. En effet, il tient compte des impôts de la période en cours, des transferts publics (y compris les paiements d'intérêts) et des emprunts de l'Etat, puisqu'il lie la consommation au revenu disponible et inclut l'encours de la dette dans le patrimoine du secteur privé. En revanche, il laisse habituellement de côté les effets sur la consommation courante des impôts et transferts futurs ainsi que de la consommation publique courante et future, ce qui est étonnant dans un cadre théorique incorporant un important élément intertemporel. Par ailleurs, si les agents sont censés disposer de très nombreuses informations, lesquelles doivent parfois leur permettre d'incorporer les profits d'entreprise dans leurs propres revenus, ils ne sont habituellement pas supposés être capables d'appréhender les contraintes présentes et futures auxquelles doivent faire face les pouvoirs publics, ni les conséquences de l'inflation pour la valeur réelle de leur stock d'actifs financiers.

Les conséquences qui découlent du modèle de référence pour la politique économique sont bien connues. Si l'Etat accroît son financement par emprunt, il en résulte, tout du moins à long terme, une éviction de l'épargne du secteur privé et, partant, de l'accumulation de capital, ce qui reporte la charge de la dette sur les générations futures (Modigliani, **1961**, **1986**). Ces conclusions reposent sur l'axiome que l'épargne privée étant gouvernée par la théorie du cycle de vie de générations (« égoïstes », elle est dans une large mesure indépendante de la politique budgétaire courante et future des pouvoirs publics.

L'approche dite « ultrarationnelle » (Bailey, **1962**) vise à corriger l'asymétrie du modèle de référence<sup>2</sup>. Selon cette approche, les agents sont supposés incorporer, dans une certaine mesure, la contrainte intertemporelle des pouvoirs publics dans leur propre contrainte budgétaire et tenir compte des conséquences de l'action gouvernementale pour leur propre bien-être. Cette hypothèse a des répercussions importantes, car elle donne lieu à une substitution directe entre activités du secteur privé et du secteur public. Cette substitution peut s'opérer entre consommation publique et consommation privée ou entre épargne publique et épargne privée. La première découle directement de l'hypothèse que la consommation publique entre dans la fonction d'utilité des individus d'une façon non séparable. La seconde repose

pour sa part sur l'hypothèse d'actualisation de l'impôt, à savoir sur l'idée que les agents économiques prévoient le montant futur des impôts associés au financement par le déficit des dépenses publiques courantes et futures et en tiennent compte dans leur comportement présent.

Les conséquences de l'hypothèse d'ultrarationalité ont été étudiées à divers niveaux. Le cas extrême, qui découle essentiellement des travaux de Barro (1974), repose sur le modèle dit ((dynastique». Ce modèle ramène le comportement agrégé de différentes générations (imbriquées) de consommateurs à durée de vie finie au comportement d'un seul consommateur représentatif dont la durée de vie serait infinie. L'utilisation conjointe de l'hypothèse d'ultrarationalité et du modèle dynastique a des implications importantes. Premièrement, le comportement de consommation des agents économiques dépend des ressources totales disponibles dans l'économie – c'est-à-dire du revenu national déduction faite de la consommation publique – et non plus du revenu disponible ; le niveau des dépenses publiques étant donné, les agents économiques accroissent leur épargne privée d'un franc pour chaque franc d'obligations émises par l'Etat. Deuxièmement, la dette publique n'est plus regardée comme un actif net par le secteur privé, puisque sa valeur courante est exactement compensée par la valeur actualisée des impôts futurs nécessaires au financement des flux d'intérêts qui en découlent ; en d'autres termes, l'encours de la dette publique n'a aucune incidence sur le niveau de la consommation, puisqu'elle n'affecte pas la richesse intertemporelle des agents économiques. Troisièmement, il n'y a pas de substitution d'actifs privés par les titres de la dette publique dans les portefeuilles des agents économiques (ce qui amoindrirait les ressources disponibles pour les générations futures en réduisant l'accumulation de capital), car l'allocation optimale des ressources entre générations peut être préservée en modifiant les legs privés<sup>3</sup>.

Du point de vue de la politique économique, cette hypothèse a des conséquences très importantes. Comme tous les mécanismes par lesquels la dette publique peut influencer sur la consommation se trouvent neutralisés, cela revient au même pour l'économie qu'un montant donné de dépenses publiques soit financé par l'impôt ou par l'endettement. Dans ce modèle (qu'on appellera par la suite modèle de « Barro»), un allègement des impôts financé par endettement n'a absolument aucune incidence sur l'économie, et l'accumulation de dettes publiques ne peut avoir aucun effet d'éviction. Ces résultats, souvent désignés par l'expression « axiome d'équivalence ricardienne», sont de toute évidence à l'opposé de ceux qui découlent du modèle de référence<sup>4</sup>.

Si les résultats de Barro sont intéressants d'un point de vue théorique, leur bien-fondé empirique peut être mis en doute étant donné les hypothèses extrêmement restrictives qu'il faut imposer pour que soit vérifié l'axiome de l'équivalence ricardienne. Ces hypothèses concernent la nature des préférences individuelles et des politiques gouvernementales ainsi que la structure des marchés. L'équivalence nécessite en particulier :

- a) Des transferts non nuls entre générations (legs ou dons) motivés par la nature altruiste des préférences individuelles (Becker, 1974) ;
- b) Une connaissance certaine de la durée de vie des agents économiques ;
- c) L'absence d'imperfections sur le marché des capitaux ; et
- d) Un mode de financement à long terme de l'Etat comprenant uniquement des impôts qui n'ont aucun effet de distorsion<sup>5</sup>.

Par ailleurs, l'axiome d'équivalence implique que l'on considère globalement les comptes du secteur public et du secteur privé et donc, implicitement, que la contrainte budgétaire intertemporelle de l'Etat a un caractère contraignant, c'est-à-dire que l'Etat est solvable à long terme<sup>6</sup>.

L'imposition du revenu, la monétisation des déficits, les contraintes de liquidité et les imperfections des transferts entre générations, pour ne citer que quelques-unes des caractéristiques du monde réel, sont autant d'éléments qui laissent à penser que le modèle de Barro a une portée empirique limitée. Il n'en reste pas moins que, même si bon nombre des hypothèses énoncées ci-dessus ne sont probablement pas vérifiées, l'approche ultrarationnelle fournit une image moins limitative de la réalité que celle qui découle du modèle de référence. S'il semble évident que l'hypothèse des anticipations budgétaires ne tient pas dans sa forme la plus rigide, l'éviction directe des dépenses privées et les anticipations concernant l'alourdissement futur de la fiscalité (ou les compressions de dépenses) peuvent être des facteurs importants pour déterminer l'incidence des politiques budgétaires courantes et l'effet des ajustements budgétaires prévus. Ainsi, à supposer que le niveau futur des impôts constitue un sujet de préoccupation important et qu'il existe une forte substituabilité entre la consommation privée et la consommation publique, un déficit budgétaire aboutira à freiner les dépenses du secteur privé, alors que l'annonce de restrictions budgétaires à venir aura pour effet de les stimuler. Si, au contraire, le degré d'actualisation de l'impôt est négligeable et si la consommation publique n'est pas substituable à la consommation privée, un déficit budgétaire stimulera la consommation, tandis que des compressions de dépenses ou des majorations d'impôt la réduiront.

Compte tenu de ce qui précède, il semble donc important de mettre au point et de tester des modèles de consommation qui incorporent des éléments d'ultrarationalité. Dans l'idéal, ces modèles devraient explicitement tenir compte de la fonction de réaction des autorités fiscales et des caractéristiques de l'économie (comportement à courte vue des agents économiques ou imperfections du marché) qui font que les hypothèses du modèle de Barro ne sont pas vérifiées. De cette manière, et en supposant des anticipations rationnelles, on mettrait en lumière la fonction indicatrice que les comportements budgétaires courants et passés ont pour la formation des anticipations du secteur privé, ce qui permettrait une analyse des effets de la politique budgétaire beaucoup plus riche que ne l'autorisent les approches traditionnelles. Cette approche, appelée Hypothèse du cycle de vie élargi

par Modigliani et Sterling (1986) et Hypothèse des anticipations budgétaires par Feldstein (1982), en est encore à ses premiers pas. Lorsqu'on interprète les estimations obtenues ci-après pour le paramètre de l'actualisation de l'impôt, il ne faut toutefois pas perdre de vue que ces estimations doivent être mises en regard d'un ensemble complexe d'interactions entre les caractéristiques des préférences des agents économiques, les contraintes auxquelles ils ont à faire face et la manière dont ils ressentent la fonction de réaction des autorités budgétaires.

## II. TOUR D'HORIZON DES QUESTIONS METHODOLOGIQUES

Les analyses économétriques du comportement d'actualisation de l'impôt reposent habituellement sur des modèles qui incorporent les spécifications à la fois du modèle de référence et du modèle de Barro, c'est-à-dire qui incluent l'encours de la dette publique et l'excédent du budget de l'Etat dans les variables explicatives de l'équation de consommation. Le modèle de référence correspond au cas où la totalité de la dette publique entre dans le patrimoine du secteur privé et où la consommation publique n'a pas d'incidence sur le revenu disponible ; le modèle de Barro correspond au cas où la dette publique n'est pas incluse dans le patrimoine du secteur privé et où les coefficients du revenu disponible et de l'excédent du budget de l'Etat sont égaux, ce qui implique une nouvelle définition du revenu disponible comme différence entre le revenu national et la consommation publique<sup>7</sup>.

Lorsqu'on teste des fonctions de consommation reposant sur l'hypothèse nulle du modèle de Barro, on obtient des résultats ambigus<sup>8</sup>. D'une part, il est tout à fait évident que les conséquences découlant du modèle de Barro au sens strict ne sont pas vérifiées : les restrictions correspondantes, lorsqu'elles sont testées ensemble, sont habituellement rejetées. D'autre part, un certain nombre de résultats statistiques indiquent que la spécification des fonctions classiques de consommation n'est pas satisfaisante : il semble très difficile d'obtenir des coefficients significatifs pour la dette publique (et/ou pour la valeur actualisée des prestations courantes et futures de sécurité sociale) ainsi que pour les recettes publiques, alors que le coefficient de l'excédent du budget de l'Etat est presque toujours significatif et positif. Par ailleurs, certains résultats laissent à penser que la consommation publique a un effet négatif sur la consommation privée.

Comme de nombreux auteurs l'ont souligné, l'estimation de fonctions de consommation incorporant des variables budgétaires pose trois problèmes économétriques difficiles à surmonter. Premièrement, des variables comme la dette et le service de la dette ou le revenu et les recettes publiques, indispensables à l'analyse, présentent une forte corrélation dans le temps, de sorte qu'on ne peut éviter une certaine colinéarité tout du moins lorsque les données se composent de séries

chronologiques agrégées. Deuxièmement, les dépenses de consommation, le revenu disponible (ou national) et l'excédent du budget de l'État (ou ses composantes) sont déterminés simultanément au cours des cycles économiques, de sorte qu'il risque d'être difficile d'obtenir des estimations satisfaisantes de l'incidence de chacune de ces variables sur la consommation par la méthode classique des moindres carrés ordinaires. Troisièmement, on dispose rarement d'indicateurs corrects de la dette publique, de l'excédent du budget de l'État et de la consommation publique : la dette nette des rendements actualisés des investissements publics qui découle de l'épargne nette du secteur public n'est généralement pas observable, et la consommation publique est souvent sous-estimée, car bon nombre des éléments qui sont inclus dans le compte d'accumulation de capital du secteur public ne dégagent pas un flux de recettes égal à leur coût initial<sup>9</sup>.

Qui plus est, en général, les coefficients estimés des variables budgétaires sont extrêmement sensibles à la Spécification du modèle. A quelques exceptions près, toutefois, les études concernant l'hypothèse d'actualisation de l'impôt restent assez vagues sur les fondements micro-économiques des modèles testés. Les relations entre la spécification fonctionnelle, les hypothèses testées et le modèle sous-jacent de comportement – à savoir préférences, horizon temporel, contraintes auxquelles doivent faire face les consommateurs et attitude face aux risques – ne sont habituellement pas prises en compte. En conséquence, une multitude de spécifications *ad hoc* ont été employées, introduisant une source d'erreurs de spécification qui pourrait être éliminée par un travail de modélisation plus cohérent entraînant, éventuellement, des restrictions supplémentaires sur la forme structurelle. En l'état actuel des choses, ces modèles omettent souvent des variables explicatives importantes.

Une omission importante concerne l'ajustement pour les effets de l'inflation. En règle générale, le revenu disponible et le déficit sont considérés bruts de la prime d'inflation incorporée dans les intérêts, et l'inflation anticipée ne peut influencer sur la valeur subjective que les agents économiques affectent à leur patrimoine (font exceptions les études de Koskela et Virén, **1983** ; Modigliani et *al.*, **1985** ; et Modigliani et Jappelli, **1986**). Prétendre que les agents économiques sont affligés de ce type d'« illusion monétaire » est de toute évidence contradictoire avec le degré considérable de rationalité et de prescience indispensable à l'hypothèse d'actualisation de l'impôt. Qui plus est, si le comportement d'actualisation de l'impôt est loin d'être corroboré par l'observation, on dispose de nombreuses données empiriques qui montrent que, dans plusieurs pays, la correction partielle ou complète du revenu disponible pour les effets de l'inflation rend parfaitement compte du comportement des agents du secteur privé (voir, pour l'Italie, Rossi et Schiantarelli, **1982**, Marotta, **1983**, **1984**, Lecaldano et *al.*, **1984**, et Rossi, **1986** ; pour l'Allemagne et le Royaume-Uni, von Ungern-Sternberg, **1981**, **1987**, Hendry et von Ungern-Sternberg, **1981**, et Pesaran et Evans, **1984** ; pour les États-Unis, Poole, **1972**).

Un autre problème vient de ce que la plupart des modèles ne tiennent pas compte, ou très mal, des composantes futures de la richesse intertemporelle des particuliers. Chacun sait qu'il est souvent difficile de trouver des solutions bornées aux modèles intertemporels de consommation ; mais en reliant la consommation à la seule valeur courante du patrimoine et en posant comme hypothèse nulle le modèle de Barro (qui veut que les agents économiques aient une préscience parfaite du futur à long terme), de nombreux auteurs donnent à leurs modèles une spécification inadéquate ou en interprètent mal les résultats. En ne tenant pas compte des composantes futures attendues du patrimoine, on risque de fausser l'interprétation des coefficients estimés des variables budgétaires courantes. Un fort coefficient négatif du déficit peut, par exemple, s'expliquer par la forte corrélation que présente cette variable avec les transferts et impôts futurs (non pris en compte). De ce point de vue, les estimations ne peuvent fournir aucune information fiable sur le bien-fondé de l'hypothèse de l'actualisation de l'impôt.

Parmi les autres variables laissées de côté, on peut également citer le taux d'intérêt réel et la consommation publique. Il est intéressant en soi d'évaluer la sensibilité de la consommation à ces variables, mais il est aussi particulièrement important d'en tenir compte lorsqu'on mesure l'incidence des déficits publics sur la consommation privée. Etant donné la corrélation observée entre les déficits et les taux d'intérêt réels depuis une dizaine d'années, un effet négatif du déficit sur la consommation privée peut très bien tenir à l'incidence (non prise en compte) du taux d'intérêt réel. De même, la substituabilité (ou la complémentarité) entre consommation privée et publique peut constituer un mécanisme direct d'éviction (ou d'attirance) qui opère indépendamment de l'effet d'actualisation de l'impôt ; les spécifications de la consommation qui ne tiennent pas compte de cet effet ne peuvent être regardées comme correctes que si la consommation publique ne rend aucune utilité au secteur privé (ou si les services rendus sont additifs).

La présente étude suit grosso modo l'approche traditionnelle, c'est-à-dire qu'elle incorpore une fonction de consommation classique dans une spécification augmentée des anticipations budgétaires et tenant compte du comportement d'actualisation de l'impôt, mais le modèle présenté dans la section ci-après s'efforce d'éviter certaines des erreurs de spécification qu'on vient de mentionner. En effet, on analyse le comportement d'optimisation d'un agent représentatif sur la base d'une forme fonctionnelle flexible qui *i)* prévoit certaines restrictions qui aboutissent à une suridentification du modèle afin qu'il soit possible d'en tester la spécification ; *ii)* incorpore une spécification (intermédiaire entre celle du modèle de référence et celle du modèle de Barro) qui prévoit un ajustement du revenu disponible pour les effets de l'inflation ; *iii)* utilise des variables appropriées pour représenter le flux attendu de revenus nets du travail ; et *iv)* tient compte des effets éventuels des taux d'intérêts réels et de la consommation publique.

### III. UN MODELE DU COMPORTEMENT DE CONSOMMATION

#### A. La demande de biens durables et non durables

Le modèle présenté ci-après constitue un prolongement de l'étude de Rossi (1986) fondée sur l'« approche différentielle » utilisée par Theil pour modéliser la demande<sup>10</sup>. On a élargi le modèle de consommation de Rossi en ventilant la demande entre les biens durables et non durables et en incorporant l'hypothèse des anticipations budgétaires dans le cadre du cycle de vie. La forme fonctionnelle flexible qui en résulte permet de combiner plusieurs hypothèses concernant le comportement de consommation parmi lesquelles, sous certaines conditions, celles du modèle de cycle de vie stochastique et du modèle « à correction d'erreurs »<sup>11</sup>. Le modèle incorpore également un taux d'intérêt variable et, conformément à l'approche ultrarationnelle, prévoit une substituabilité directe entre consommation publique et privée.

Il est supposé que les préférences des consommateurs se définissent par rapport à trois grands agrégats de biens : services rendus par les biens durables, biens non durables et services, et consommation publique. Ces préférences sont faiblement séparables entre consommation présente et future, et les consommateurs maximisent leur utilité intertemporelle libres de prêter et d'emprunter au même taux d'intérêt sous une contrainte budgétaire qui porte sur la totalité de leur durée de vie. L'application de l'« approche différentielle » (Theil, 1980) aboutit à un système de demande qui, pour faciliter les comparaisons avec les études antérieures, peut s'exprimer en termes de consommation « économique » (consommation de services rendus par les biens durables et de biens non durables et de services) et de consommation de biens non durables et de services. Dans ce système, l'équation de consommation type se présente sous la forme suivante (avec en plus un terme représentatif des prix relatifs dans le cas des biens non durables)<sup>12</sup> :

$$\hat{c}_t = b_0 + \sum_{s=0}^{T-t} b_{1,t+s} r_{t+s} + b_2 \ln(Q_{t-1}/c_{t-1}^E) + b_3 \epsilon_t + \sum_{s=0}^{T-t} b_{4,t+s} \hat{g}_{t+s} + u_t \quad [1]$$

- où  $c_t$  = consommation au sens générique du terme en termes réels ;  
 $c_t^E$  = consommation « économique » en termes réels ;  
 $g_t$  = consommation publique de biens et services en termes réels ;  
 $r_t$  = taux réel de rendement des actifs détenus de la période  $t-1$  à la période  $t$  ;  
 $Q_t$  = richesse intertemporelle en termes réels ;  
 $u_t$  = composante aléatoire ;

sachant que, pour toute variable  $x$ ,  $\hat{x} = A (\ln x)$ .

L'équation [1] exprime le taux de croissance de la consommation en fonction d'une moyenne pondérée des taux d'intérêts réels courants et futurs, du rapport richesse/consommation en début de période, des innovations dans le flux attendu des revenus nets du travail et des taux courants et futurs de croissance de la consommation publique. Les variables affectées d'un indice  $t+i$  ( $i=0,1,2,\dots,T$ ) représentent les anticipations ponctuelles formulées au début de la période  $t$  sur la base des informations disponibles à la fin de la période  $t-1$  ( $T$  étant l'horizon économique du décideur).

Cette équation décrit, en situation d'équilibre, la réaction de la consommation à une variation des prix relatifs et des revenus qui affecte la contrainte budgétaire intertemporelle des particuliers. Si le rapport richesse/consommation  $y$  apparaît sous forme décalée, c'est parce que, contrairement à ce qui se passe dans les modèles classiques du cycle de vie, les préférences ne sont pas supposées avoir un caractère homothétique. En l'absence d'homothéticité, la répartition de la consommation entre les différentes périodes dépend à la fois des prix relatifs et du montant de la richesse intertemporelle. Si les préférences avaient un caractère homothétique, le rapport richesse/consommation décalé serait fonction des taux d'intérêts réels et des prix relatifs décalés. Si l'on ajoutait à l'hypothèse d'homothéticité celle que les anticipations sont rationnelles, les innovations dans les revenus  $w_t$  deviendraient un bruit blanc et l'équation [1] pourrait être regardée comme une généralisation du modèle de cycle de vie stochastique de Hall<sup>13</sup>. On notera toutefois que l'équation [1], de même que la majeure partie de l'analyse présentée ci-après, peut aussi être interprétée en vue d'un modèle à correction d'erreurs du type de celui proposé par Davidson *et al.* (1978), le rapport richesse/consommation décalé jouant alors le rôle d'un mécanisme de contrôle au niveau des encours.

Les coefficients de l'équation [1] sont fournis par le rapport entre les paramètres structurels – qui dépendent des préférences et des conditions initiales – et la part des deux catégories de biens dans les dépenses totales. Barnett (1979) montre que, sous des conditions peu contraignantes, les modèles s'apparentant à l'équation [1] peuvent être regardés comme des systèmes de demande agrégée à coefficients constants dans le temps. En particulier, la constance des coefficients au niveau macro-économique n'implique pas une même constance au niveau micro-économique.

L'analyse économétrique utilise des versions estimables de l'équation [1] pour la consommation ((économique) et la consommation de biens non durables. Une équation identique est aussi estimée pour l'ensemble des dépenses de consommation au sens des comptes nationaux<sup>14</sup>. Si l'on veut utiliser l'équation [1] pour évaluer le bien fondé empirique de l'hypothèse d'ultrarationalité, il faut encore procéder à deux opérations supplémentaires. Premièrement, il faut établir une formulation de la richesse intertemporelle ( $Q_t$ ) qui incorpore les hypothèses du modèle de référence et du modèle de Barro. Deuxièmement, il faut représenter cette

spécification de la richesse, ainsi que les autres variables du modèle, par des indicateurs observables.

## B. Incorporation des hypothèses du modèle de référence et du modèle de Barro

Selon l'approche ultrarationnelle, les particuliers englobent la contrainte intertemporelle des pouvoirs publics dans leurs propres contraintes budgétaires. La contrainte budgétaire intertemporelle du consommateur représentatif s'écrit habituellement de la façon suivante :

$$Q_t = w_{t-1}(1 + r_t) + b_{t-1}(1 + r_t) + y_t^T - \tau_t^T$$

où  $w$  est le patrimoine en termes réels en fin de période, déduction faite de l'encours de la dette publique en termes réels en fin de période,  $b$  ;  $y^T$  et  $\tau^T$  représentent la valeur actualisée du flux de revenus futurs du travail en termes réels,  $y$ , et des ressources réelles absorbées par le secteur public,  $\tau$ , au cours de la durée de vie économique du décideur, laquelle est censée se terminer au temps  $T$  ( $0 < T < \infty$ ). Si l'on suppose que les pouvoirs publics établissent leurs plans à l'horizon  $TG$  ( $0 < TG < \infty$ ), et si l'on fait abstraction des financements par création monétaire, on peut écrire de la même manière la contrainte budgétaire intertemporelle du secteur public :

$$b_{t-1}(1 + r_t) + g_t^{TG} = \tau_t^{TG}$$

où  $g^{TG}$  est la valeur actualisée des dépenses publiques courantes et futures en termes réels et  $\tau^{TG}$  est la valeur actualisée des impôts courants et futurs en termes réels déduction faite des transferts (hors paiements d'intérêts sur la dette publique)<sup>15</sup>. On notera que, si l'horizon temporel retenu par les pouvoirs publics pour leurs plans est infini, cette équation établit simplement que les flux de paiements d'intérêts courants et futurs au titre de la dette publique doivent être financés par des flux correspondants d'excédents sur le budget primaire. Elles n'impliquent aucune contrainte sur le remboursement du principal<sup>16</sup>.

Si l'on suppose que les agents économiques perçoivent correctement la contrainte du secteur public de sorte que les écarts par rapport à l'ultrarationalité tiennent uniquement au fait que la date d'imposition ne coïncide pas avec l'horizon économique des agents, en regroupant les contraintes budgétaires du secteur privé et du secteur public on peut exprimer de la façon suivante la richesse intertemporelle du consommateur représentatif :

$$Q_t = w_{t-1} + (1 - a_8)b_{t-1} + Y_t^d + a_8 s_t - a_7(1 - a_8)q_t b_{t-1} + (y_{t+1}^T - \tau_{t+1}^T) + a_8 \sigma \tau_{t+1}^G \quad [2]$$

où  $Y^d$  est le revenu disponible au sens des comptes nationaux ;  $s$  et  $\sigma$  sont, respectivement, le déficit public brut et net des paiements d'intérêts ;  $q$  est le taux d'inflation attendu entre  $t-1$  et  $t$  ; sachant que pour toute variable  $x$  et tout horizon temporel  $k$ ,  $x_{t+k}^k = x_t^k - x_t$ .

L'équation [2] est une forme générale qui rend compte de l'influence des anticipations budgétaires sur la richesse intertemporelle perçue par les agents économiques. Le paramètre  $a_B$  représente la part des recettes publiques intertemporelles dont le paiement est prévu pendant la durée de vie moyenne des consommateurs. Il est donné par le rapport entre la valeur actualisée des impôts nets attendus par les agents du secteur privé et la valeur actualisée des impôts nets tels qu'ils ressortent de la contrainte budgétaire intertemporelle du secteur public :

$$a_B = (\tau_t^I - \tau_t) / (\tau_t^G - \tau_t)$$

Le paramètre  $a_B$  varie entre zéro et un, et sa valeur implique des conséquences diverses pour le patrimoine selon les divers degrés de coïncidence entre les contraintes intertemporelles du secteur privé et du secteur public. Lorsque les agents économiques opèrent à courte vue ou lorsque l'essentiel de l'impôt touche une période postérieure à leur durée de vie ( $a_B \rightarrow 0$ ), le capital humain des particuliers se compose uniquement du revenu disponible courant, éventuellement ajusté des pertes dues à l'inflation, tandis que la totalité de la dette publique entre dans le patrimoine. Lorsque les agents économiques ont un comportement dynastique ou lorsque l'essentiel des impôts est réparti sur une période incluse dans leur durée de vie ( $a_B \rightarrow 1$ ), le capital humain des particuliers englobe le revenu national courant et les flux futurs de revenus du travail nets de la consommation publique courante et future, et la dette publique n'entre pas dans le patrimoine. Dans le cas général ( $0 < a_B < 1$ ), le montant des dépenses publiques et leur mode de financement ont tous deux une influence sur la richesse intertemporelle perçue par les consommateurs.

Le paramètre  $a_7$  indique jusqu'à quel point les agents sont conscients des pertes qu'inflige à leurs actifs nominaux le taux d'inflation attendu pour la période en cours. Puisqu'il n'est pas tenu compte des pertes dues à l'inflation sur les actifs étrangers ni des pertes en capital autres que celles découlant de l'évolution du niveau général des prix, seul l'encours de la dette publique est sujet à dépréciation. L'ajustement du revenu disponible en fonction des pertes dues à l'inflation est compatible aussi bien avec le mode de comptabilisation du patrimoine de Haig-Simons qu'avec le ((concept central de revenu» de Hicks, qui se définit comme « la valeur maximum que l'agent économique peut affecter à la consommation tout en gardant intacte la valeur réelle de son stock de capital)) (pour une analyse théorique du concept de Hicks, voir Jump, 1980). La présence du paramètre  $a_7$  ( $0 < a_7 < 1$ ) permet de mesurer l'éventuel écart entre le comportement des consommateurs et la théorie de Hicks.

Si  $a_7 = 1$ , l'inflation n'a aucune incidence sur le revenu tel que le perçoivent les agents économiques. Si  $a_7 = 0$ , les agents économiques souffrent d'une sorte d'illusion monétaire et l'inflation entraîne un accroissement de leurs revenus perçus par le biais des transferts d'intérêts nominaux. Enfin, si  $0 < a_7 < 1$ , l'inflation n'influe qu'en partie sur le revenu tel que le perçoivent les agents. Il est important de noter que l'effet de l'inflation (et donc le mécanisme hicksien de correction du revenu disponible) ne présente un intérêt que si le paramètre  $a_8$  n'est pas égal à l'unité car, dans ce dernier cas, la dette publique n'entre plus dans le patrimoine du secteur privé.

### C. Le modèle estimé et ses propriétés

En remplaçant  $Q_t$  par [2] et en exprimant les variables anticipées en termes de grandeurs observables, on obtient la version suivante du modèle [1] :

$$\begin{aligned}
 \epsilon_t = & a_0 + a_1 r_t + a_2 \log(w_{t-2}^*/c_{t-1}^E) + \\
 & + a_3 \log(Y_{t-1}^{*d}/w_{t-2}^*) + a_4 \hat{Y}_t^* + \\
 & + a_5 (\hat{Y}_t^* - \hat{Y}_{t-1}^*) + a_6 \hat{g}_t
 \end{aligned} \quad [3]$$

Dans l'équation [3],  ${}_{t-1}x_t$  représente la valeur de la variable  $x$  anticipée sur la base des informations disponibles à la période  $t-1$ , et les variables affectées d'un astérisque correspondent aux trois composantes de la richesse intertemporelle tel qu'elle ressort des hypothèses incorporées – à savoir le patrimoine de départ ( $w^*$ ), le revenu disponible courant ( $Y^{*d}$ ) et les revenus nets futurs du travail ( $Y^*$ ) :

$$\begin{aligned}
 w_{t-2}^* &= w_{t-2} + (1 - a_8) b_{t-2} \\
 Y_{t-1}^{*d} &= Y_{t-1}^d + a_8 s_{t-1} - a_7 (1 - a_8) {}_{t-2}q_{t-1} b_{t-2} \\
 {}_{t-1}Y_t^* &= {}_{t-1}Y_t - {}_{t-1}\tau_t + a_8 {}_{t-1}\sigma_t
 \end{aligned}$$

Le modèle exprime le taux de variation de la consommation en fonction du taux d'intérêt réel attendu, des rapports patrimoine/consommation et revenu/consommation de la période précédente, du taux de croissance anticipé et non anticipé du revenu net du travail et du taux de croissance de la consommation publique.

Pour obtenir le modèle [3], sur lequel repose l'analyse, il faut procéder à plusieurs approximations. Premièrement, une approximation linéaire est utilisée pour décomposer le logarithme de  $Q_t$  en ses trois composantes<sup>7</sup>. Deuxièmement, les anticipations sont supposées être à courte vue, c'est-à-dire que, pour tout  $x$ ,

$${}_{t-1}x_{t+i} = {}_{t-1}x_t \quad \text{pour tout } i > 0.$$

Troisièmement, le rapport entre le logarithme de la valeur actualisée des revenus futurs et le revenu disponible courant est représenté par la croissance du revenu attendue pour la période suivante, et les innovations dans le flux attendu des revenus du travail sont représentées par l'erreur de prévision sur le revenu :

$$\log(Y_{t-1}^*/Y_{t-1}^{*d}) = \hat{Y}_t^*$$

$$\epsilon_t = \hat{Y}_t^* - \hat{Y}_{t-1}^*$$

On notera que, étant donné les hypothèses incorporées dans la définition du revenu net, les variables représentatives de la croissance attendue et non attendue du revenu peuvent s'écrire de la manière suivante :

$$\hat{Y}_t^* = \hat{Y}_{t-1} + a_8 \gamma_{t-1}(\hat{Y}_{t-1} - \hat{g}_{t-1}) + (1-a_8) \theta_{t-1}(\hat{Y}_{t-1} - \hat{\tau}_{t-1})$$

$$(\hat{Y}_t^* - \hat{Y}_{t-1}) = (1+a_8 \gamma_{t-1} + (1-a_8) \theta_{t-1})(\hat{Y}_{t-1} - \hat{g}_{t-1}) +$$

$$- a_8 \gamma_{t-1}(\hat{g}_{t-1} - \hat{g}_{t-2}) - (1-a_8) \theta_{t-1}(\hat{\tau}_{t-1} - \hat{\tau}_{t-2})$$

où  $\theta_t$  et  $\gamma_t$  sont les rapports impôts/revenu et dépense/revenu qui ressortent des hypothèses sous-jacentes :

$$\gamma_t = (g_t / Y_t^*)$$

$$\epsilon_t = (\tau_t / Y_t^*)$$

Les formules représentatives de la croissance anticipée et non anticipée du revenu montrent comment, dans le modèle [3], les anticipations du marché concernant les taux de croissance de la consommation publique et des impôts nets peuvent affecter la consommation privée.

Etant donné les définitions du patrimoine, du revenu disponible, et du revenu net futur du travail, la spécification du modèle dépend, de façon non linéaire, des paramètres représentatifs de la correction des effets de l'inflation et de l'actualisation de l'impôt,  $a_7$  et  $a_8$ . Les anticipations budgétaires influent sur le modèle par trois canaux : la définition du patrimoine,  $w^*$ , la définition du revenu disponible courant,  $Y^{*d}$ , et la définition de la croissance attendue et non attendue du revenu. Ce dernier mécanisme n'est généralement pas pris en compte dans les autres études. En faisant varier  $a_7$  et  $a_8$  sur l'intervalle  $[0,1]$ , on obtient trois spécifications limites : le modèle de référence ( $a_7=0, a_8=0$ ), le modèle de Hicks ( $a_7=1, a_8=0$ ) et le modèle de Barro ( $a_8=1$ ).

Les restrictions imposées aux coefficients sont de deux types : elles peuvent être internes à l'équation ou toucher plusieurs équations. Les restrictions internes à l'équation sont les suivantes :

$$R1 \quad a_2, a_3, a_4, a_5, > 0$$

$$R2 \quad a_2 \geq a_3$$

$$R3 \quad 0 \leq a_7, a_8 \leq 1$$

En situation d'équilibre, où la structure dynamique du modèle dépend de l'hypothèse que les préférences ne sont pas homothétiques, les coefficients  $a_2$  à  $a_5$  sont directement liés aux effets de revenu au sens de Slutsky. La première restriction découle de l'hypothèse que ces effets sont positifs. La seconde s'explique par le fait que l'élasticité à court terme de la consommation au patrimoine est égale à  $(a_2 - a_3)$ .

La troisième, pour sa part, découle de la définition de  $a_7$  et de  $a_8$  fournie dans le paragraphe précédent.

Aucune restriction ne peut être imposée sur le signe des coefficients  $a_0$ ,  $a_1$  et  $a_6$ . Le coefficient du taux d'intérêt ( $a_1$ ) regroupe à la fois un effet de substitution intertemporelle (négatif) et un effet de revenu (positif). De même, l'incidence de la consommation publique ( $a_6$ ) n'est pas évidente *a priori*, car on n'a aucune raison de penser que cette activité du secteur public est substituable (ou complémentaire) à la consommation privée. Enfin, on notera que, même si dans la dérivation du modèle [3] la constante ne joue pas un rôle spécifique (alors que les autres coefficients dépendent des préférences,  $a_0$  est uniquement fonction des conditions initiales), il est facile d'imaginer des extensions du modèle dans lesquelles ce coefficient rendrait compte des variations dans le temps de la structure des préférences (Theil, 1975).

Quant aux restrictions portant sur plusieurs équations, il en est deux évidentes qui concernent, respectivement, les paramètres représentatifs de l'actualisation de l'impôt et de la correction des effets de l'inflation. En effet, si les agents économiques sont rationnels, ces paramètres doivent être les mêmes dans les deux équations (les coefficients des équations de consommation de biens non durables et services et de consommation économique étant indexés respectivement par  $N$  et  $E$ ) :

$$R4 \quad a_7^N = a_7^E \quad \text{and} \quad a_8^N = a_8^E$$

Une autre restriction moins évidente concerne les coefficients du revenu et du patrimoine. En effet, la symétrie dans la dérivation des deux équations implique que :

$$R5 \quad (a_2^E / a_2^N) = (a_3^E / a_3^N) = (a_4^E / a_4^N) = (a_5^E / a_5^N)$$

Il découle de ces restrictions que le revenu doit avoir le même effet sur les deux agrégats représentatifs de la consommation, quelle que soit la composante de la richesse intertemporelle utilisée. On notera par ailleurs que, conformément à la théorie du cycle de vie de la consommation, l'élasticité de la consommation par rapport au revenu et par rapport au patrimoine doit être égale à l'unité à l'état stationnaire (Modigliani et Ando, 1963)<sup>18</sup>.

Enfin, il convient de rappeler que, lorsque les paramètres  $a_2$  et  $a_3$  sont soumis à des restrictions appropriées, le modèle ne diffère pas d'un modèle à correction d'erreurs doté d'un mécanisme de contrôle au niveau des encours. Cependant, on se place alors dans un contexte de déséquilibre et la signification des coefficients  $a_2$  à  $a_5$  s'en trouve modifiée. Ceux-ci doivent alors être rapportés aux paramètres de la fonction sous-jacente d'ajustement des coûts,  $a_2$  représentant le contrôle au niveau des flux,  $(a_2 - a_3)$  le contrôle au niveau des encours, et  $a_4$  et  $a_5$  les contrôles au niveau des taux de croissance. Si l'ajustement des coûts se fait selon une fonction de forme quadratique, plus la valeur de  $a_2$  et/ou de  $(a_2 - a_3)$  est élevée, plus le mécanisme de correction des erreurs est lent.

## IV. ANALYSE ÉCONOMÉTRIQUE

### A. Les données

Le modèle [3] a été estimé en utilisant trois mesures différentes de la consommation par habitant : la consommation ((économique) (CE) – consommation de biens non durables, de services et de services rendus par les biens durables ; la consommation de biens non durables et de services (CND) ; et les dépenses totales de consommation (C). Ces estimations ont été réalisées à partir des données annuelles couvrant la période 1961 à 1985 pour huit pays de l'OCDE – les États-Unis, le Japon, l'Allemagne, la France, le Royaume-Uni, l'Italie, le Canada et la Belgique. En supposant, par simplicité, que le taux de rendement des biens durables est en moyenne proche de zéro, le flux réel de services rendus par les biens durables a été posé égal à la dépréciation de leur stock en début de période<sup>19</sup>. Le patrimoine a été défini comme la somme du stock de capital et de logements du secteur privé (net des déclassements), du stock de biens durables et du stock d'actifs nets détenus sur l'étranger. Sauf dans le cas de l'Italie – pays pour lequel les données concernent le secteur public – la dette publique, l'excédent du budget de l'État, les recettes publiques nettes et la consommation publique concernent l'ensemble des administrations publiques. L'excédent du budget est donné par l'épargne nette courante des administrations publiques, et la dette publique nette par l'encours du passif déduction faite des actifs financiers<sup>20</sup>. Les anticipations concernant le revenu, la consommation publique et l'inflation sont données par la moyenne simple des prévisions annuelles publiées dans les numéros successifs de Perspectives économiques de l'OCDE ; les anticipations concernant les impôts nets sont représentées par les taux de croissance effectifs<sup>21</sup>.

En règle générale, les données de flux (consommation privée et publique, revenu et impôts nets), les déflateurs, les taux d'intérêt et les statistiques démographiques proviennent de sources OCDE (Comptes nationaux, fichier intérêts de la Base de données analytiques, Statistiques de la population active), tandis que les données de stock (composantes du patrimoine) ont été tirées des comptes de patrimoine sectoriels ou d'autres sources nationales. Dans quelques cas, les données de stock ont été partiellement calculées à partir des flux par la méthode de l'inventaire permanent. On trouvera une description plus détaillée des données et de leurs sources dans l'étude de Nicoletti (1988).

Les pays étudiés ont eu des expériences très diverses en ce qui concerne la dette et le déficit du secteur public. Les graphiques A à C donnent une idée de l'évolution de leur dette publique, de leur déficit et de l'épargne du secteur privé au cours de la période étudiée. Il en ressort trois grandes tendances pour la dette et le déficit :

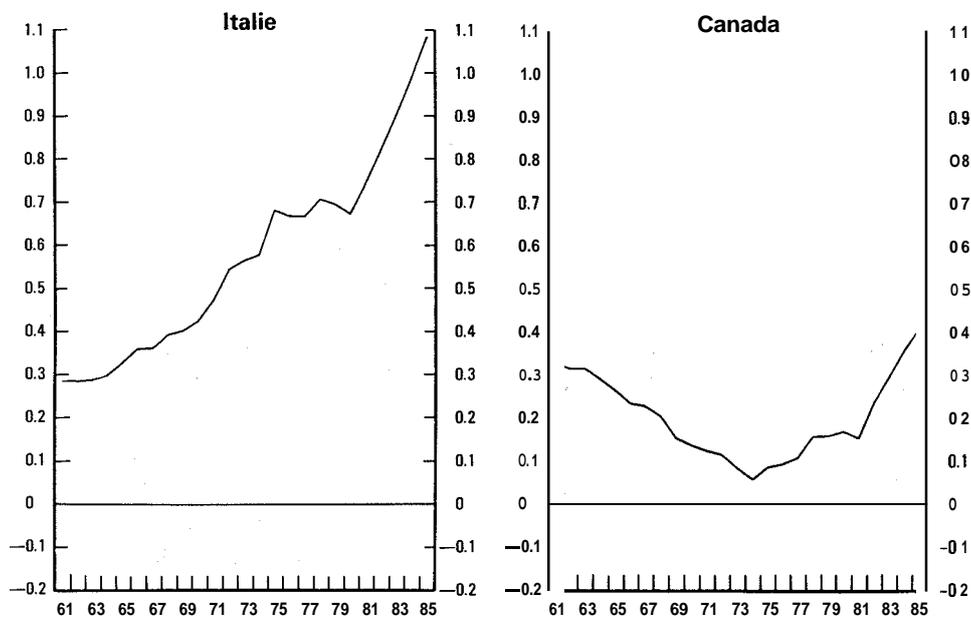
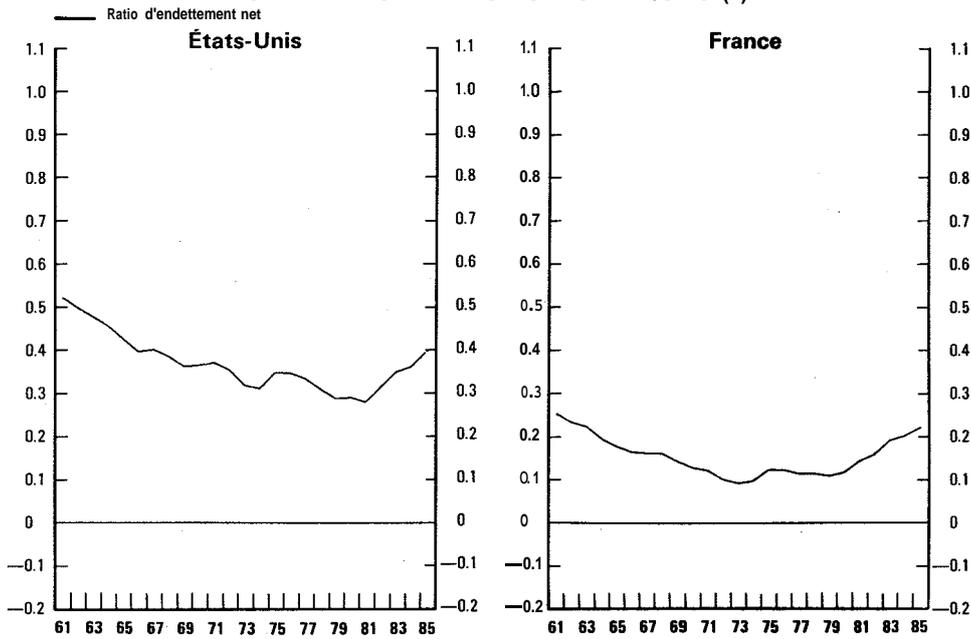
- Premièrement, dans tous les pays, le niveau tendanciel de l'excédent du secteur public a toujours été inférieur pendant la dernière décennie à son niveau de la période précédente.
- Deuxièmement, sauf au Japon et en Allemagne, où une tendance à la hausse de l'excédent primaire s'est dessinée dès **1975**, la variation du niveau de l'épargne nette du secteur public et sa tendance à la baisse tiennent à la fois à une diminution de l'excédent primaire et à l'effet de l'accumulation de la dette sur la composante intérêts des transferts courants. Dans de nombreux pays, la tendance à la hausse du ratio d'endettement est devenue très marquée au début des années 80 et, dans certains cas (Italie, Belgique, Etats-Unis et Canada), elle a même pris une forme explosive (pour une analyse plus détaillée de l'évolution historique et prévue de la dette dans les pays de l'OCDE, voir Chouraqui et al., **1986**).
- Troisièmement, sauf en Italie et au Canada, le solde du budget de l'Etat hors intérêt s'est amélioré à la fin de la période mais, le plus souvent, cette amélioration n'a pas suffi à stabiliser les ratios d'endettement.

Compte tenu de ces tendances, il semble que l'évolution de ces dernières années fournisse un cadre idéal pour tester les conséquences de l'hypothèse des anticipations budgétaires et du modèle de Barro. L'épargne du secteur public n'a cessé de diminuer et, dans la plupart des pays, si l'Etat entend effectivement rester solvable à long terme, il convient d'opérer rapidement des ajustements budgétaires afin de modifier l'évolution apparemment intenable de l'accumulation de dettes (voir Chouraqui et al., **1986**). Dans ces conditions, l'hypothèse d'ultrarationalité voudrait que la désépargne publique ait été compensée, tout du moins dans une certaine mesure, par un accroissement de l'épargne privée. Au contraire, les modèles classiques du cycle de vie voudraient que l'épargne privée ait diminué parallèlement à l'épargne publique et qu'on ait donc observé une baisse encore plus marquée du taux d'épargne national.

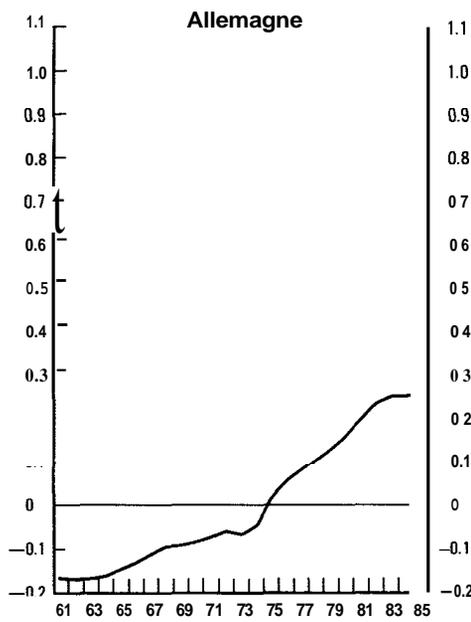
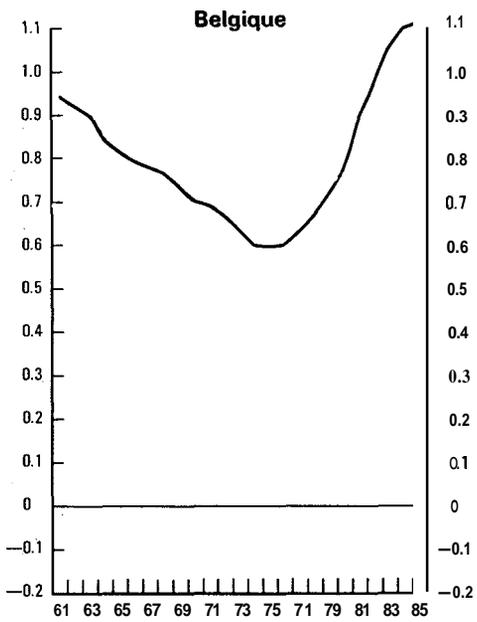
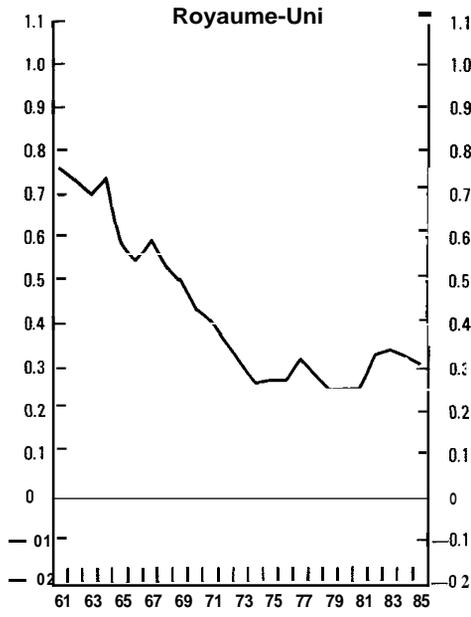
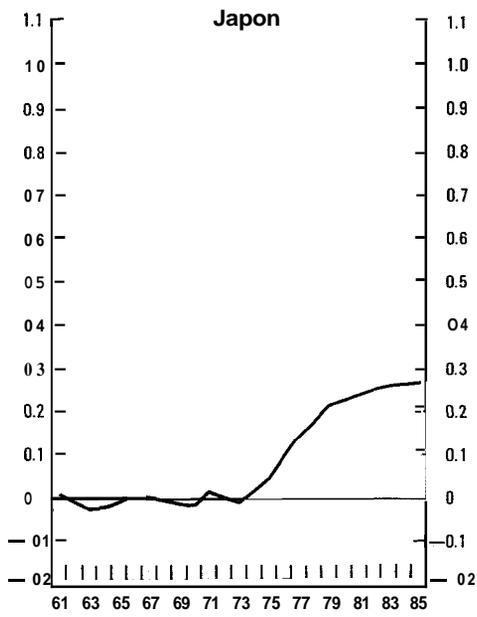
Qu'indique une comparaison de l'évolution des taux d'épargne du secteur public, du secteur privé et de la nation ? Le graphique C fournit le profil temporel des taux d'épargne privés et nationaux (nets de la consommation de capital fixe) en surimposition sur l'épargne nette des administrations publiques. Pour plus de clarté, le graphique montre aussi les tendances linéaires interrompues des séries chronologiques relatives à l'épargne sectorielle.

Les évolutions qui ressortent de ces graphiques ne corroborent guère l'hypothèse de l'ultrarationalité. Si de **1961 à 1973** le taux d'épargne du secteur privé a en général suivi une évolution compatible avec l'hypothèse d'actualisation de l'impôt (dans tous les pays à l'exception du Canada, il a suivi une évolution inverse à celle de l'excédent du secteur public), l'évolution de la période plus récente est, dans une large mesure, incompatible avec le modèle de Barro (le taux d'épargne des

GRAPHIQUE A  
**RATIO D'ENDETTEMENT NET  
 DES ADMINISTRATIONS PUBLIQUES (a)**



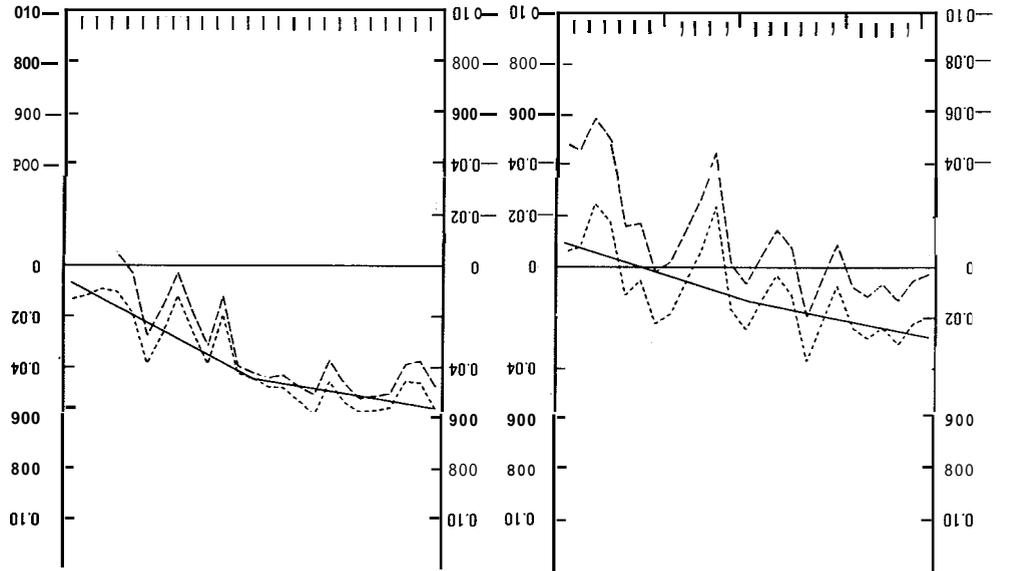
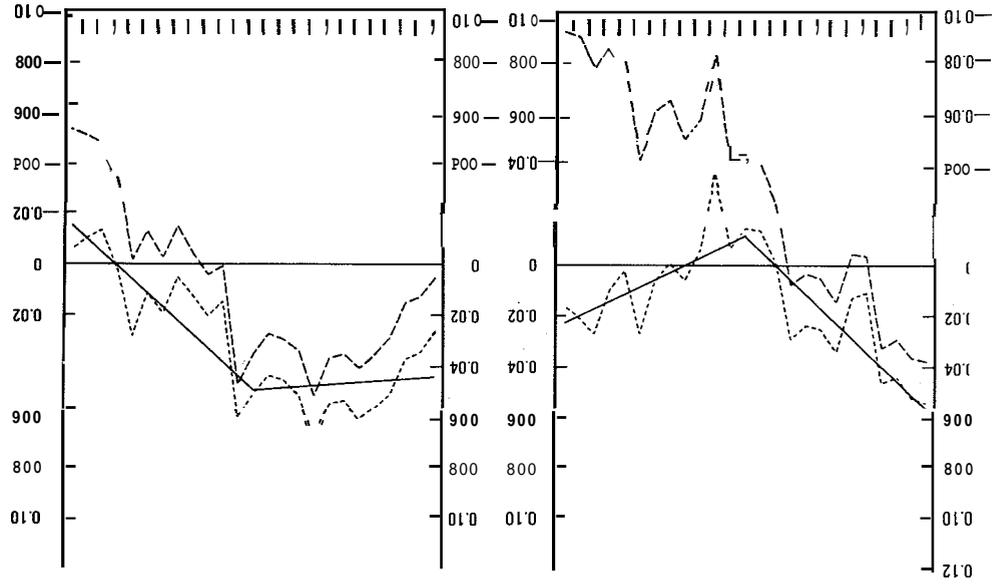
a) Tous les taux sont calculés par rapport au revenu national net.



a) Tous les taux sont calculés par rapport au revenu national net.

OL

1

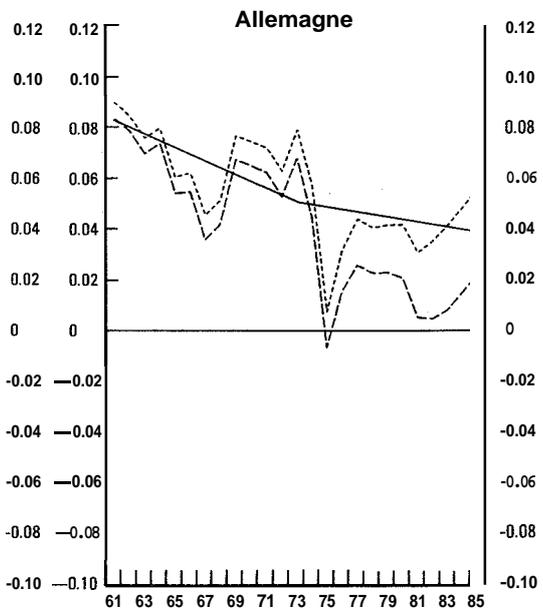
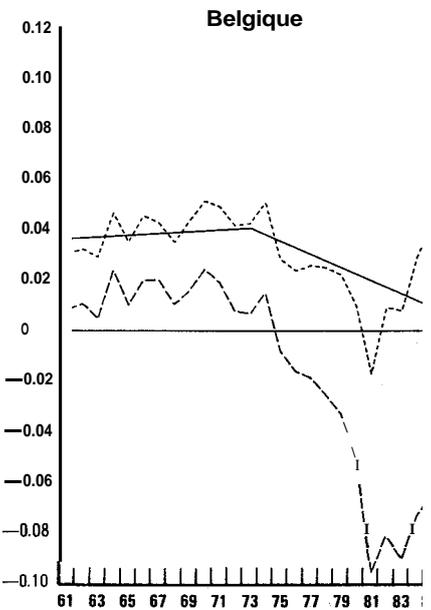
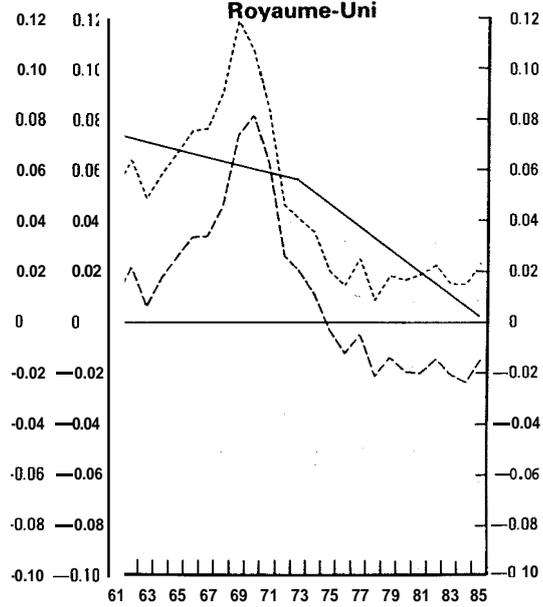
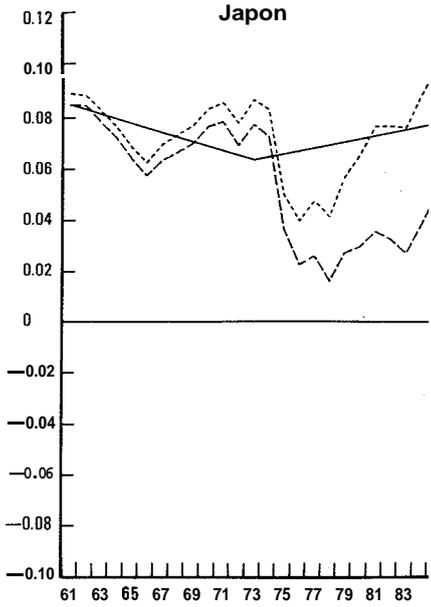


GRAPHIQUE B<sub>1</sub> (suite)

### TAUX D'ÉPARGNE NETS DES ADMINISTRATIONS PUBLIQUES (a)

..... Taux d'épargne net des administrations publiques  
 ——— Tendance linéaire interrompue (b)

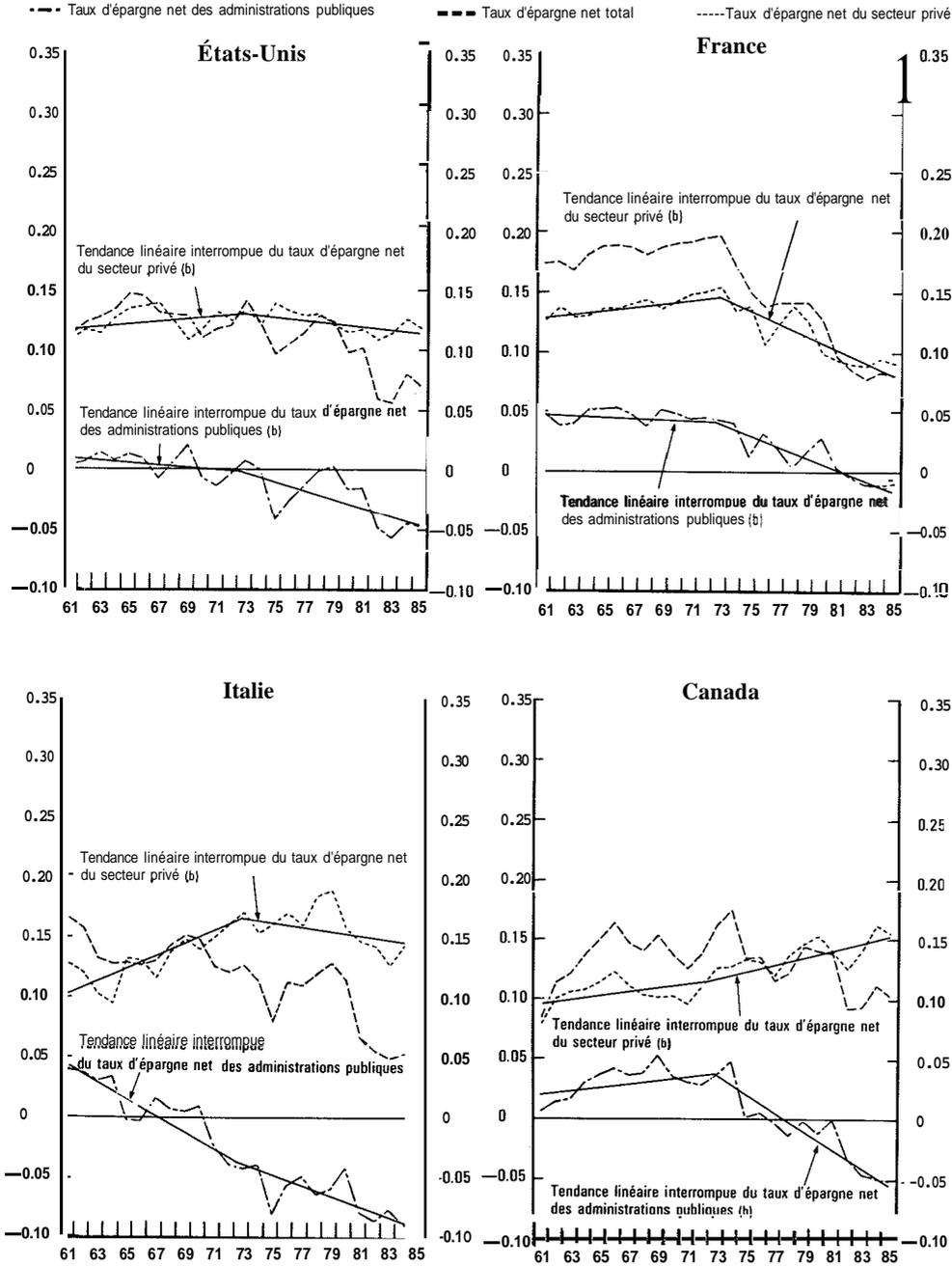
----- Taux d'épargne net des administrations publiques  
 après déduction des versements d'intérêts



a) Voir graphique A.  
 b) L'année de rupture est 1970 pour le Royaume-Uni et 1973 pour les autres pays.

GRAPHIQUE C

TAUX D'ÉPARGNE SECTORIELS ET NATIONAUX (a)



a) Voir graphique A.  
b) Voir graphique B.

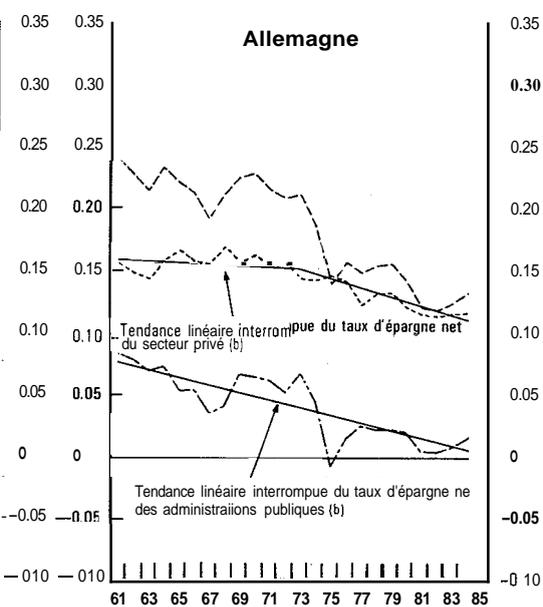
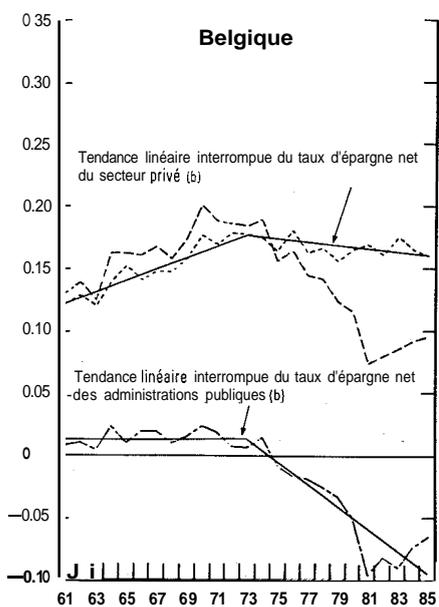
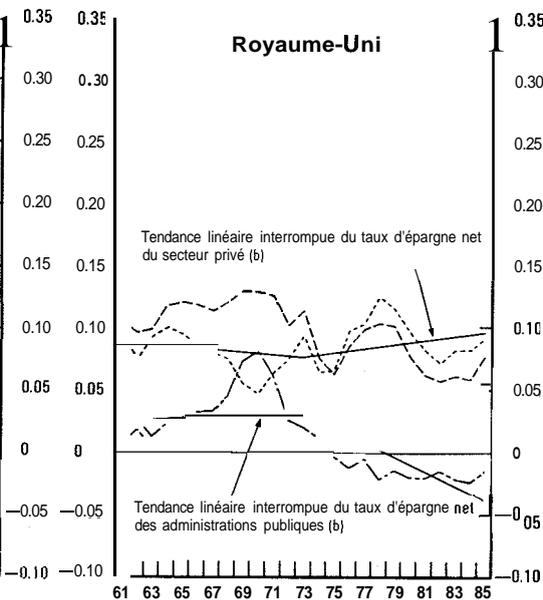
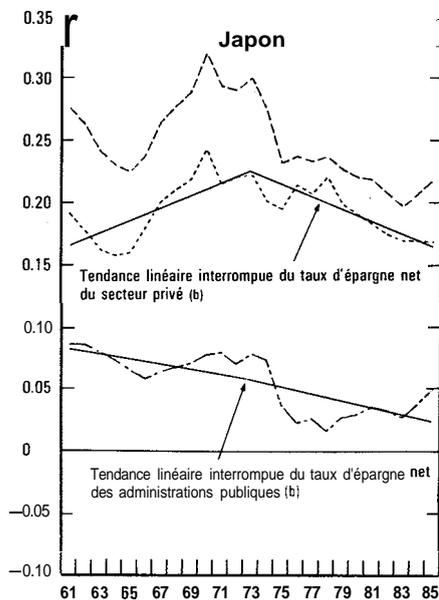
GRAPHIQUE C (suite)

### TAUX D'ÉPARGNE SECTORIELS ET NATIONAUX (a)

--- Taux d'épargne net des administrations publiques

--- Taux d'épargne net total

..... Taux d'épargne net du secteur privé



particuliers présente les mêmes caractéristiques que le taux d'épargne du secteur privé au cours de la période étudiée, si ce n'est que son évolution est plus irrégulière). Compte tenu de ce qui a été dit plus haut, la période 1974 à 1985 constitue bien sûr un meilleur cadre pour vérifier la validité du modèle, car c'est précisément au cours de cette période que l'évolution du solde budgétaire est devenue intenable dans de nombreux pays. Cela étant, sauf au Royaume-Uni et au Canada, le taux d'épargne du secteur privé a accompagné la tendance à la baisse de l'épargne publique, marquant une légère diminution tendancielle qui, à première vue, va à l'encontre des prédictions du modèle de Barro. Dans aucun pays le taux d'épargne du secteur privé n'a été suffisamment soutenu pour compenser la diminution de l'épargne publique. En conséquence, le taux d'épargne national était généralement inférieur en 1985 à son niveau de 1970.

Bien entendu, ces observations concernant l'évolution simultanée de l'épargne privée et de l'épargne publique n'invalident pas forcément l'hypothèse des anticipations budgétaires, ni même l'axiome de l'équivalence ricardienne. Il est, en toute logique, possible qu'un accroissement du déficit entraîne en fait une augmentation de l'épargne privée mais que d'autres facteurs la fassent baisser, compensant ainsi l'effet ricardien (Poterba et Summers, 1987). Seule une analyse économétrique tenant compte de l'effet simultané sur l'épargne d'autres variables (comme le revenu, le patrimoine, les taux d'intérêt réels, etc.) permet d'obtenir des informations supplémentaires sur ce point.

## **B. Estimations et tests**

Sur la base du modèle [3], on a estimé des équations pour CE, CND et C à partir de l'ensemble des données et de données nationales. Les estimations simultanées des paramètres  $a_7$  et  $a_8$  ont été obtenues par « balayage » de vingt-cinq valeurs comprises dans l'espace  $[(0, 1), (0, 1)]$ .

Etant donné la procédure utilisée, l'ordre de grandeur estimé de  $a_7$  et  $a_8$  a une signification limitée en soi. Il n'est pas possible de déterminer si ces valeurs sont statistiquement significatives prises séparément et, dans certains cas, la surface de vraisemblance associée aux régressions est trop plate pour que les résultats du balayage aient une quelconque fiabilité statistique. On s'est toutefois efforcé de tirer des données des informations utiles en procédant de deux manières. Premièrement, on a effectué des tests de Fischer sur les diverses restrictions imposées conjointement sur  $a_7$  et  $a_8$  en conservant l'hypothèse que leur ((vraie)) valeur est celle qui résulte du balayage. Ces tests sont regardés comme des vérifications de la robustesse des résultats du balayage. Deuxièmement, on s'est efforcé de mieux isoler les unes des autres les spécifications du modèle résultant des restrictions en posant l'hypothèse que ces spécifications ne sont pas emboîtées, c'est-à-dire qu'il n'est pas possible d'en obtenir une à partir d'une autre en imposant des restrictions adéquates sur les paramètres.

Davidson et MacKinnon (1981) ont mis au point une procédure très simple permettant de comparer des modèles non emboîtés. Une des spécifications est retenue comme hypothèse nulle et on régresse la variable dépendante sur ce modèle augmenté des prévisions découlant de l'autre spécification testée. Dans le cas de modèles linéaires (comme l'est celui qui nous intéresse lorsque  $a_7$  et  $a_8$  ne peuvent prendre d'autres valeurs que celles qui leur sont préassignées), la statistique déterminante est le  $J$  de Davidson et MacKinnon. Il s'agit tout simplement de la valeur du  $t$  de Student associée dans la régression au coefficient de la prévision découlant de la spécification alternative. Si cette valeur est supérieure au seuil critique correspondant, l'hypothèse nulle est rejetée. Ce test repose sur une idée intuitive évidente : la spécification d'un modèle est rejetée si les informations fournies par la spécification concurrente améliorent sensiblement l'adéquation du modèle. Le test peut être inversé (c'est-à-dire que les rôles de l'hypothèse nulle et de l'hypothèse alternative sont inversés), ce qui permet, en principe, de choisir une spécification qui n'est jamais rejetée par les données. Il est bien évidemment possible que les deux hypothèses soient rejetées tour à tour ou qu'aucune des deux ne le soit. Dans ce cas, le test ne fournit aucune indication importante sur la spécification « correcte » du modèle. Le test de Davidson et MacKinnon a été effectué sur les trois cas limites, à savoir le modèle de référence, le modèle de Hicks et le modèle de Barro.

Dans l'examen des estimations et des tests, il n'est pas tenu compte de l'effet des prix relatifs, qui n'est jamais significatif, ni de l'effet direct d'éviction de la consommation publique qui n'est pas significatif dans la plupart des cas. Ce dernier effet est succinctement étudié dans la section suivante (les lecteurs intéressés par une analyse plus détaillée sont priés de se reporter à l'étude de Nicoletti, 1988).

#### **a) Estimations tous pays confondus**

Le tableau 1 présente les résultats des régressions sur l'ensemble des données effectuées pour les agrégats CE, CND et C. Pour chaque agrégat, le tableau 1.A indique l'estimation qui ressort de l'équation « préférée » (c'est-à-dire celle qui découle du balayage) et le tableau 1.B fournit les résultats des tests de Fischer et de Davidson et McKinnon. L'adéquation du modèle semble relativement bonne. Les erreurs types et les  $R^2$  corrigés sont au-dessus de la moyenne pour un modèle de consommation exprimé en variations logarithmiques et, comme on pouvait s'y attendre, la consommation économique donne des résultats statistiquement supérieurs à ceux des dépenses de consommation au sens des comptes nationaux. Les coefficients ont le signe correct, un ordre de grandeur acceptable et sont assez stables d'une équation à l'autre. Avec les agrégats CND et C, on obtient pour le taux d'intérêt réel un coefficient négatif et significatif qui implique une élasticité à long terme de  $-0.01$  et  $-0.05$ , respectivement. Lorsque l'agrégat retenu est CE, ce

**Tableau 1. Régressions tous pays confondus (1961-85)<sup>a</sup>**

**A. Estimations sans contrainte<sup>b</sup>**

	Nombre d'observations	$a_0$	$a_1$	$a_2$	$a_3$	$a_4$	$a_5$	$a_7$	$a_8$	Ecart type	$R^2$	F
Variable dépendante												
CE	120	-0.001 (0.005)	-0.03 (0.038)	0.1067 (0.015)	0.1066 (0.016)	0.399 (0.043)	0.307 (0.0311)	1	0.75	0.009	0.67	48.8
CND	168	-0.002 (0.003)	-0.051 (0.03)	0.11 (0.013)	0.11 (0.015)	0.391 (0.035)	0.345 (0.028)	1	0.5	0.009	0.7	78.0
C	192	-0.002 (0.003)	-0.093 (0.032)	0.083 (0.014)	0.08 (0.015)	0.569 (0.038)	0.49 (0.031)	1	0.5	0.011	0.73	102.9

**B. Tests d'hypothèses**

Test	$F^c$			$J^d$						
Hypothèse	$H_0$	Estimation sans contrainte			Méthode de référence		Méthode de Hicks		Méthode de Barro	
	$\alpha_1$	Méthode de référence	Méthode de Hicks	Barro	Méthode de Hicks	Barro	Méthode de référence	Barro	Méthode de référence	Hicks
Variable dépendante										
CE		11.6	7.3	1.7	3.0	6.4	-0.08	5.5	2.1	2
CND		18.1	8.7	5.5	3.7	6.2	-0.4	5	3.4	3.4
C		15.7	10.2	13.7	2.8	6	0.3	5.2	5.6	5.5

coefficient est négatif mais il n'est pas significatif. Les variables représentatives du patrimoine et du revenu sont toutes deux très significatives et les chiffres indiquent que les propensions marginales à long terme sont proches de zéro pour le patrimoine et proches des propensions moyennes correspondantes pour le revenu. La restriction R2 est satisfaite et les données ne semblent pas rejeter les restrictions R4 et R5. Enfin, les taux de croissance anticipés et non anticipés du revenu constituent toujours des variables très significatives, qui expliquent à elles seules une grande

partie de l'évolution dans le temps de la variable dépendante. Globalement, les résultats indiquent que la spécification du modèle ne peut pas être rejetée.

La procédure de balayage fournit une valeur égale à l'unité pour le paramètre représentatif de la correction des effets de l'inflation ( $a_7$ ) et des valeurs comprises entre 0.5 et 0.75 pour le paramètre représentatif de l'actualisation de l'impôt ( $a_8$ ). Ces chiffres indiquent que la consommation n'est affectée que par le montant **en termes réels** des paiements d'intérêts au titre de la dette publique et que l'incidence de ces transferts réels est considérablement amoindrie par un fort degré d'actualisation de l'impôt. L'absence d'illusion monétaire est compatible avec l'hypothèse de rationalité des consommateurs ainsi qu'avec les résultats d'autres études concernant l'hypothèse hicksienne de correction des effets de l'inflation. En revanche, les chiffres élevés obtenus pour  $a_8$  vont nettement à l'encontre des résultats obtenus dans les précédentes études de l'hypothèse d'ultrarationalité, lesquelles font généralement apparaître un faible degré d'actualisation de l'impôt. Les présents résultats semblent toutefois très robustes. Sauf dans le cas de l'équation préférée pour CE, qui ne se distingue pas du modèle de Barro, le test de Fischer conduit à rejeter les trois spécifications limites à un seuil élevé de signification. De même, le test de Davidson et McKinnon conduit à rejeter tour à tour le modèle de référence, le modèle de Barro et le modèle de Hicks (bien que ce dernier l'emporte sur le modèle de référence), ce qui laisse à penser que la spécification {(correcte} pourrait correspondre au niveau intermédiaire d'actualisation de l'impôt qui découle du balayage.

Cette conclusion appelle toutefois plusieurs réserves. En règle générale, l'utilisation de données transversales et longitudinales accroît le nombre de degrés de liberté et, du fait qu'elle réduit la multicolinéarité entre les variables explicatives, améliore l'efficacité des estimations, mais l'agrégation de données portant sur plusieurs pays comporte deux dangers, à savoir, le risque d'introduction d'un biais de sélectivité et d'un biais d'hétérogénéité. Il n'est guère probable que le premier, qui découle d'une distorsion dans le choix de l'échantillon, soit très important dans le cas présent, car les données couvrent une large gamme d'expériences en matière de dette et de déficit nationaux. Par contre, l'hétérogénéité entre pays du terme constant et des coefficients du modèle risque d'affecter de façon sensible les résultats de l'analyse.

Pour déterminer l'ampleur du biais d'hétérogénéité, on a effectué une série de tests classiques d'analyse de la covariance. Premièrement, en se fondant sur les résultats du balayage, on a testé les estimations tous pays confondus (c'est-à-dire, l'hypothèse nulle que le terme constant et les coefficients sont homogènes entre pays) contre les estimations nationales (c'est-à-dire, l'hypothèse alternative que le terme constant et les coefficients sont hétérogènes entre pays). Ensuite, un modèle distinguant uniquement les termes constants par pays a été estimé et testé contre les équations nationales. Enfin, la signification simultanée des termes constants

distingués par pays a été testée sous la contrainte de l'homogénéité des autres coefficients du modèle (c'est-à-dire qu'on a comparé le modèle distinguant les termes constants par pays au modèle où les paramètres sont tous homogènes entre pays). Ces tests ont confirmé que l'hypothèse de l'homogénéité des paramètres entre pays ne tient pas. Le premier test a conduit à rejeter l'hypothèse de l'homogénéité complète à un niveau de signification très élevé pour tous les agrégats de consommation. Le second test rejette nettement l'hypothèse que l'hétérogénéité concerne uniquement les termes constants, ce qui laisse à penser que les variables indicatrices représentatives de ces constantes ne permettent pas de rendre compte de façon satisfaisante des différences entre pays. Enfin, le test sous contrainte permet à peine de rejeter l'hypothèse que les valeurs nationales des termes constants sont toutes égales à zéro. Qui plus est, les valeurs estimées des termes constants dans les estimations distinguant ces constantes par pays se sont avérées non significatives dans tous les pays à l'exception des Etats-Unis et du Canada, et les valeurs estimées des termes constants dans les estimations tous pays confondus sont, eux aussi, apparus non significatifs. Les résultats des deux derniers tests et le fait que les termes constants sont non significatifs indiquent que l'hétérogénéité entre pays provient essentiellement des autres coefficients du modèle. Par conséquent, pour obtenir des informations plus fiables sur les paramètres représentatifs de la correction des effets de l'inflation et de l'actualisation de l'impôt, il faut analyser les résultats des équations par pays.

#### **b) Estimations par pays**

Les tableaux 2 à 5 fournissent les résultats des régressions par pays. Comme dans le cas des estimations tous pays confondus, l'adéquation du modèle semble très bonne. Sauf dans le cas du Japon, pays pour lequel se posent vraisemblablement des problèmes de données, le modèle explique en grande partie l'évolution dans le temps de la consommation dans les différents pays, les erreurs types se situant entre 0.5 pour cent (pour les Etats-Unis et la France) et 1.2 pour cent (Italie), et les  $R^2$  corrigés entre 63 pour cent (pour la Belgique) et 86 pour cent (pour la France)<sup>22</sup>. Pour trois des cinq pays pour lesquels on dispose de données sur les services rendus par les biens durables (Etats-Unis, Royaume-Uni et France), l'équation représentative de l'agrégat CE donne de meilleurs résultats que les deux autres (au vu de l'erreur type et du  $R^2$ ), tandis que c'est l'inverse pour l'Italie et, en particulier, pour le Canada ce qui tient probablement au fait que l'on n'a pas utilisé pour ces pays un indicateur satisfaisant des flux de services rendus par les biens durables.

Si l'on considère l'ordre de grandeur des coefficients, on constate que, pour la plupart des pays, les restrictions R 1 et R2 sont respectées. Si l'on prend la moyenne pour l'échantillon de la consommation, du patrimoine et du revenu, les estimations de  $a_2$  et  $a_3$  impliquent des propensions à long terme de la consommation par rapport

Tableau 2. Régressions par pays (1961-85)<sup>a</sup> : Japon et France

A. Estimations sans contrainte<sup>b</sup>

	Variable dépendante	$a_0$	$a_1$	$a_2$	$a_3$	$a_4$	$a_5$	$a_7$	$a_8$	Ecart type	$R^2$	DW	F
Japon	C	-0.026 (0.057)	0.139 (0.1671)	0.1 (0.134)	0.098 (0.114)	0.746 (0.191)	0.601 (0.123)	0.5	0.25	0.015	0.76	1.9	15.9
	CE	-0.008 (0.044)	-0.208 (0.065)	0.076 (0.0581)	0.062 (0.041)	0.386 (0.08)	0.381 (0.077)	0.5	0.5	0.005	0.86	2.4	30.7
France	CND	-0.011 (0.05)	-0.186 (0.068)	0.072 (0.06)	0.058 (0.043)	0.391 (0.083)	0.39 (0.081)	0.5	0.5	0.005	0.84	2.3	26.9
	C	0.02 (0.0681)	-0.28 (0.085)	0.012 (0.088)	0.01 (0.061)	0.567 (0.133)	0.371 (0.1)	0.75	0.75	0.007	0.81	2.5	20.8

Test	$F^c$				$J^d$					
	$H_0$	Estimation sans contrainte			Méthode de référence		Méthode de Hicks		Méthode de Barro	
Hypothèse	$H_1$	référence	Hicks	Barro	Méthode de Hicks	Barro	Méthode de référence	Barro	Méthode de référence	Hicks
	Variable dépendante									
Japon	C	0.4	0.4	1.1	-0.07	1.0	0.1	1.0	1.5	1.5
France	CE	1.2	1.2	1.1	-0.05	1.6	0.3	1.6	1.6	1.6
	CND	1.1	1.2	1.1	0.2	1.5	0.04	1.5	1.6	1.6
	C	1.8	1.9	0.4	-0.03	1.9	0.5	1.9	1.1	1.0

au patrimoine et au revenu se situant dans des fourchettes comprises, respectivement, entre 0 et 0.08 et entre 0.6 1 et 0.8 1. En moyenne, ces estimations sont, respectivement, inférieures et supérieures aux chiffres prévus par Modigliani et Ando (1963) dans le cas d'une économie à l'état stationnaire avec un taux d'intérêt réel nul, mais à peu près compatibles avec ceux-ci. Un examen des rapports entre les coefficients du patrimoine et du revenu dans les équations représentatives de l'agrégat CE et les coefficients correspondants des équations représentatives de l'agrégat CND montre que la restriction R5 est vraisemblablement respectée dans la

Tableau 3. Régressions par pays (1961-85)<sup>a</sup> : Royaume-Uni et Allemagne

A. Estimations sans contrainte<sup>b</sup>

Variable dépendante	$a_0$	$a_1$	$a_2$	$a_3$	$a_4$	$a_5$	$a_7$	$a_8$	Ecart type	$R^2$	DW	F	
Royaume-Unie	CE	-0.016 (0.033)	0.118 (0.05)	0.179 (0.059)	0.177 (0.052)	0.372 (0.047)	0.35 (0.057)	0	0	0.007	0.77	1.6	14.1
	CND	0.002 (0.041)	0.13 (0.063)	0.125 (0.078)	0.131 (0.069)	0.388 (0.06)	0.337 (0.072)	0.25	0	0.009	0.68	1.2	9.4
	C	-0.002 (0.042)	0.076 (0.068)	0.257 (0.093)	0.269 (0.094)	0.57 (0.068)	0.477 (0.077)	0	0	0.009	0.77	1.6	14.3
Allemagne	CND	-0.076 (0.058)	-0.35 (0.127)	0.322 (0.137)	0.292 (0.120)	0.304 (0.094)	0.435 (0.083)	0	0	0.008	0.72	1.8	13.1
	C	-0.069 (0.067)	-0.37 (0.147)	0.332 (0.158)	0.308 (0.138)	0.482 (0.108)	0.66 (0.096)	0	0	0.01	0.78	1.8	18.0

Test	$F^c$				$J^d$					
Hypothèse	$H_0$	Estimation sans contrainte			Méthode de référence		Méthode de Hicks		Méthode de Barro	
	$H_1$	Méthode de référence	Méthode de Hicks	Barro	Méthode de Hicks	Barro	Méthode de référence	Barro	Méthode de référence	Hicks
Royaume-Uni	Variable dépendante									
	CE	0	0.7	7.3	0.01	0.05	1.1	0.2	3.7	3.5
	CND	0.1	0.01	5.8	0.2	-0.6	0.5	-0.6	3.3	3.3
	C	0	1.5	10.7	-0.5	-0.2	1.7	-0.1	5.8	5.0
Allemagne	CND	0	0.5	2.5	-2.0	0.2	2.3	0.4	2.3	2.0
	C	0	0.5	4.8	-2.4	0.3	2.7	0.4	3.3	3.0

Notation: Voir tableau 1.

a) Voir tableau 2.

b) Voir tableau 1.

c) Voir tableau 2.

d) Voir tableau 1.

e) Une variable indicatrice a été ajoutée dans les équations pour rendre compte des mesures de politique des revenus et de politique fiscale appliquées en 1975-76; dans les 3 équations, le coefficient et l'erreur type associés à cette variable indicatrice sont, respectivement, de 0.02 et (0.007).

**Tableau 4. Régressions par pays (1961-85)<sup>a</sup> : Etats-Unis et Canada**

**A. Estimations sans contrainte<sup>b</sup>**

	Variable dépendante	$a_0$	$a_1$	$a_2$	$a_3$	$a_4$	$a_5$	$a_7$	$a_8$	Ecart type	$R^2$	DW	F
Etats-Unis	CE	-0.23 (0.086)	0.32 (0.086)	0.489 (0.122)	0.372 (0.079)	0.542 (0.074)	0.399 (0.049)	1	0.25	0.005	0.78	1.8	17.7
	CND	0.271 (0.93)	0.292 (0.081)	0.547 (0.128)	0.407 (0.083)	0.51 (0.072)	0.413 (0.055)	1	0	0.006	0.76	1.8	16.4
	C	-0.222 (0.095)	0.323 (0.097)	0.747 (0.211)	0.671 (0.174)	0.746 (0.089)	0.595 (0.067)	0.25	0.25	0.007	0.8	1.6	20.2
Canada	CE	0.183 (0.062)	0.363 (0.187)	0.163 (0.061)	0.32 (0.072)	0.444 (0.112)	0.404 (0.093)	0.25	0.25	0.011	0.65	1.9	9.8
	CND	0.217 (0.043)	0.459 (0.131)	0.135 (0.043)	0.317 (0.05)	0.442 (0.078)	0.42 (0.064)	0.75	0.25	0.008	0.82	2.0	22.5
	C	0.178 (0.042)	0.328 (0.131)	0.182 (0.061)	0.334 (0.069)	0.67 (0.077)	0.636 (0.067)	1	0.25	0.008	0.87	1.9	34.0

Test	$F^c$				$J^d$					
Hypothèse	$H_0$	Estimation sans contrainte			Méthode de référence		Méthode de Hicks		Méthode de Barro	
	$H_1$	référence	Méthode de Hicks	Barro	Méthode de Hicks	Barro	Méthode de référence	Barro	Méthode de référence	Hicks
Etats-Unis	Variable dépendante									
	CE	25	0.1	4.2	2.1	1.7	-0.4	1.2	2.4	3.1
	CND	3.1	0	4.9	2.7	1.5	-1.0	0.9	2.3	3.2
	C	1.1	2.4	2.5	0.9	2.4	1.8	2.4	2.8	2.3
Canada	CE	0.2	0.4	1.6	-0.3	0.8	0.6	0.9	1.9	1.8
	CND	0.6	0.7	3.9	0.02	1.2	0.4	1.2	2.8	2.8
	C	1.7	1.4	6.6	0.8	1.6	-0.4	1.6	3.4	3.5

a) Voir tableau 1.

b) Voir tableau 1.

c) Voir tableau 2.

d) Voir tableau 1.

Tableau 5. Régressions par pays (1961-85)<sup>e</sup> : Italie et Belgique

A. Estimations sans contrainte<sup>1</sup>

Variable dépendante	$a_0$	$a_1$	$a_2$	$a_3$	$a_4$	$a_5$	$a_7$	$a_8$	Ecart type	$R^2$	DW	F	
Italie	CE	0.015 (0.056)	0.149 (0.096)	0.136 (0.059)	0.152 (0.044)	0.507 (0.11)	0.331 (0.074)	-	1	0.012	0.76	1.5	16.5
	CND	0.044 (0.049)	0.139 (0.083)	0.096 (0.051)	0.128 (0.038)	0.505 (0.095)	0.392 (0.064)	-	1	0.01	0.82	1.6	22.8
	C	<b>-0.085</b> (0.06)	<b>0.098</b> (0.08)	0.38 (0.103)	0.349 (0.081)	0.498 (0.1)	0.427 (0.66)	-	1	0.01	0.85	1.8	27.8
Belgique <sup>e</sup>	CND	<b>-0.058</b> (0.087)	0.122 (0.139)	0.39 (0.093)	0.39 (0.097)	0.37 (0.096)	-	1	0.5	0.011	0.63	2.4	11.0
	C	-0.082 (0.084)	0.041 (0.132)	0.387 (0.089)	0.361 (0.093)	0.51 (0.092)	-	1	0.5	0.011	0.72	2.5	16.5

Test	$F^c$				$J^d$					
	$H_0$	Estimation sans contrainte			Méthode de référence		Méthode de Hicks		Méthode de Barro	
Hypothèse	$H_1$	référence	Méthode de Hicks	Barro	Méthode de Hicks	Barro	Méthode de référence	Barro	Méthode de référence	Hicks
Italie	Variable dépendante									
	CE	66	4.4	0	27	4.1	-1.9	3.3	-0.9	-0.1
	CND	83	6.1	0	26	4.4	-2.0	3.7	-1.0	-0.5
	C	10.8	8.4	0	1.6	4.9	-0.5	4.2	-1.1	-0.7
Belgique	CND	<b>5.5</b>	0.7	<b>1.3</b>	<b>3.0</b>	<b>3.8</b>	1.0	1.9	<b>0.08</b>	1.3
	C	<b>5.3</b>	<b>0.9</b>	<b>1.1</b>	<b>3.1</b>	<b>3.6</b>	-1.2	1.9	0.7	1.7

Notation: Voir tableau 1.

a) Voir tableau 1.

b) Voir tableau 1.

c) Voir tableau 2.

d) Voir tableau 1.

e) Il n'est fait aucune distinction entre la croissance anticipée et la croissance non anticipée du revenu.

plupart des cas (il conviendrait bien évidemment de vérifier cette supposition au moyen de tests du rapport des vraisemblances portant sur l'ensemble du système de demande). Dans quelques cas (équation représentative de C pour le Royaume-Uni et le Canada, équations représentatives de CND et de CE pour l'Italie et le Canada), la restriction R2 n'est pas satisfaite et on a une élasticité à long terme par rapport au patrimoine négative. Dans le cas du Royaume-Uni et de l'Italie, ces résultats ne sont

pas statistiquement significatifs (il est impossible de rejeter, sur la base d'un simple test  $t$ , l'hypothèse de l'égalité entre  $a_2$  et  $a_3$ ), mais dans celui du Canada, le non-respect de la restriction est Statistiquement significatif et se retrouve dans toutes les équations, de sorte qu'il faut être prudent dans l'interprétation des résultats obtenus pour ce pays.

Pour ce qui est de l'effet du taux d'intérêt ( $a_1$ ), les coefficients estimés font apparaître un effet important et négatif en Allemagne et en France (avec une élasticité à long terme de la consommation par rapport au taux d'intérêt réel attendu de  $-0.03$  et  $-0.01$ , respectivement), un effet non significatif en Italie, en Belgique et au Japon et un effet significatif et positif aux Etats-Unis, au Royaume-Uni et au Canada. Le contexte théorique d'équilibre à partir duquel le modèle a été dérivé ne permet pas de se faire une idée *a priori* du signe de cette variable, car  $a_1$  regroupe des effets de revenu et de substitution qui se compensent et dont l'ordre de grandeur est incertain. De même, on ne peut prévoir avec certitude le signe de ce coefficient lorsqu'on se place dans le cadre d'un modèle à correction d'erreurs. Il n'en reste pas moins que la méthode de Hall, qui utilise l'équation d'Euler et sur laquelle se fondent la plupart des études récentes, veut que la relation entre la croissance de la consommation et le taux d'intérêt réel soit positive. C'est là un point intéressant pour l'interprétation des résultats obtenus pour les Etats-Unis, le Royaume-Uni et le Canada, étant donné que Muellbauer (1986) a montré que des modèles du type de l'équation [3] peuvent être obtenus à partir d'équations d'Euler dans l'hypothèse de préférences non séparables (formation des **habitudes**)<sup>23</sup>.

Globalement, les résultats présentés dans les tableaux 2 à 5 sont encourageants. Les données semblent inciter dans la plupart des cas à accepter la spécification du modèle et, compte tenu des différences de comportement de la consommation par rapport au taux d'intérêt réel et aux variables représentatives du revenu et du patrimoine, l'adoption d'une forme fonctionnelle flexible semble justifiée. Les résultats ne font pas pencher la balance en faveur de l'utilisation d'une approche combinant les hypothèses des anticipations rationnelles et du revenu permanent. Les variables décalées et anticipées jouent toujours un rôle important dans la prévision du niveau de la consommation. Cela laisse à penser que les modèles incorporant des décalages dans le comportement des agents économiques (qu'il s'agisse de l'ajustement des stocks ou de la formation des anticipations) rendent mieux compte de la réalité pour les pays examinés dans la présente étude.

En ce qui concerne maintenant les hypothèses de correction des effets de l'inflation et d'actualisation de l'impôt, les résultats du balayage et des tests d'hypothèses suggèrent de subdiviser les pays en trois groupes. Dans le premier groupe – qui se compose du Japon, de l'Allemagne, du Royaume-Uni et de la France – il est difficile de déterminer statistiquement le degré de correction des effets de l'inflation et d'actualisation de l'impôt ( $a_7$  et  $a_8$ ). Cela vaut tout particulièrement dans le cas du Japon et de la France (tableau 2), pays pour lesquels,

malgré la valeur élevée des estimations de  $a_7$  et  $a_8$ , il est impossible de choisir entre les spécifications sous-jacentes à l'équation [3] sur la base des tests de Fischer et de Davidson et McKinnon<sup>24</sup> ; dans le cas de l'Allemagne et du Royaume-Uni (tableau 3), pour lesquels la valeur estimée de  $a_7$  et  $a_8$  est nulle, les tests ne permettent pas de choisir entre le modèle de référence et le modèle de Hicks mais conduisent à rejeter sans doute possible le modèle de Barro. Pour le second groupe de pays – qui comprend les Etats-Unis et le Canada – les estimations de  $a_7$  sont proches de l'unité, et celles de  $a_8$  faibles mais non négligeables (tableau 4). Dans ce cas, les tests fournissent davantage d'indications. Ils conduisent à rejeter le modèle de Barro et, dans le cas des Etats-Unis, le modèle de référence, ce qui indiquerait une correction totale des effets de l'inflation et un faible degré d'actualisation de l'impôt. Pour le troisième groupe de pays – qui comprend l'Italie et la Belgique (tableau 5) – les estimations simultanées de  $a_7$  et  $a_8$  sont nettement significatives et ont une valeur élevée (proche de l'unité pour les deux coefficients dans le cas de l'Italie et égale, respectivement, à 1 et 0.5 dans celui de la Belgique)<sup>25</sup>. Les tests d'hypothèses conduisent à rejeter sans aucun doute possible le modèle de référence et, dans le cas de l'Italie le modèle de Hicks, tandis que le modèle de Barro ne peut pas être rejeté. Il semble donc que, dans ces pays, le comportement de consommation du secteur privé se caractérise par l'absence d'illusion monétaire et un fort degré d'actualisation de l'impôt.

Globalement, ces résultats étayaient considérablement la thèse de la correction de l'inflation au sens de Hicks mais indiquent qu'à l'exception notable de l'Italie et de la Belgique, l'hypothèse de l'ultrarationalité peut généralement être rejetée. Dans un certain nombre de cas, les estimations simultanées de  $a_7$  et  $a_8$  montrent, toutefois, que les anticipations budgétaires peuvent jouer un rôle important dans la détermination du comportement de la consommation agrégée. En particulier, les coefficients représentatifs de la correction des effets de l'inflation et de l'actualisation de l'impôt paraissent plus élevés et statistiquement plus fiables dans les pays où l'inflation est un phénomène durable et où la dette et les déficits suivent une évolution de caractère explosif. Par ailleurs, la valeur estimée des coefficients  $a_7$  et  $a_8$  est toujours telle que soit respectée l'idée intuitive selon laquelle le degré d'actualisation de l'impôt ne doit pas être supérieur au degré de correction des effets de l'inflation. De fait, il semble *a priori* que les effets représentés par les coefficients  $a_7$  et  $a_8$  devraient être plus importants dans les pays qui se heurtent depuis longtemps au phénomène inflationniste et où le caractère tenable de la dette et des déficits publics suscite de sérieux doutes. Dans ces conditions, on peut s'attendre que les agents économiques anticipent correctement la prime d'inflation prélevée sur la valeur des titres de la dette publique qu'ils détiennent et, peut-être, qu'ils prévoient un éventuel resserrement à venir de la politique budgétaire. Ces anticipations influent toutes deux de façon négative sur la consommation, car elles impliquent une diminution du revenu disponible perçu par les individus et peuvent inciter à la constitution d'une épargne de précaution. Qui plus est, on peut penser

que si les agents sont en mesure de saisir les conséquences d'ajustements budgétaires futurs sur le montant des ressources dont ils disposeront pendant la totalité de leur vie, ils sont encore plus conscients des pertes à court terme découlant de la prime d'inflation, de sorte que le degré de correction des effets de l'inflation ne peut être inférieur au degré d'actualisation de l'impôt.

La signification statistique de  $a_7$  dépend de deux éléments, le niveau des pertes que l'inflation entraîne sur l'encours de la dette publique et le caractère plus ou moins variable de ces pertes au fil du temps. Le tableau ci-dessous fournit, pour les huit pays étudiés, la moyenne sur la période considérée de l'inflation (anticipée), ainsi que de la dette nette et les pertes dues à l'inflation (exprimées, dans les deux cas, en pourcentage du revenu national) :

	Etats-Unis	Japon	Allemagne	France	Royaume-Uni	Italie	Canada	Belgique
<b>Inflation, %</b>	5.0	5.3	3.9	6.9	7.5	9.6	5.2	5.4
<b>Ratio d'endettement</b>	0.37	<b>0.08</b>	<b>0.01</b>	0.15	0.43	0.6	0.2	0.8
<b>Pertes dues à l'inflation</b>	0.015	0.003	-0.001	0.009	0.025	0.049	0.008	0.04

Sauf dans le cas du Royaume-Uni, pour les pays où l'inflation anticipée et/ou le ratio d'endettement (et, en conséquence, les pertes dues à l'inflation) étaient relativement élevés au cours de la période considérée –Belgique, Italie et Etats-Unis – les données conduisent clairement à accepter l'hypothèse de la correction des effets de l'inflation. Ce résultat confirme la supposition, compatible avec les fondements de la théorie économique, selon laquelle les agents économiques perçoivent correctement la prime d'inflation levée par les pouvoirs publics. En revanche, dans le cas de l'Allemagne et du Japon, pays où les pertes dues à l'inflation ont été très faibles, les données ne corroborent pas l'hypothèse d'une correction significative des effets de l'inflation. Il ne s'ensuit bien sûr pas pour autant que les agents économiques de ces pays sont sujets à une illusion monétaire ; cela veut simplement dire que les données agrégées utilisées dans la présente étude ne fournissent pas d'information sur ce point. En effet, tout du moins dans le cas de l'Allemagne, les données relatives au comportement des ménages analysées par d'autres auteurs montrent que les pertes que l'inflation inflige aux actifs liquides détenus par ce secteur sont très bien perçues par les agents économiques.

Dans d'autres pays comme le Canada, la France et, en particulier, le Royaume-Uni, les différences dans les valeurs estimées de  $a_7$  sont plus difficiles à interpréter. Le chiffre obtenu pour le Canada, plus élevé et plus fiable que celui de la France, peut s'expliquer en partie par des différences dans le caractère plus ou moins variable des pertes dues à l'inflation entre ces deux pays au cours de la période considérée (le rapport entre le coefficient de variation des pertes dues à l'inflation et celui du revenu national s'établit à 0.58 pour le Canada et à 0.41 pour la France, ce dernier chiffre étant le plus faible des huit pays étudiés).

Au Royaume-Uni, le taux d'inflation, le ratio d'endettement et les pertes dues à l'inflation sont parmi les plus élevés au cours de la période considérée. Il n'est toutefois pas possible de mettre clairement en évidence un facteur de correction des effets de l'inflation dans ce pays. Des études antérieures ont montré que le secteur des ménages procédait, au Royaume-Uni, à une correction complète des effets de l'inflation sur son stock d'actifs liquides. Les estimations obtenues ici vont à l'encontre de ces résultats, ainsi que de la tentative d'explication des résultats proposée ci-avant. Il semble donc qu'il faille encore affiner l'équation relative au Royaume-Uni avant de pouvoir être en mesure d'évaluer l'ampleur du processus de correction du revenu disponible au titre de l'inflation dans ce pays.

En ce qui concerne l'hypothèse d'actualisation de l'impôt, les données fournissent des informations plus nettes. La valeur estimée de  $a_8$  n'est élevée et statistiquement significative que pour l'Italie et la Belgique. Dans le cas de l'Italie, il est même impossible de rejeter, sur la base des tests, le modèle de Barro au sens strict. Dans ces deux pays, l'évolution récente en matière de dette et de déficit se caractérise par des coefficients d'endettement sans précédent en temps de paix, une forte tendance à la baisse du solde du budget de l'Etat et un écart croissant entre le montant paiements d'intérêts inclus et paiements d'intérêts exclus du déficit budgétaire. Certaines de ces caractéristiques se retrouvent aussi, de façon moins prononcée, aux Etats-Unis et au Canada. Toutefois, pour ces deux pays, la valeur estimée de  $a_8$  est beaucoup moins précise et plus faible. On serait tenté de penser que cette différence tient au niveau relativement plus faible de la dette et du déficit dans ces deux derniers pays. Si tel était le cas, l'effet d'actualisation de l'impôt dépendrait à la fois de l'évolution ~~et~~ du niveau de la dette et des déficits<sup>26</sup>. Dans les pays comme la France et le Royaume-Uni, où les problèmes d'endettement sont perçus par de nombreux observateurs comme moins urgents, ou comme le Japon et l'Allemagne, où les perspectives d'évolution de la dette sont relativement moins sombres, on n'a pu détecter aucun effet d'actualisation de l'impôt, ce qui n'est guère surprenant.

### *c) Effets de la consommation publique*

Comme on l'a déjà noté, en règle générale, lorsque le taux de croissance de la consommation publique entre parmi les variables explicatives, cette variable n'est pas significative et sa prise en compte ne modifie pas sensiblement les résultats du balayage ou la valeur estimée des autres coefficients. Dans deux cas seulement, on obtient un coefficient  $a_6$  significatif : dans l'équation représentative de l'agrégat C pour les Etats-Unis, où  $a_6$  est négatif, et dans l'équation représentative de l'agrégat CND pour l'Allemagne, où il est positif. Dans le cas de l'Allemagne, le coefficient positif obtenu implique une élasticité à long terme de la consommation de 0.75, trop élevée pour pouvoir s'expliquer par la complémentarité entre consommation publique et consommation privée. Cette estimation reflète probablement à tort

l'incidence d'autres facteurs liés aux effets des transferts publics sur la répartition du revenu.

Dans le cas des Etats-Unis, le coefficient de la consommation publique est toujours négatif, quelle que soit l'équation retenue. Les valeurs estimées de la semi-élasticité à court terme des divers agrégats représentatifs de la consommation par rapport à la consommation publique s'établissent à  $-0.16$  pour CND,  $-0.24$  pour CE et  $-0.5$  pour C. Ces chiffres sont compatibles avec les résultats d'études antérieures qui faisaient apparaître un effet de substitution directe compris entre  $-0.2$  et  $-0.4$  (voir Kormendi, 1983, pour les estimations relatives à l'agrégat CE ; Aschauer, 1985 pour celles relatives à l'agrégat CND ; et Seater et Mariano, 1985 pour celles relatives à l'agrégat C). Qui plus est, les résultats indiquent qu'aux Etats-Unis, cet effet d'éviction directe passe principalement par la consommation de biens durables.

Le coefficient de la consommation publique est négatif, mais non significatif dans un certain nombre d'autres cas, mais, abstraction faite du cas des Etats-Unis, l'observation n'incite guère à penser qu'un tel effet d'éviction puisse jouer. Pour ce qui est de l'interaction entre  $a_g$  et  $a_g$ , il semblerait que, comme on l'avait déjà supposé, la valeur estimée du paramètre représentatif de l'actualisation de l'impôt puisse se trouver modifiée lorsqu'aucune variable représentative de la consommation publique n'est prise en compte. Tel est probablement le cas pour les Etats-Unis, pays pour lequel la valeur estimée de  $a_g$  tombe de  $0.25$  à  $0$  lorsque la consommation publique est prise en compte dans les régressions. En règle générale, le biais découlant de la non-prise en compte de la consommation publique semble toutefois négligeable.

Etant donné qu'il a été impossible de déceler un effet notable d'éviction (ou d'attraction) de la consommation publique, il conviendrait sans doute dans les études futures concernant cette question de remplacer cette variable par des agrégats correspondant à une définition plus étroite et plus proche de telle ou telle composante de la consommation privée.

## RÉSUMÉ ET CONCLUSIONS

L'hypothèse « d'ultrarationnalité » veut que, comme les agents économiques perçoivent correctement les contraintes courantes et futures auxquelles doit faire face le secteur public, l'effet de stimulation sur la consommation privée d'une réduction d'impôt s'en trouve atténué, car le financement en implique un accroissement du déficit public. Dans sa formulation la plus extrême, que nous avons baptisé modèle de Barro, cette hypothèse implique que la dette publique n'a aucune incidence sur la consommation privée et que tout accroissement du déficit du budget

de l'Etat est exactement compensé par un accroissement de l'épargne privée. On a de bonnes raisons théoriques et empiriques de rejeter cette vision extrême de la rationalité des agents économiques, mais il serait incompatible avec les fondements du raisonnement économique de supposer que le secteur privé n'a absolument aucune idée des contraintes qui pèsent sur l'action gouvernementale, en particulier lorsque le caractère tenable de la dette et du déficit public est de plus en plus mis en doute.

Considérés ensemble, les valeurs estimées des paramètres de correction des effets de l'inflation et d'actualisation de l'impôt et les résultats des tests permettent de formuler plusieurs constatations intéressantes :

- a)** L'hypothèse que les agents perçoivent correctement la prime d'inflation levée par l'Etat ne peut être rejetée ni au niveau national ni sur la base des estimations tous pays confondus. En effet, pour au moins la moitié des pays étudiés ici et pour l'ensemble d'entre eux, les données conduisent à accepter l'hypothèse. Pour les pays où, au cours de la période considérée, le niveau moyen d'inflation et d'endettement est relativement élevé – comme la Belgique, l'Italie, les Etats-Unis et le Canada – la valeur estimée du paramètre représentatif de la correction des effets de l'inflation est proche de l'unité et le modèle de référence est rejeté contre le modèle de Hicks aux seuils de signification habituels. Pour les autres pays, les tests ne permettent pas de choisir entre les deux spécifications. Dans le cas du Japon et de l'Allemagne, cela tient peut être au niveau relativement faible et stable de la prime d'inflation au cours de la période examinée. Dans le cas de la France, et en particulier dans celui du Royaume-Uni, ce résultat est assez étonnant et reste à expliquer. Globalement, il apparaît que le revenu disponible, tel qu'il est habituellement défini dans la plupart des modèles économétriques de la consommation (c'est-à-dire composante des transferts d'intérêts correspondant à la prime d'inflation incluse) donne au mieux des résultats aussi bons et souvent des résultats moins bons que le revenu corrigé des effets de l'inflation, indicateur retenu ici. Cette absence d'illusion monétaire chez les agents économiques est compatible avec les hypothèses de base concernant le comportement rationnel des consommateurs dans un environnement inflationniste.
- b)** A l'exception près des cas notables de l'Italie et de la Belgique, les données ne permettent guère d'accepter l'hypothèse d'actualisation complète de l'impôt. Pour la majorité des pays, comme pour l'ensemble d'entre eux, le modèle de Barro est clairement rejeté contre le modèle de référence et le modèle de Hicks ainsi que contre les équations obtenues par balayage. Qui plus est, dans la plupart des équations par pays, la valeur estimée du paramètre représentatif de l'actualisation de l'impôt est proche de zéro. Même si le modèle de Barro au sens strict est largement rejeté, il ne faut

cependant pas perdre de vue que, pour la moitié des pays, – Etats-Unis, Canada, Italie et Belgique – la valeur estimée du paramètre représentatif de l'actualisation de l'impôt n'est pas nulle et qu'elle est même importante et statistiquement significative pour l'Italie, la Belgique, et l'ensemble des pays étudiés. Or, on constate que ces derniers pays présentent certaines caractéristiques communes. Le Canada et les Etats-Unis, pour lesquels on obtient des estimations proches de 0.25, tout comme la Belgique et l'Italie, pour lesquelles on obtient des valeurs de 0.5 et 1, respectivement, sont des pays dont la politique budgétaire est jugée intenable par la plupart des économistes. Qui plus est, dans les deux derniers pays, pour lesquels il est impossible de rejeter le modèle de Barro, le ratio d'endettement atteint des niveaux sans précédent en temps de paix et présente une évolution à caractère explosif.

Les résultats obtenus pour l'hypothèse d'actualisation de l'impôt posent deux problèmes interdépendants, l'un d'interprétation et l'autre concernant la politique économique. Pour ce qui est du premier, les données font clairement apparaître une relation entre la nécessité d'un ajustement budgétaire ressentie comme urgente par les agents économiques et leur comportement d'épargne. Faut-il en conclure que c'est là une preuve du bien-fondé du modèle de Barro et de l'hypothèse d'actualisation de l'impôt ? Comme on l'a déjà indiqué, cette hypothèse établit une relation mécanique entre la contrainte budgétaire intertemporelle des pouvoirs publics et les ressources dont disposent, sur l'ensemble de leur vie, des agents économiques au comportement dynastique, puisque *tôt* ou *tard* le respect de la contrainte budgétaire des pouvoirs publics nécessitera la mise en place de nouveaux impôts. Comme cette hypothèse n'impose aucune contrainte sur la *date* de mise en place des nouveaux impôts, les conséquences qu'elle implique ne sont valables que dans des situations extrêmement peu réalistes. En particulier, elle repose largement sur l'absence d'impôts à caractère non neutre et de contraintes de liquidité et sur l'existence d'importants transferts entre générations dans le secteur privé. Par ailleurs, elle implique que, tant que l'Etat aura recours au financement par le déficit, le secteur privé constituera une épargne compensatoire quel que soit le niveau de la dette et du déficit et leur évolution. Les résultats présentés ici sont en contradiction avec ces deux éléments de l'hypothèse d'actualisation de l'impôt.

D'une part, les pays pour lesquels on obtient une valeur estimée importante du paramètre représentatif de l'actualisation de l'impôt ne peuvent guère être regardés comme possédant un marché des capitaux parfait. L'observation montre bien, par exemple, qu'en Italie, mais aussi aux Etats-Unis, de larges catégories de la population sont soumises à des contraintes de trésorerie (voir pour les Etats-Unis, l'étude récente de Hubbard et Judd, 1986 ; et pour l'Italie, une étude comparable de Jappelli et Pagano, 1987). De même, l'impôt a d'importants effets de distorsion dans tous les pays et, dans certains cas (par exemple dans celui de l'Italie, avec

l'imposition récente des intérêts perçus sur les bons du trésor), des impôts impliquant des distorsions sont expressément conçus de manière à ralentir l'évolution explosive de la dette. D'autre part, les résultats ne conduisent pas à accepter l'hypothèse d'actualisation de l'impôt dans tous les cas de financement durable par déficit, mais font apparaître un *profil* selon lequel le déficit n'aurait un effet négatif sur la consommation que dans les pays où des restrictions budgétaires semblent vraisemblables dans un proche avenir.

Ces observations ne corroborent donc pas l'hypothèse d'actualisation de l'impôt en soi, mais indiquent plutôt que les agents économiques peuvent intérioriser une fonction de réaction des autorités budgétaires lorsque les pouvoirs publics et la presse doutent du caractère tenable de la politique budgétaire. Ce comportement, qui peut aboutir à un accroissement de l'épargne de précaution, n'a rien à voir avec les hypothèses restrictives du modèle de Barro, mais il est tout à fait compatible avec la théorie des anticipations rationnelles utilisée pour l'analyse des effets de la politique économique. De fait, il est étonnant que, bien que les conséquences de cette théorie aient largement retenu l'attention pour l'analyse des effets de la politique monétaire, il n'existe pratiquement aucune étude supposant que les agents économiques peuvent avoir connaissance des règles du jeu appliquées par les autorités budgétaires. Les résultats de la présente étude, malgré les réserves qu'ils appellent, montrent que l'observation empirique justifierait qu'on effectue une telle analyse.

Si l'interprétation proposée ci-dessus est correcte, les conséquences qui en découlent pour l'action gouvernementale diffèrent sensiblement de celles qu'implique le modèle de Barro. Loin d'être neutre, l'accumulation de dettes incite à l'épargne de précaution dès lors que le niveau d'endettement dépasse un certain seuil au-delà duquel ses conséquences sur l'économie (niveau des taux d'intérêt réels, effets non souhaités de redistribution du revenu, déficit de la balance courante, etc.) sont jugées intenable. Cet accroissement de l'épargne privée ne permet pas de compenser totalement la désépargne du secteur public, puisqu'en temps « normal », la dette et le déficit ont des effets bien connus de patrimoine et de revenu sur la consommation et que, même s'il y a compensation totale des nouvelles dettes contractées, cela ne résout en rien les problèmes découlant du passif précédemment accumulé par le secteur public.

## NOTES

1. Apparemment, les seules analyses de l'hypothèse d'actualisation de l'impôt portant sur plusieurs pays sont celles de Koskela et Virèn (1983), de Kessler et al., (1986) et de Bernheim (1987).
2. Miller et Upton (1974), Buiter (1977) et Barro (1984) ont exploité les possibilités de cette approche. Une première analyse de ses conséquences empiriques est fournie dans David et Scadding (1974).
3. Carmichael (1982) a montré qu'en l'absence d'effets de substituton dans les portefeuilles du secteur privé, les politiques d'endettement du secteur public sont neutres, même si elles n'impliquent pas la mise en place future d'impôts compensatoires, par exemple dans le cas où le taux d'intérêt à long terme est inférieur au taux de croissance de l'économie.
4. Ricardo a été le premier à noter que, dans un monde où s'effectue la consolidation des comptes du secteur privé et du secteur public et où les prévisions des agents économiques sont parfaites, il ne peut exister aucune «illusion budgétaire»). Il a toutefois rejeté cette représentation de l'économie comme ne correspondant pas à la réalité empirique (O'Driscoll, 1977).
5. Lorsque c'est le niveau des legs et non celui du bien-être des descendants qui est pris en compte dans la fonction d'utilité de chaque génération, les agents économiques ne peuvent compenser les transferts publics entre générations sans modifier leur profil optimal de consommation. Si les agents économiques ne connaissent pas avec certitude la durée de leur vie et si les marchés des rentes viagères sont imparfaits, les résultats de Barro ne tiennent pas (Blanchard, 1985). Il n'est pas encore clair dans quelle mesure les imperfections du marché des capitaux affectent la neutralité démontrée par Barro: Hayashi (1985) et Yotsuzuka (1986) montrent en effet que la neutralité peut être vérifiée lorsque les contraintes de liquidité sont endogènes ; Bernheim (1987), pour sa part, met en doute le bien-fondé de ces exemples. Enfin, bien qu'en règle générale, le mode de financement « ricardien » interdise le recours à l'impôt sur le revenu et à la monétisation, la proposition d'équivalence peut encore être vérifiée si l'impôt sur le revenu n'a aucune incidence sur les choix du secteur privé ou si le taux de monétisation reste constant dans le temps.
6. Cette hypothèse exclut la possibilité que l'endettement public s'accroisse, en termes réels, à un taux indéfiniment supérieur au taux réel de rendement des obligations du secteur public.
7. Certains auteurs retiennent en outre le flux actualisé des prestations de sécurité sociale en tant que variable explicative dans l'équation de consommation. En théorie, cette variable devrait être traitée de la même façon que la dette du secteur public : dans un système de sécurité sociale complètement autofinancé, les cotisations et prestations de sécurité sociale constitueront pour les agents économiques des transferts neutres ; par contre, dans un système non capitalisé, les dettes futures associées aux flux de prestations seront actualisées, de sorte que, dans le modèle de Barro, ce flux actualisé n'est pas pris en compte parmi les composantes de la richesse du secteur privé.

8. Modigliani et Sterling (1986), de même que Leiderman et Razin (1986), ont testé des fonctions de consommation plus générales, dans lesquelles il est possible de faire varier la durée de vie et de tenir compte des imperfections du marché des capitaux. Pour un tour d'horizon des études réalisées sur ce point, se reporter à Bernheim (1987) et à Nicoletti (1988).
9. L'agrégation temporelle risque d'aggraver le problème d'endogénéité. Ainsi, si les variables dépendantes et indépendantes sont représentées par des moyennes annuelles, les premières valeurs décalées des variables explicatives peuvent présenter une corrélation avec le terme représentatif de l'erreur résiduelle (Hall, 1985). Les problèmes de mesure de la dette peuvent aussi tenir aux procédures d'évaluation. Seater (1985) a ainsi montré que, dans le cas des Etats-Unis, les erreurs de mesure découlant des ajustements apportés pour tenir compte de l'inflation et de la valeur marchande des obligations du secteur public peuvent être très importantes. Une autre source possible d'erreur est le flux actualisé des prestations de sécurité sociale, variable dont l'absence de signification statistique est utilisée par de nombreux auteurs comme un argument en faveur du modèle de Barro.
10. L'approche différentielle aboutit à une forme fonctionnelle flexible, qui est une approximation de premier rang sur l'espace des paramètres et non sur celui des variables.
11. Le modèle de cycle de vie stochastique (Hall, 1978), associé à l'hypothèse des anticipations rationnelles, veut que seuls les niveaux passés de consommation, les prix relatifs courants et les variations inattendues du patrimoine contribuent à déterminer la consommation courante. Le modèle à correction d'erreurs (Davidson, Hendry et al., 1978) suppose, pour sa part, que les agents économiques ajustent lentement le rapport consommation/patrimoine sur un niveau souhaité, de sorte qu'il attribue un rôle important aux valeurs décalées et attendues du patrimoine et du revenu dans la détermination de la consommation. Les formes fonctionnelles flexibles ont été très rarement utilisées dans les analyses sur séries temporelles de la consommation. Dievert, (1974) a estimé une fonction de consommation intertemporelle translogarithmique ; par contre, ce n'est que récemment que Rossi (1986), de même qu'Attfield et Browning (1985), ont eu recours à l'approche différentielle pour étudier le comportement de consommation dans le temps.
12. L'auteur peut fournir sur demande les calculs détaillés qui ont abouti à l'équation [1].
13. Rossi et Chiantarelli (1985) ont montré que, lorsqu'il n'y a qu'un bien et pas de consommation publique, et que l'on pose à la fois les hypothèses d'homothéticité, de rationalité des anticipations et de constance des taux d'intérêt réels, l'équation [1] se ramène à la fonction de consommation estimée par Hall (1978).
14. Bien sûr, l'équation représentative de  $c^E$  peut être remplacée par une équation exprimée en termes de services rendus par les biens durables,  $c^D$ . Dans ce cas les coefficients de l'équation représentative de  $c^D(b^D_i)$  présentent alors avec ceux des équations représentatives, respectivement, de  $c^E(b^E_i)$  et de la consommation de biens non durables,  $c^N(b^N_i)$ , la relation suivante :
- $$b^D = b^E + (b^E - b^N)(c^N/c^D)$$
15. Si l'on définit le taux d'actualisation de la manière suivante :
- $$\rho_{t+i} = 1 / \prod_{s=1}^i (1 + r_{t+s}) \text{ pour } i \geq 1$$
- $$= 1 \text{ pour } i = 0$$
- et si l'on impose la limite suivante :
- $$\lim_{t \rightarrow T} (w_t + b_t) \rho_t = 0$$

$y^T$  et  $\tau$  peuvent s'écrire comme il suit pour  $T \leq \infty$ :

$$y_t^T = \sum_{i=0}^{T-t} y_{t+i} \rho_{t+i}$$

$$\tau_t^T = \sum_{i=0}^{T-t} \tau_{t+i} \rho_{t+i}$$

De même, si l'on impose la contrainte que le secteur public est solvable dans le temps, à savoir,

$$\lim_{t \rightarrow TG} (w_t + b_t) \rho_t = 0$$

$g^{TG}$  et  $\tau^{TG}$  peuvent s'écrire de la manière suivante pour  $TG \leq \infty$ :

$$g_t^{TG} = \sum_{i=0}^{TG-t} g_{t+i} \rho_{t+i}$$

$$\tau_t^{TG} = \sum_{i=0}^{TG-t} \tau_{t+i} \rho_{t+i}$$

16. Dans ce cas, la contrainte de solvabilité du secteur public n'implique pas que la croissance de la dette ne puisse pas dépasser une certaine limite ou qu'il existe une valeur finie d'équilibre pour  $b$ . Comme l'a montré McCallum (1984) dans le cadre d'un modèle d'équilibre général, la contrainte peut être satisfaite même si  $b$  augmente indéfiniment, à condition que son taux de croissance soit inférieur au taux d'intérêt réel.

17. Pour décomposer  $Q_{t-1}$ , on a utilisé l'approximation suivante (Gandolfo, 1981, pp. 98-99) :

$$\log(x+y) = \log(e^{\log x} + e^{\log y})$$

$$= (\log(x^0 + y^0) + (1/(x^0 + y^0))(x^0(\log x/x^0) + y^0(\log y/y^0)))$$

où  $x^0$  et  $y^0$  sont les valeurs initiales des variables  $x$  et  $y$ .

18. Si l'on appelle respectivement  $n$  et  $\lambda$  les taux de croissance du revenu et de la consommation publique à l'état stationnaire, on peut réécrire de la manière suivante l'équation [3] sur longue période :

$$c = \exp((a_0/a_2) + (a_1/a_2)r + ((a_4 - 1)/a_2)n + (a_6/a_2)\lambda)$$

$$* w^* (a_2 - a_3)/a_2 * y^d * a_3/a_2$$

19. Cette hypothèse implique qu'il n'y a pas besoin de modifier le chiffre du revenu disponible qui ressort des comptes nationaux. On ne dispose de séries sur le stock net de biens durables pour la période 1961-85 que pour les Etats-Unis, la France, le Royaume-Uni, l'Italie et le Canada. En raison du manque de données, les estimations n'ont été effectuées que pour les agrégats CND et C dans le cas de l'Allemagne et de la Belgique, et que pour C dans celui du Japon.
20. Une approche fondée sur la valeur nette aurait mieux correspondu à l'esprit des hypothèses testées. Toutefois, cette approche implique des problèmes théoriques et de mesure considérables qu'il n'entre pas dans le champ de la présente étude de résoudre. Pour un examen de ces problèmes et des estimations de la valeur nette du secteur public, voir Chouraqui et al. (1986).
21. Comme on ne disposait pas de données suffisantes, la valeur attendue a été posée égale à la valeur observée pour toutes les variables dans le cas de la Belgique ; pour les autres pays, le chiffre attendu de l'inflation a été considéré égal au chiffre effectivement observé pour la période 1961 à 1965.
22. Dans le cas des Etats-Unis, ce modèle donne de meilleurs résultats que la plupart des modèles utilisés dans les études antérieures concernant l'hypothèse d'actualisation de l'impôt. Voir, par exemple, pour les études qui utilisent une spécification fondée sur les

23.

24.

	Modèle de référence			Modèle de Hicks		
	CE	CND	C	CE	CND	C
$a_2$	0.16 (0.065)	<b>0.16</b> (0.07)	0.22 (0.11)	0.15 (0.062)	0.15 (0.066)	0.19 (0.095)
$a_3$	0.14 (0.053)	0.13 (0.054)	0.18 (0.082)	0.13 (0.05)	<b>0.12</b> (0.05)	0.16 (0.075)

25. Dans le cas de l'Italie, la valeur de  $a_8$  découlant du balayage implique que la correction des effets de l'inflation n'a pas d'importance. Pourtant, l'adéquation des régressions s'améliore régulièrement à mesure que l'on fait passer la valeur de  $a_8$  et  $a_7$  de 0 à l'unité, ce qui tendrait à témoigner d'une absence complète d'illusion monétaire.
26. Onofri (1988) fournit d'autres éléments qui vont dans ce sens.

## BIBLIOGRAPHIE

- Aschauer, D.A. (1985). « Fiscal policy and aggregate demand », *American Economic Review* (mars), pp. 117-27.
- Attfield, C.L.F. et M.J. Browning (1985), « A differential demand system, rational expectations and the life-cycle hypothesis », *Econometrica*, Vol. 53, n° 1 (janvier), pp. 31-48.
- Bailey, M. (1962), *National Income and the Price Level*, New York: McGraw Hill.
- Barnett, W.A. (1979). « Theoretical foundations for the Rotterdam model », *The Review of Economic Studies*, pp. 109-30.
- Barro, R. (1974), « Are government bonds net wealth? », *Journal of Political Economy*, Vol. 82, No. 6 (novembre/décembre), pp. 1095-117.
- Barro, R. (1984), *Macroeconomics*, Wiley.
- Becker, G. (1974). « A theory of social interactions », *Journal of Political Economy*, Vol. 82, n° 6 (novembre/décembre), pp. 1063-93.
- Bernheim, B.D. (1987). « Ricardian equivalence: an evaluation of theory and evidence », *NBER Working Paper No. 2330* (juillet).
- Blanchard, O. (1985), « Debt, deficits and finite horizons », *Journal of Political Economy*, Vol. 93 (avril), pp. 223-47.
- Blinder, A. et A. Deaton (1986). « The time series consumption function revisited », *Brookings Papers on Economic Activity*, n° 1, pp. 465-511.
- Buiter, W. (1977), « Crowding out and the effectiveness of fiscal policy », *Journal of Public Economics*, Vol. 7 (juin), pp. 309-28.
- Carmichael, J. (1982), « On Barro's theorem of debt neutrality: the irrelevance of net wealth », *American Economic Review*, Vol. 71 (mars), pp. 202-13.
- Chouraqui, J.C., B. Jones et R.B. Montador (1986), « La dette publique dans une perspective à moyen terme », *Revue économique de l'OCDE*, n° 7 (automne).
- David, P.A. et J.L. Scadding (1974), « Private savings: ultrarationality, aggregation and Denison's law », *Journal of Political Economy*, Vol. 82 (mars/avril), pp. 225-49.
- Davidson, J.E.H., D.F. Hendry, F. Srba et S. Yeo (1978). « Econometric modelling of the aggregate time-series relationship between consumers' expenditure and income in the U.K. », *The Economic Journal*, Vol. 88 (décembre), pp. 661-92.
- Davidson, R. et J.G. MacKinnon (1981), « Several tests for model specification in the presence of alternative hypotheses », *Econometrica*, Vol. 49, n° 3, pp. 781-93.
- Deaton, A. (1986), « Life-cycle models of consumption: is the evidence consistent with the theory? », *NBER Working Paper No. 7910* (avril).
- Diewert, W.E. (1974), « Intertemporal consumer theory and the demand for durables », *Econometrica*, Vol. 42, n° 3 (mai).

- Feldstein, M. (1982), « Government deficits and aggregate demand », *Journal of Monetary Economics*, Vol. 9, pp. 1-20.
- Gandolfo, G. (1981), *Qualitative Analysis and Econometric Estimation of Continuous Time Dynamic Models*, Amsterdam, North Holland, pp. 98-9.
- Hall, R.E. (1978). « Stochastic implications of the life cycle-permanent income hypothesis: theory and evidence », *Journal of Political Economy*, Vol. 86, pp. 971-87.
- Hall, R.E. (1985), « Real interest and consumption », *NBER Working Paper No. 1694* (août).
- Hansen, L.P. et K. Singleton (1983), « Stochastic consumption, risk aversion, and the temporal behavior of asset returns », *Journal of Political Economy*, Vol. 91 (mars), pp. 249-65.
- Hayashi, F. (1985), « (Tests for liquidity constraints: a critical survey) », *NBER Working Paper No. 1720* (octobre).
- Hendry, D.F. et T. Von Ungern-Sternberg (1981), « Liquidity and inflation effects on consumers' behavior » dans A. Deaton (dir. publ.), *Essays in the Theory and Measurement of Consumers' Behaviour*, Cambridge University Press.
- Hubbard, R.G. et K.L. Judd (1986), « Liquidity constraints, fiscal policy and consumption », *Brookings Papers on Economic Activity*, n° 1, pp. 1-50.
- Jappelli, T. et M. Pagano (1987), « Liquidity constraints and capital market imperfections: an international comparison », Working Paper *Consiglio Nazionale delle Ricerche* (juin), Progetto Finalizzato Economia, Rome.
- Jump, G.V. (1980), « Interest rate, inflation expectations, and spurious elements in measured real income and saving », *American Economic Review*, Vol. 70, n° 5, 990-1004.
- Kessler, D., S. Perelman et P. Pestieau (1986), « L'hypothèse d'équivalence entre impôt et emprunt: un test sur les pays de l'OCDE », *Annales d'économie et de statistique*, n° 3 (juillet/septembre), pp. 141-9.
- Kmenta, J. (1971), *Elements of Econometrics*, McMillan, New York.
- Kormendi, R.C. (1983), « Government debt, government spending and private sector behavior », *American Economic Review*, Vol. 73, pp. 994-1010.
- Koskela, E. et M. Virén (1983), « (National debt neutrality: some international evidence) », *Kyklos*, Vol. 36, n° 4, pp. 575-88.
- Lecaldano Sasso et a Terza, E., G. Marotta et R. Masera (1984), « Consumo, risparmio e tasso d'interesse: la correzione per l'inflazione », in *Moneta ed Economia Nazionale*, Cassa di Risparmio di Torino.
- Leiderman, L. et A. Razin (1987), « Testing Ricardian neutrality with an intertemporal stochastic model », *NBER Working Paper No. 2258* (mai).
- Mankiw, G.N. (1981), « The permanent income hypothesis and the real interest rate », *Economics Letters*, Vol. 7, pp. 307-11.
- Mankiw, G.N. (1985), « (Consumer durables and the real interest rate) », *Review of Economics and Statistics*, Vol. LXVII, n° 3 (août), pp.353-62.
- Marotta, G. (1983), « Un'indagine econometrica sui consumi privati in Italia (7102-8004) », dans *Ricerche sui modelli per la politica economica*, Vol. I, Rome, Banque d'Italie.
- Marotta, G. (1984), « Un'indagine econometrica sui consumi nazionali (7201-8104) », dans *Ricerche quantitative per la politica economica*, Vol. II, Rome, Banque d'Italie.
- McCallum, B. (1984), « Are bond financed deficits inflationary? A Ricardian analysis », *Journal of Political Economy*, Vol. 92 (février), pp. 123-35.

- Miller, M. et C. Upton (1974), *Macroeconomics: A Neoclassical Introduction*, Homewood, Illinois.
- Modigliani, F. (1961), « Long run implications of alternative fiscal policies and the burden of the national debt », *The Economic Journal*, Vol. 71 (décembre), pp. 207-10.
- Modigliani, F. (1986), « Life-cycle, individual thrift and the wealth of nations », *American Economic Review*, Vol. 76, n° 3, 297-313.
- Modigliani, F. et A. Ando (1963), « The 'life-cycle' hypothesis of saving: aggregate implications and tests », *American Economic Review*, Vol. 53 (mars), pp. 55-83.
- Modigliani, F. et A. Sterling (1986), « Government debt, government spending and private sector behavior: comment », *American Economic Review*, Vol. 76 (décembre), pp. 1168-79.
- Modigliani, F. et T. Jappelli (1986), « Fiscal policy and saving in Italy since 1860 », document présenté à l'International Conference on « Private Saving and Public Debt, Alghero.
- Modigliani, F., T. Jappelli et M. Pagano (1985), « L'impatto della politica fiscale e dell'inflazione sul risparmio nazionale : il caso italiano », *Moneta e Credito*, pp. 123-62.
- Muellbauer, J. (1986), « Habits, rationality and myopia in the life-cycle consumption function », CEPR Discussion Paper No. 112 (juin).
- Nicoletti, G. (1988), « Private consumption, inflation and the 'debt neutrality hypothesis': the case of eight OECD countries », Document de travail du Département des affaires économiques et statistiques de l'OCDE, n° 50 (janvier).
- O'Driscoll, G.P. Jr. (1977), « The Ricardian nonequivalence theorem », *Journal of Political Economy*, Vol. 85, n° 1 (février), pp. 208-9.
- Onofri, P. (1988), « Analisi empirica delle relazioni tra consumo e debito pubblico in Italia (1970-84) », dans *La Spirale del debito pubblico*, A. Graziani (dir. publ.), Bologna: Il Mulino.
- Pesaran, M.H. et R.A. Evans (1984), « Inflation, capital gains and U.K. personal savings: 1953-1981 », *The Economic Journal*, Vol. 94 (juin), pp. 237-57.
- Poole, W. (1972), « The role of interest rates and inflation in the consumption function », *Brookings Papers on Economic Activity*, n° 1, pp. 211-19.
- Poterba, J.M. et L.H. Summers (1987), « Recent U.S. evidence on budget deficits and national savings », *NBER Working Paper* No. 2144 (février).
- Rossi, N. (1986), « Spesa pubblica, tasso d'interesse reale e risparmio delle famiglie », Document de travail Consiglio Nazionale delle Ricerche, Progetto Finalizzato Economia.
- Rossi, N. et F. Schiantarelli (1988), « Error-correction, 'surprise' models and the differential approach to the consumption function », *Metroeconomica* (à paraître).
- Rossi, N. et F. Schiantarelli (1982), « Modelling consumer expenditure in Italy 1965-77 », *European Economic Review*, Vol. 17, n° 3 (mars), pp. 371-91.
- Seater, J.J. (1985), « Does government debt matter? A review », *Journal of Monetary Economics*, Vol. 16, n° 1 (juillet), pp. 121-31.
- Seater, J.J. et R.S. Mariano (1985), « New tests of the life cycle and tax discounting hypotheses », *Journal of Monetary Economics*, Vol. 15, n° 2 (mars), pp. 195-215.
- Summers, L. (1984), « The after-tax rate of return affects private savings », *American Economic Review Papers and Proceedings*, Vol. 74 (mai), pp. 249-253.
- Theil, H. (1975), *Theory and Measurement of Consumer Demand*, Vol. 1, Amsterdam: North Holland, pp. 205-7.

- Theil, H. (1980). *The System Wide Approach to Microeconomics*, Basil Blackwell, Oxford.
- Yotsuzuka, T. (1986), « Ricardian equivalence in the presence of capital market imperfections », document ronéotypé, MIT.
- Von Ungern-Sternberg, T. (1981). ((Inflation and savings: international evidence on inflation induced losses », *The Economic Journal*, Vol. 91 (décembre), pp. 961-76.
- Von Ungern-Sternberg, T. (1987). « Inflation and the consumption function », *Weltwirtschaftliches Archiv*. pp. 741-4.
- Wickens, M.R. et H. Molana (1983). « Stochastic life-cycle theory with varying interest rates and prices », *The Economic Journal*, pp. 133-47.