

Document de travail 94-7 / Working Paper 94-7

**L'endettement du secteur privé
au Canada :
un examen macroéconomique**

Jean-François Fillion

Banque du Canada



Bank of Canada

Août 1994

**L'endettement du secteur privé au Canada:
un examen macroéconomique**

Jean-François Fillion

Département des Études monétaires et financières

Banque du Canada

Ottawa, Ontario

Canada

K1A 0G9

(613) 782-8532

Les opinions exprimées dans cette étude sont celles de l'auteur et n'engagent pas la
Banque du Canada.

Remerciements

J'aimerais remercier pour leurs commentaires Kevin Clinton et David Longworth de la Banque du Canada, ainsi que Daniel Racette, de l'École des hautes études commerciales à Montréal. Je remercie également Eddy Cavé pour son excellent travail de correction.

ISSN 1192-5434
ISBN 0-662-99400-0

Imprimé au Canada sur du papier recyclé

Table des matières

Résumé	v
Abstract	v
1 Introduction	1
2 Un aperçu des données	2
3 Les tests de stationnarité et de cointégration	6
3.1 L'endettement des ménages	10
3.2 L'endettement des entreprises.....	12
4 Les équations de demande de crédit	13
4.1 La demande de crédit des ménages	15
4.2 La demande de crédit des entreprises	18
5 Les ménages et les entreprises sont-ils surendettés?	21
6 L'endettement dans les modèles indicateurs de l'activité économique	23
6.1 Les résultats de base	25
6.2 Quelques résultats additionnels	29
7 Conclusions	30
Graphiques	33
Tableaux	36
Bibliographie	47

Résumé

Cette étude examine l'hypothèse du surendettement du secteur privé, selon laquelle les ménages et les entreprises se trouvent en certaines circonstances surendettés et décident, pour cette raison, de réduire leurs dettes en diminuant leurs dépenses. Nous tentons de déterminer si cette hypothèse peut contribuer à expliquer la faiblesse de la croissance du crédit et l'atonie de la récente reprise économique au Canada.

Nous examinons l'hypothèse du surendettement à l'aide de trois approches. La première approche vise à vérifier l'existence de relations de cointégration entre les ratios d'endettement effectifs des ménages et des entreprises et les variables macroéconomiques (et démographiques) qui déterminent les ratios d'endettement de long terme. Les deux autres approches consistent à vérifier si les écarts entre l'endettement effectif et l'endettement de long terme des ménages et des entreprises ont des effets significatifs sur leur demande de crédit, d'une part, et sur leurs dépenses, d'autre part.

De façon générale, les résultats des tests de cointégration basés sur les erreurs d'estimation des équations de long terme ne sont pas très concluants, alors que les résultats obtenus à l'aide des deux autres approches sont plutôt favorables à l'hypothèse du surendettement. Selon les coefficients estimés à l'aide des modèles indicateurs, le surendettement des ménages et des entreprises aurait pu contribuer à limiter de façon significative le taux de croissance des dépenses de consommation et celui des dépenses d'investissement en 1991 et 1992. Le surendettement du secteur privé pourrait donc expliquer en partie le peu de vigueur de la reprise économique.

Abstract

In this study, the author examines the hypothesis of private-sector debt overhang, which suggests that households and businesses may on occasion find themselves holding too much debt and so decide to reduce it by cutting back expenditures. His aim is to determine whether this hypothesis can help explain the weakness of credit growth and the sluggishness of the recent economic recovery in Canada.

The author examines the debt overhang hypothesis using three approaches. The first attempts to establish whether there is a cointegration relationship between the effective debt ratios of households and businesses and the macroeconomic (and demographic) variables that determine long-term debt ratios. The two other approaches examine whether the differences between the effective debt and the long-run debt ratios of households and businesses significantly affect their credit demands and their expenditures.

Overall, while the cointegration tests based on estimation errors of long-term equations are inconclusive, the results of the other two approaches generally support the debt overhang hypothesis. Coefficients estimated with indicator models suggest that the household and business debt overhang may have significantly constrained the growth of consumer spending and investment in 1991 and 1992. Thus the private-sector debt overhang hypothesis may offer a partial explanation for the sluggish economic recovery.

1. Introduction

La question des répercussions néfastes que l'endettement élevé du secteur privé au Canada et aux États-Unis peut avoir sur la croissance économique suscite certaines inquiétudes depuis quelque temps déjà¹. Cette question est importante dans la mesure où une meilleure connaissance des liens entre le crédit, l'endettement et l'activité économique peut permettre d'améliorer la conduite de la politique monétaire.

Le rôle potentiel du crédit et de l'endettement dans l'activité économique a été examiné dans plusieurs études, surtout aux États-Unis². Dans le présent document, nous effectuons un examen approfondi avec des données canadiennes d'une des hypothèses avancées dans ces études, soit l'hypothèse du surendettement. Selon cette hypothèse, il se pourrait que les ménages et les entreprises soient trop endettés – par suite de révisions à la baisse de leur revenu anticipé par exemple – et décident de réduire leurs dettes, peut-être en diminuant leur dépenses, ce qui pourrait avoir des conséquences importantes sur l'évolution du crédit et de l'activité économique³. Nous tentons de vérifier si le surendettement *actuel* des ménages et des entreprises au Canada peut contribuer à expliquer la faiblesse de la croissance du crédit et l'atonie de la reprise économique.

Pour explorer l'hypothèse du surendettement, nous utilisons trois approches. Dans la première partie, nous nous demandons si les ratios d'endettement des ménages et des entreprises sont stationnaires ou s'ils sont cointégrés avec certaines variables économiques

1. Ces inquiétudes ont été exprimées, entre autres, dans le *Rapport annuel de la Banque du Canada pour 1991* ainsi que dans certaines déclarations faites par Alan Greenspan, président du Conseil de la Réserve fédérale des États-Unis, et reproduites dans le *Federal Reserve Bulletin* (numéros de septembre 1991, pp. 713-715, et d'avril 1992, pp. 266-269).

2. Nous pensons entre autres ici au colloque tenu en février 1993 à la *Federal Reserve Bank of New York*. Voir à ce sujet les textes de Cantor et Weninger (1993) et de Bernanke (1993), ainsi que les trois commentaires sur chacun de ces textes.

3. Dans les études publiées aux États-Unis, l'hypothèse du surendettement (on parle aussi de l'hypothèse de la fragilité financière) fait référence aux ajustements apportés par les ménages et les entreprises à leurs bilans par suite de leur niveau élevé d'endettement. L'hypothèse de la «contraction brutale du crédit», quant à elle, fait plutôt référence aux ajustements apportés à l'offre de fonds par les prêteurs, en particulier les institutions financières. Ainsi, il est possible que les institutions financières, face à la détérioration de leurs propres bilans et à des changements institutionnels, aient décidé au cours de la présente récession de réduire leur offre de fonds de sorte qu'un certain nombre de ménages ou d'entreprises se sont vus dans l'impossibilité de financer les dépenses projetées. Bernanke (1993) fait une distinction précise entre ces deux hypothèses. La nature des liens entre le crédit et l'activité économique a aussi été examinée dans des études récentes. La question consiste ici à savoir si ces liens ont un caractère cyclique ou s'ils sont plutôt de nature exceptionnelle (voir Sinai, 1993). Par ailleurs, certains posent des questions sur l'importance quantitative des liens entre le crédit, l'endettement et l'activité économique. Par exemple, il est possible que le niveau élevé d'endettement des emprunteurs et la disponibilité réduite du crédit n'aient pas eu une influence vraiment marquée sur l'activité économique, la baisse du crédit résultant simplement de la réduction des dépenses, elle-même attribuable essentiellement aux révisions des anticipations (voir, Poole, 1993).

qui déterminent leurs niveaux désirés de long terme. S'il y a stationnarité ou cointégration, les écarts entre l'endettement effectif et l'endettement désiré devraient être résorbés assez rapidement. Dans ce cas, on pourrait conclure que la notion d'endettement désiré de long terme et, par conséquent, celle du surendettement ont des fondements empiriques.

Si les ménages et les entreprises sont préoccupés par leur endettement, ils devraient réagir en modifiant leur demande de crédit et leurs dépenses. La deuxième partie de notre travail consiste à vérifier si les écarts entre les ratios d'endettement effectifs et les ratios d'endettement de long terme ont des effets significatifs sur la demande de crédit des ménages et des entreprises. Nos équations de demande de crédit expriment les flux de crédit en fonction, d'une part, de certaines variables d'activité économique et, d'autre part, de l'écart entre le ratio d'endettement effectif et son niveau de long terme. Il est alors facile de vérifier l'importance empirique de cet écart.

Dans la troisième partie du travail, nous examinons le rôle des écarts entre l'endettement effectif et l'endettement de long terme dans des modèles indicateurs visant à expliquer le taux de croissance du PIB réel, des dépenses de consommation des ménages et des dépenses d'investissement des entreprises, ainsi que l'accumulation des stocks des entreprises. Nous évaluons également la possibilité que d'autres variables reliées à l'endettement, comme les ratios du service de la dette (c'est-à-dire les paiements d'intérêts en proportion des revenus disponibles) aient une influence sur l'activité économique.

Le présent document est structuré de la façon suivante. Dans la section 2, qui suit cette introduction, nous présentons certaines mesures de l'endettement des ménages et des entreprises. Dans la section 3, nous discutons des concepts de stationnarité et de cointégration et nous présentons les tests auxquels nous avons soumis les ratios d'endettement. La section 4 présente les résultats des équations de demande de crédit. Elle est suivie de la section 5, où nous tentons de répondre à la question de savoir si les ménages et les entreprises sont actuellement surendettés. À la section 6, nous examinons le rôle des écarts entre les ratios d'endettement effectifs et de long terme dans les modèles indicateurs. La section 7 contient nos principales conclusions.

2. Un aperçu des données

La théorie ne propose pas de mesure unique de l'endettement. Par exemple, la notion d'endettement peut être exprimée à partir d'une mesure de la solvabilité à moyen ou à long

terme, ou encore à partir d'une mesure de la «liquidité» à court terme. Lorsque nous faisons référence au concept de solvabilité, nous comparons le montant de la dette des agents économiques à leur capacité présente et future de payer les intérêts afférents à leurs dettes et de rembourser le principal. Les ratios d'endettement se distinguent alors par l'approximation que l'on fait de la capacité de remboursement. On peut penser que le degré de solvabilité est déterminé par rapport à la valeur des actifs réels et financiers détenus par les agents, c'est-à-dire par leur capacité de rembourser leurs dettes avec leurs revenus ou avec le produit de la vente de ces actifs. La capacité de remboursement de la dette peut également être reliée à la valeur des revenus présents et futurs du travail, – laquelle peut être approximée par la valeur du capital humain des ménages –, ou à la valeur actualisée des bénéfices futurs des entreprises.

Lorsque nous nous référons au concept de liquidité, nous visons à mesurer la capacité des emprunteurs d'effectuer leurs paiements d'intérêts à l'aide de leurs revenus courants. Il s'agit d'une mesure ponctuelle de l'endettement, qui est donnée par ce que nous appelons le ratio du service de la dette. Ce ratio peut fluctuer considérablement durant les périodes de variations prononcées des taux d'intérêt réels ou du taux d'inflation (anticipé), puisque les taux d'intérêt nominaux payés sur la dette s'ajustent assez rapidement à ces changements (surtout si une partie importante de la dette est à court terme), alors que les revenus s'ajustent plus lentement.

Dans ce travail, nous présentons deux mesures du ratio d'endettement des ménages, où la dette totale est calculée en proportion de deux variables d'échelle. La dette totale des ménages (*TDM*) est composée de l'encours du crédit à la consommation et de celui des prêts hypothécaires à l'habitation publiés par Statistique Canada. Ces données sont disponibles depuis 1962⁴. Les deux variables d'échelle sont la valeur au marché des actifs des ménages (*ATM*) et la richesse totale des ménages (*RTM*), qui correspond à la somme de la valeur des actifs et de la valeur actualisée du capital humain. Les actifs comprennent les avoirs financiers et les avoirs réels (habitations et biens durables). Les stocks d'habitations et de biens durables, de même que la valeur des actions détenus par les ménages, sont évalués aux prix du marché. Les autres actifs financiers sont exprimés en termes comptables. Toutes ces

4. Les données de Statistique Canada sont obtenues à partir d'un rapprochement statistique entre les encours de fin d'année tirés des *Comptes du bilan national* (n° 13-214 au catalogue) et les flux trimestriels provenant des *Comptes des flux financiers* (n° 13-014 au catalogue). La Banque du Canada publie aussi des statistiques du crédit aux ménages (*Revue de la Banque du Canada*, Tableau E2). Ces données sont disponibles depuis 1971 (depuis 1969, dans le cas des prêts hypothécaires), alors que celles de Statistique Canada sont disponibles depuis 1962. Nous préférons les séries chronologiques les plus longues possibles.

données sont similaires à celles utilisées par Montplaisir (1992)⁵. La valeur du capital humain employée pour la construction de la variable de richesse provient du travail de Macklem (1991)⁶.

Les ratios d'endettement des ménages sont présentés aux Graphiques 1.1 et 1.2. Lorsqu'il est exprimé par rapport à la richesse totale, comme dans le Graphique 1.2, le ratio d'endettement montre une nette tendance à la hausse au cours des trois dernières décennies et, selon ces données, l'endettement des ménages serait actuellement à un sommet⁷. Cette tendance peut s'expliquer par des facteurs institutionnels, comme une plus grande accessibilité aux marchés de l'emprunt, ou par des changements démographiques. Nous examinerons plus loin l'influence que les modifications de la pyramide des âges a sur l'endettement des ménages. Au Graphique 1.1, on observe que le ratio d'endettement exprimé par rapport à la valeur au marché des actifs n'a pas montré de tendance aussi prononcée, surtout depuis le milieu des années 1980. En fait, la forte croissance de la dette durant la seconde moitié des années 80 a été accompagnée d'une montée importante du prix des maisons, ce qui a provoqué une réévaluation de la valeur au marché de l'ensemble du stock des logements et, par conséquent, une augmentation importante de la valeur des actifs.

Au Graphique 1.3, nous présentons une mesure du ratio du service de la dette des ménages, qui est donnée par le rapport entre les paiements d'intérêts sur la dette et le revenu personnel disponible⁸. Ce ratio a affiché une tendance à la hausse au cours des trente dernières années. Son évolution est semblable à celle du ratio de la dette à la richesse, mais elle a aussi été influencée par les grandes variations des taux d'intérêt nominaux, surtout au

5. Montplaisir discute plus en détail de la construction des données. Il y a toutefois deux différences notables entre nos données et celles de Montplaisir. D'abord, nos données des actifs financiers sont celles des Secteurs I & II des *Comptes du bilan national*, c'est-à-dire le secteur des particuliers et des entreprises individuelles, alors que Montplaisir essaie de se limiter, lorsque c'est possible, aux données des particuliers. Une autre différence est que Montplaisir approxime la valeur des obligations aux prix du marché, alors que nous utilisons les données comptables. Cette simplification a peu d'effet sur la mesure de la valeur totale des actifs, étant donné que les obligations représentent moins de 10% de ce total.

6. Macklem (1991) approxime la richesse humaine par habitant en dollars de 1986 à partir de la valeur actualisée des revenus nets du travail, où le taux d'actualisation est le taux d'intérêt réel à court terme, majoré d'un terme constant. Notre mesure de la valeur du capital humain est obtenue à partir du produit de trois variables : la richesse humaine de Macklem, l'indice implicite du PIB et la population totale. À la fin de 1992, la valeur du capital humain était de 9,3 billions de dollars, soit environ 4 fois plus que la valeur des avoirs réels et financiers.

7. L'évolution du ratio d'endettement exprimé en proportion du revenu personnel disponible ressemble beaucoup à celle du ratio exprimé par rapport à la richesse totale; cela n'est pas tellement surprenant, étant donné l'effet important qu'a le revenu personnel courant dans le calcul de la valeur du capital humain.

8. Les données des paiements d'intérêts sont des approximations. Elles sont données par le produit de l'encours de la dette et de moyennes mobiles des taux d'intérêts nominaux sur des périodes précédentes. Quant à la mesure du revenu personnel disponible, elle provient de la comptabilité nationale.

début des années 80. En outre, la baisse des taux d'intérêt depuis le milieu de l'année 1990 a encouragé une baisse du ratio du service de la dette des ménages, alors que le ratio *TDM/RTM* a continué d'augmenter.

Nous examinons dans cette étude deux mesures du ratio d'endettement des entreprises non financières. Notre mesure de la dette totale des entreprises (*TDE*) est obtenue à partir des données du bilan des entreprises publiées par Statistique Canada depuis les années 60 (*Statistiques financières trimestrielles des entreprises*, n° 61-008, au catalogue)⁹. Toutefois, il y a eu plusieurs ruptures statistiques au cours de cette période, de sorte qu'il est nécessaire de relier les différentes séries temporelles. La dette totale est calculée en proportion de deux variables d'échelle. Celles-ci sont calculées à partir de la somme de la dette et de la valeur de l'avoir des actionnaires, mais elles se distinguent par l'approximation que l'on fait de l'avoir des actionnaires. La première mesure de la variable d'échelle (*VBE*) est calculée à partir des données de l'avoir des actionnaires en termes comptables publiées par Statistique Canada, tandis que la seconde (*VME*) est obtenue à partir d'une approximation de la valeur au marché de l'avoir des actionnaires, qui est calculée en cumulant le taux de croissance de la valeur au marché des actions des sociétés non financières comprises dans l'indice boursier TSE300¹⁰. *TDE/VBE* est donc le ratio d'endettement en termes comptables et *TDE/VME*, une approximation du ratio d'endettement en valeur au marché.

L'évolution des deux mesures du ratio d'endettement des entreprises est présentée aux Graphiques 2.1 et 2.2. Nous observons d'abord que le ratio d'endettement exprimé en valeur au marché montre une plus grande variabilité que celui exprimé en termes comptables. Il est aussi intéressant de constater que le ratio d'endettement qui est exprimé en valeur comptable se situe actuellement à son niveau le plus élevé des trente dernières années, alors que le ratio calculé en valeur au marché est très proche de son niveau moyen de cette période. En fait, la baisse de l'avoir des actionnaires en termes comptables depuis 1990, qui est due à la diminution des bénéfices, n'a pas été accompagnée d'une réduction aussi prononcée de la

9. Notons que le montant de la dette est exprimé en termes comptables et non aux prix du marché. Nous ne disposons pas de données historiques très précises sur la composition par échéance de la dette des entreprises, données qui sont nécessaires pour approximer le plus adéquatement possible la valeur au marché de la dette.

La Banque du Canada publie aussi des données sur la dette des entreprises (*Revue de la Banque du Canada*, Tableau E2). De façon générale, ces données proviennent de l'actif des institutions financières ainsi que du suivi régulier des marchés des capitaux, alors que les données de Statistique Canada proviennent directement du bilan des sociétés non financières. Nous avons une certaine préférence pour les données de Statistique Canada, parce qu'elles sont plus complètes et qu'elles tiennent compte plus adéquatement des restructurations financières (fusions, acquisitions, faillites, échanges de dettes contre actions, etc.).

10. Les données utilisées pour le calcul de la valeur des actions des sociétés du TSE300 proviennent du *Monthly Review*, publié par la Bourse de Toronto. Comme les données agrégées de la Bourse de Toronto comprennent les institutions financières, il est nécessaire de faire certains ajustements pour exclure ces institutions.

dette, de sorte que les entreprises se retrouvent avec un lourd endettement selon ces données. Toutefois, le surendettement n'apparaît pas avec les données exprimées en valeur au marché, puisque la valeur de l'avoir des actionnaires sur les marchés boursiers n'a pas subi de baisse notable. Par ailleurs, les deux ratios ont semblé montrer une légère tendance à la hausse depuis le début des années 60. Cependant, comme nous le verrons plus loin, il n'est pas certain que cette tendance soit linéaire, ni même que l'on ait besoin d'une tendance pour expliquer l'évolution plus récente de l'endettement des entreprises.

Le Graphique 2.3 montre l'évolution du ratio du service de la dette des entreprises, qui est donné par le rapport entre les paiements d'intérêts et les revenus (bruts) disponibles¹¹. Il présente une évolution semblable à celle du ratio d'endettement exprimé en valeur comptable et donne à penser que le fardeau de la dette des entreprises est actuellement très élevé, bien que la baisse des taux d'intérêt depuis la mi-1990 ait entraîné une réduction des paiements d'intérêts.

3. Les tests de stationnarité et de cointégration

Dans cette section, nous décrivons les concepts de stationnarité et de cointégration des ratios d'endettement et nous utilisons deux types de tests pour vérifier ces hypothèses. En pratique, la stationnarité ou la cointégration signifie que, lorsque surviennent des chocs macroéconomiques – touchant les revenus courants et anticipés par exemple – les ratios d'endettement effectifs vont diverger de leur niveau désiré, mais ces déséquilibres devraient se résorber assez rapidement si les agents sont préoccupés par leur endettement.

S'il y a stationnarité ou cointégration, c'est que les agents ont intérêt à ramener leur ratio d'endettement jusqu'à son niveau désiré, parce qu'il existe des coûts de déséquilibre qui les incitent à le faire; toutefois, ils ne peuvent pas modifier ce ratio instantanément à cause des coûts d'ajustement¹². Notre intention n'est pas de tenir compte explicitement de ces

11. Ces données proviennent des *Statistiques financières trimestrielles des entreprises*, (Statistique Canada, n° 61-008 au catalogue). Les revenus disponibles sont les bénéfices avant impôts, auxquels sont ajoutés les paiements d'intérêts et les provisions pour amortissement du capital.

12. Les tests de stationnarité ou de cointégration peuvent constituer des applications d'un problème de minimalisation des coûts $C = a \cdot (y - y^d)^2 + b \cdot (y - y_{-1})^2$, où y et y^d sont, respectivement, les ratios d'endettement effectif et désiré. Le premier terme représente les coûts de déséquilibre, le second, les coûts d'ajustement. La condition d'ordre permet d'obtenir la relation suivante : $\Delta y = a / (a + b) \cdot (y^d - y_{-1})$. Cette relation permet de montrer le problème d'identification propre à l'estimation des modèles d'ajustement, ainsi qu'à l'application des tests de stationnarité. Prenons deux exemples extrêmes. Si les coûts de déséquilibre sont très petits ($a \Rightarrow 0$), y sera représenté par un processus (non stationnaire) de promenade aléatoire. D'autre part, si les coûts d'ajustement sont très grands ($b \Rightarrow \infty$), y sera représenté par un processus stationnaire, mais quasi-unitaire. Les tests de stationnarité peuvent difficilement distinguer ces deux cas extrêmes. Leur fiabilité est plus grande lorsque le «vrai» processus statistique des données est moins extrême.

coûts, ni même de les identifier de façon exhaustive et précise. Nous mentionnons simplement que leur présence peut justifier les hypothèses que nous voulons examiner. Il peut s'agir ou bien de coûts de déséquilibre reliés aux primes de risque additionnelles imposées par les marchés financiers lorsque l'endettement des emprunteurs est «trop élevé», ou bien de coûts d'ajustement rattachés à des modifications importantes du bilan des emprunteurs (par exemple, une perte en capital ou une perte d'utilité reliées à la réalisation des actifs). Les ajustements des ratios d'endettement devraient se faire rapidement lorsque les coûts de déséquilibre sont élevés, mais les écarts entre l'endettement désiré et l'endettement effectif vont persister si les coûts d'ajustement sont importants.

Pour décrire les concepts de stationnarité et de cointégration, il faut d'abord établir la relation de long terme du ratio d'endettement *effectif* :

$$(D/W)_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot T + \beta_{2i} \cdot \bar{X}_{i,t} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Toutes les variables contenues dans l'équation (1) sont exprimées en niveau. L'équation (1) indique que le ratio d'endettement effectif est égal au ratio d'endettement désiré, plus un terme d'erreurs (ε_t) qui devrait être stationnaire. Dans cette équation, D_t est le niveau de la dette, W_t , le niveau d'une variable d'échelle qui peut représenter, par exemple, la richesse totale des ménages ou la valeur attribuée aux entreprises par les marchés financiers. La formulation de l'équation (1) impose l'hypothèse que le niveau désiré de la dette est homogène de degré 1 par rapport à la variable d'échelle W_t , hypothèse qui nous permet d'écrire l'équation en fonction du ratio d'endettement¹³. Le ratio d'endettement *désiré* est exprimé par la relation $\beta_0 + \beta_1 \cdot T + \beta_{2i} \cdot \bar{X}_{i,t}$, où T est une tendance déterministe, $\bar{X}_{i,t}$, un vecteur de variables explicatives et où les β sont les paramètres de long terme.

Les concepts de stationnarité et de cointégration signifient que les déviations du niveau effectif du ratio d'endettement par rapport au niveau désiré de long terme sont stationnaires, c'est-à-dire que le terme d'erreurs de l'équation (1) est stationnaire. L'interprétation que l'on donne à l'application des tests dépend de la formulation de la relation de long terme. Nous examinons quatre possibilités : (a) l'hypothèse de stationnarité du ratio d'endettement par rapport à sa moyenne β_0 ; (b) celle de stationnarité du ratio d'endettement par rapport à une tendance déterministe T ; (c) celle de cointégration entre le

13. Nous avons aussi effectué les tests de stationnarité et de cointégration lorsque les mesures de la dette étaient exprimées sous la forme logarithmique, en imposant ou non l'hypothèse d'homogénéité de la dette par rapport à la variable d'échelle W . Les résultats des tests étaient très peu sensibles à la forme fonctionnelle utilisée. En principe, nous aurions pu décomposer la variable d'échelle en une composante réelle et une composante de prix et nous aurions pu imposer l'hypothèse d'homogénéité par rapport à l'une ou l'autre de ces deux composantes.

ratio d'endettement et les variables explicatives X_i ; (d) celle de cointégration entre le ratio d'endettement, une tendance et les variables X_i .

Dans le présent travail, nous vérifions la stationnarité et la cointégration à partir de deux types de tests statistiques. Dans les tests du premier type, les hypothèses nulles sont celles de non-stationnarité ou de non-cointégration, alors que, dans les tests du deuxième type, le fardeau de la preuve est inversé, c'est-à-dire que la stationnarité et la cointégration constituent, selon le cas, l'hypothèse nulle. Comme le montrent Amano et van Norden (1992), l'application des deux types de tests peut permettre de réduire le nombre de conclusions incorrectes auxquelles conduit souvent l'application d'un seul test.

Le premier test de stationnarité que nous utilisons, appelé ADF, est la version «augmentée» du test de Dickey et Fuller (1979). Il s'agit d'estimer l'équation suivante, avec ou sans tendance déterministe :

$$(D/W)_t = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot (D/W)_{t-1} + \alpha_2 \cdot T + \alpha_3 \cdot \sum_{j=1}^n \Delta (D/W)_{t-j} \quad (2)$$

et de tester l'hypothèse nulle de non-stationnarité $H_0 : \alpha_1 = 1$ à partir de la statistique calculée t_{ADF} ¹⁴.

Pour effectuer le premier type de test de cointégration, nous appliquons le test en deux étapes proposé par Engle et Granger (1987), appelé ci-après AEG. Pour réaliser ce test, il suffit d'estimer l'équation de long terme (1) par les moindres carrés ordinaires, avec ou sans tendance déterministe, puis d'appliquer la procédure de Dickey-Fuller au terme d'erreurs de cette équation à partir de l'estimation de l'équation suivante :

$$\varepsilon_t = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \varepsilon_{t-1} + \alpha_2 \cdot \sum_{j=1}^n \Delta \varepsilon_{t-j} \quad (3)$$

et enfin de tester l'hypothèse nulle de non-cointégration $H_0 : \alpha_1 = 1$ à partir de la statistique t_{AEG} . Les valeurs critiques des tests ADF et AEG proviennent de MacKinnon (1991). La valeur de n dans les équations (2) et (3) dépend de la structure autorégressive des erreurs, mais elle est inconnue a priori. En pratique, elle a été déterminée par la méthode d'Akaike (1969).

14. Nous avons également examiné les résultats des tests de stationnarité et de cointégration effectués à l'aide de la méthode proposée par Phillips et Perron (1988). Dans l'ensemble, les résultats étaient similaires à ceux obtenus avec la méthode de Dickey-Fuller.

Le deuxième type de test de stationnarité que nous utilisons a été proposé par Kwiatkowski, Phillips, Schmidt et Shin (1992). Ce test, identifié par les lettres KPSS, utilise la stationnarité comme hypothèse nulle. Plus spécifiquement, il s'agit de tester l'hypothèse que la variance de la composante non stationnaire d'une série est nulle. Il s'agit d'estimer l'équation de long terme avec ou sans tendance déterministe :

$$(D/W)_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot T + \varepsilon_t \quad (4)$$

et de calculer la statistique suivante de Lagrange :

$$LM_{KPSS} = \frac{T^{-2} \cdot \sum_{t=1}^T S_t^2}{s^2(k)} \quad (5)$$

$$\text{où } S_t = \sum_{m=1}^t \varepsilon_m.$$

$s^2(k)$ est une estimation de la variance du terme d'erreurs ε_t proposée par Newey et West (1987); k , le paramètre de «troncature» utilisé pour effectuer cette estimation de la variance et T^{-2} , un facteur additionnel qui sert à normaliser le numérateur. Nous utilisons $k=4$ dans tous les tests. Les valeurs critiques de ce test proviennent de l'article de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt et Shin.

Le deuxième test de cointégration a été proposé par Shin (1992). Il s'agit d'une application en deux étapes du test KPSS au cas de la cointégration entre plusieurs variables. Pour la première étape, Shin propose d'estimer l'équation dynamique de long terme qui inclut les valeurs retardées et futures des variables explicatives X , avec ou sans tendance déterministe :

$$(D/W)_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot T + \beta_{2i} \cdot \bar{X}_{i,t} + \sum_{j=-q}^q \Theta_j \Delta \bar{X}_{t-j} + \eta_t \quad (6)$$

Cette procédure d'estimation de l'équation de long terme a été élaborée par Stock et Watson (1993)¹⁵. Selon eux, cette procédure produit des estimateurs fiables et efficaces des paramètres de long terme. Dans la deuxième étape du test de Shin, il s'agit de calculer la statistique de Lagrange LM_{SHIN} de la même façon que pour le test KPSS. Les valeurs critiques sont exposées dans le texte de Shin.

15. Stock et Watson proposent aussi de choisir le nombre de valeurs retardées et futures, soit la valeur de q , sur la base de la statistique $T^{1/3}$. Nous avons choisi $q=4$ dans notre étude.

3.1 L'endettement des ménages

Nous présentons aux Tableaux 1 et 2 les tests de stationnarité et de cointégration auxquels ont été soumis les ratios d'endettement des ménages. Les tests ADF et KPSS indiquent tous deux que les ratios d'endettement des ménages ne sont pas stationnaires par rapport à leur moyenne. En outre, le test ADF ne permet pas de rejeter l'hypothèse nulle de non-stationnarité par rapport à une tendance déterministe dans le cas des deux ratios étudiés, bien que, sur la base du test KPSS, l'hypothèse de stationnarité par rapport à une tendance n'est pas rejetée dans le cas du ratio *TDM/RTM*. Cependant, les deux ratios étudiés sont stationnaires en première différence, et ce, sur la base des deux tests.

Nous avons introduit dans les équations de long terme des ratios d'endettement deux variables démographiques décrivant l'importance relative du groupe des 25-34 ans dans la population (la variable *p2534*) et de celui des 35-44 ans (la variable *p3544*). Les résultats des tests ADF et KPSS indiquent que ces variables sont non stationnaires, sauf la variable *p2534* qui serait stationnaire selon le test ADF (voir le Tableau 1)¹⁶. L'évolution de l'endettement du secteur des ménages est reliée positivement à l'importance du groupe des 25-34 ans, puisque c'est dans ce groupe que l'on trouve les jeunes ménages qui financent en grande partie par l'emprunt l'acquisition de leur première maison et leurs achats de biens durables. Par ailleurs, le passage dans le groupe des 35-44 ans conduit généralement à une réduction de l'endettement au fur et à mesure que les ménages remboursent leurs dettes et accumulent des actifs, bien que le fardeau de la dette puisse demeurer élevé dans ce groupe d'âge¹⁷. L'évolution des variables *p2534* et *p3544* est présentée au Graphique 1.4. Il est possible de relier la hausse de l'endettement des ménages au cours des années 70 à l'augmentation de l'importance relative du groupe des 25-34 ans. Le passage de ces ménages dans le groupe des 35-44 ans au début des années 80 peut expliquer la baisse, ou la hausse plus modérée, des ratios d'endettement. Cependant, il n'est pas facile d'expliquer à l'aide de ces variables démographiques la hausse de l'endettement durant la seconde moitié des années 80.

16. À souligner que les variables *p2534* et *p3544* sont non stationnaires également en première différence. Il s'agit d'un résultat difficile à interpréter et auquel nous n'accordons pas beaucoup d'importance. Le fait de chercher des relations de cointégration entre les ratios d'endettement des ménages et les ratios démographiques présuppose que ces ratios ont le même niveau d'intégration.

17. À ce sujet, les données de Statistique Canada (*La répartition de la richesse au Canada, 1984*, n° 13-580 au catalogue) indiquent que le ratio de la dette à l'ensemble des avoirs atteint 29% chez le groupe des 25-34 ans et qu'il diminue à 20% chez les 35 à 44 ans et à 10% chez les 45 à 54 ans. Par ailleurs, les données indiquent que la fréquence d'une dette hypothécaire est de 35,4% dans la couche des 25-34 ans, qu'elle augmente pour atteindre 47,8% dans la strate des 35-44 ans, mais qu'elle diminue dans les groupes plus âgés.

Nous avons également introduit deux variables financières dans les équations des ratios d'endettement. La première est l'écart entre le taux d'intérêt des prêts hypothécaires à 5 ans et le taux de rendement nominal des obligations de 3 à 5 ans du gouvernement fédéral, soit la variable *diff*. Cette variable est stationnaire, du moins selon le test ADF. Elle sert à approximer le coût *marginal* de l'emprunt, qui correspond au coût de détention d'actifs financiers lorsqu'on emprunte à un taux plus élevé. Lorsque ce coût augmente, les agents devraient être incités à réduire leurs actifs financiers et à emprunter moins. La seconde variable financière est le taux de rendement réel des actifs financiers (*rrf*), qui est donné par la différence entre le taux de rendement nominal des obligations de 3 à 5 ans du gouvernement fédéral et le taux d'inflation anticipé. Ce taux d'inflation est approximé par le taux de croissance moyen de l'indice implicite du PIB au cours des trois années précédentes. La variable *rrf* est non stationnaire en niveau, mais elle est stationnaire en première différence. Elle est utilisée pour tenir compte de l'effet général des taux d'intérêt réels sur l'endettement des ménages¹⁸. En général, les résultats d'estimation des équations de long terme montrent que les variables *diff* et *rrf* ne modifient pas beaucoup le pouvoir prédictif de ces équations ni les résultats des tests de cointégration.

Les résultats des tests de cointégration AEG et SHIN entre chacune des deux mesures des ratios d'endettement et les variables macroéconomiques et démographiques (*p2534*, *p3544*, avec ou sans les variables *diff* et *rrf*) sont présentés au Tableau 2. Comme les deux tests conduisent à des conclusions opposées, ils ne permettent d'appuyer ni la cointégration, ni l'hypothèse contraire. En effet, les résultats des tests AEG ne sont pas favorables à l'hypothèse de cointégration, que l'on tienne compte ou non d'une tendance déterministe (puisque l'on ne peut pas rejeter la non-cointégration), alors que les tests SHIN ne permettent généralement pas de rejeter l'hypothèse de cointégration.

Plusieurs raisons peuvent expliquer les difficultés à identifier les relations de stationnarité ou de cointégration des ratios d'endettement des ménages. En voici deux. D'abord, il est possible que l'évolution des ratios d'endettement au cours des trois dernières décennies, en particulier leur tendance à la hausse, s'explique en partie par des modifications des conditions d'accessibilité à l'emprunt. Mais, comme ces conditions peuvent changer de manière épisodique, elles ne peuvent pas être bien captées par une simple tendance linéaire.

18. Nous avons aussi essayé d'expliquer l'évolution des ratios d'endettement par le taux de rendement net des actifs immobiliers, - approximé par l'écart entre le taux de croissance moyen du prix de revente des maisons au cours des trois années précédentes et le taux d'intérêt des prêts hypothécaires, - par le taux de chômage (comme mesure de l'incertitude quant aux revenus futurs) et par le taux d'inflation anticipé. L'introduction de ces variables a réduit la statistique t calculée du test de cointégration AEG.

Deuxièmement, il est possible que les ménages les plus endettés n'aient pas la capacité ou la possibilité de changer rapidement leur comportement pour ramener, après certains chocs, le montant de leurs dettes au niveau souhaité. En effet, il est souvent difficile pour eux de réduire leurs dépenses, de vendre des actifs réels ou financiers, de façon à réduire leurs dettes. Si les ajustements du bilan des ménages se font sur une longue période, il n'est pas surprenant qu'il soit difficile d'identifier, à l'aide de tests statistiques, des ajustements «significativement rapides». Des séries chronologiques plus longues pourraient nous aider à identifier des relations de cointégration.

3.2 L'endettement des entreprises

On trouvera au Tableau 3 les résultats des tests de stationnarité ADF et KPSS appliqués aux données de l'endettement des entreprises. Les résultats indiquent qu'aucun des deux ratios d'endettement n'est stationnaire par rapport à sa moyenne. Cependant, les tests KPSS semblent indiquer que les deux ratios sont stationnaires par rapport à leur tendance, alors que les tests ADF ne permettent pas de rejeter la non-stationnarité. Comme les deux tests ne conduisent pas à la même conclusion, ils ne favorisent pas une hypothèse en particulier. Par contre, les deux tests montrent que les ratios sont stationnaires en première différence.

La question qui nous intéresse maintenant est de savoir s'il est possible de trouver des variables économiques avec lesquelles les ratios seraient cointégrés. En pratique, nous avons tenté de relier l'évolution des ratios d'endettement à celle de deux mesures du ratio d'endettement optimal (*b1* et *b2*) élaborées par Fillion (1992). Les deux ratios sont non stationnaires selon les tests ADF et KPSS, mais ils sont stationnaires en première différence (voir le Tableau 3). Les deux mesures proviennent d'un modèle de minimalisation du coût du financement. Elles sont calculées à partir de fonctions non linéaires entre les taux d'imposition des entreprises et ceux de leurs créanciers ou actionnaires, le niveau des taux d'intérêt réels, les primes de risque demandées par les investisseurs et le taux d'inflation anticipé. La première mesure (*b1*) tient compte en outre de deux résultats empiriques : le faible lien entre le taux de rendement réel des obligations et celui des actions détenues dans le portefeuille des investisseurs; l'effet positif de l'inflation sur le taux de rendement réel après impôt demandé par les actionnaires. La deuxième mesure (*b2*) suppose qu'il existe un lien direct entre le taux de rendement des obligations et celui des actions et que l'inflation n'a pas d'effet permanent sur le taux de rendement réel des actions. Les deux mesures sont présentées au Graphique 2.4. De façon générale, la première mesure est fortement corrélée avec le taux d'inflation (coefficient de corrélation de 0,95 sur la période 1963-1990) et la seconde, avec le niveau des taux d'intérêt nominaux à long terme (coefficient de corrélation

de 0,87 sur la période 1963-1990). Les deux ratios divergent surtout lorsque les taux d'intérêt réels varient beaucoup.

Les résultats des tests de cointégration se trouvent au Tableau 4. Dans l'ensemble, aucun des résultats ne permet de croire que le ratio d'endettement en termes comptables soit cointégré avec les ratios d'endettement optimaux $b1$ ou $b2$. Cependant, il y a quelques résultats (4 tests sur 8) qui indiquent que le ratio d'endettement en valeur au marché est cointégré avec l'une ou l'autre des mesures du ratio d'endettement optimal, cela avec ou sans tendance déterministe. Ces résultats font quelque peu ressortir les fondements empiriques de la notion d'endettement désiré des entreprises et par conséquent de celle du surendettement.

4. Les équations de demande de crédit

Dans la section précédente, nous avons tenté de déterminer à l'aide des tests de cointégration si les ménages et les entreprises sont préoccupés par leur endettement. Cependant, les résultats de ces tests ne sont pas très concluants, surtout dans le cas des ménages. Dans la présente section, nous proposons une autre façon d'évaluer les effets potentiels du surendettement. Il s'agit d'examiner si les ajustements à court terme de la demande de crédit des ménages et des entreprises sont influencés par les écarts entre les ratios d'endettement effectif et les ratios de long terme¹⁹. Dans la section 6, nous nous demandons si ces écarts ont des effets significatifs sur la croissance des dépenses des agents.

La forme générale de nos équations de demande de crédit est la suivante :

$$\Delta D_t = \gamma_1 \cdot \Delta W_t + \gamma_{2i}(l) \cdot \bar{Y}_{i,t-l} - \lambda \cdot [D_{t-1} - (\tilde{\beta}_0 + \beta_1 T + \beta_{2i} \bar{X}_{i,t-1}) \cdot W_{t-1}] + \mu_t W_{t-1} \quad (7)$$

où Δ est un opérateur de première différence. La formulation de l'équation (7) relie l'évolution à court terme de la demande de crédit à certaines dépenses des ménages ou des entreprises, ainsi qu'aux revenus de ces agents. Ces variables sont regroupées dans le vecteur $\bar{Y}_{i,t-l}$ et $\gamma_{2i}(l)$ sont les paramètres qui sont rattachés à ces variables. La demande de crédit est aussi reliée en principe aux changements d'une variable d'échelle (ΔW), mais les résultats d'estimation montrent que ces changements n'ont pas une grande influence.

19. Bernanke et Campbell (1988) utilisent l'approche de l'estimation de la demande de crédit pour vérifier l'hypothèse du surendettement des entreprises avec les données microéconomiques des firmes américaines.

Le terme entre crochets de l'équation (7) est le terme de déséquilibre de l'endettement. Selon cette formulation, l'hypothèse d'homogénéité à long terme par rapport à la variable d'échelle W est imposée dans l'équation. Cependant, comme la variable dépendante de l'équation de demande de crédit est représentée par la variation de la dette, le terme d'erreur de l'équation ($\mu_t W_{t-1}$) va montrer en principe un problème d'hétéroscédasticité par rapport à W , si la demande est homogène à long terme par rapport à cette variable. Aux fins d'estimation, l'équation est réécrite en divisant tous les membres de l'équation par W_{t-1} :

$$\begin{aligned} \Delta D_t / W_{t-1} = & \gamma_1 \cdot (\Delta W_t / W_{t-1}) + \gamma_{2i}(l) \cdot (\bar{Y}_{i,t-l} / W_{t-1}) \\ & - \lambda \cdot \left[(D/W)_{t-1} - (\tilde{\beta}_0 + \beta_1 T + \beta_{2i} \bar{X}_{i,t-1}) \right] + \mu_t \end{aligned} \quad (8)$$

Le terme entre crochets de l'équation (8) exprime la demande de crédit en fonction d'un mécanisme d'ajustement entre le niveau effectif du ratio d'endettement au temps $t-1$ et son niveau de long terme, lequel est décrit par la relation $\tilde{\beta}_0 + \beta_1 T + \beta_{2i} \bar{X}_{i,t-1}$ ²⁰. Le paramètre λ est le coefficient rattaché à ce terme d'ajustement. Il devrait être important si les ménages et les entreprises sont préoccupés par leur endettement. Cependant, le test de «signification» du paramètre λ doit être interprété avec prudence puisqu'il n'est valide que sous l'hypothèse de cointégration entre le ratio d'endettement et les variables macroéconomiques. Par ailleurs, la présence du terme d'ajustement rend l'équation (8) non linéaire. Elle sera donc estimée par une méthode non linéaire (les moindres carrés non linéaires, MCNL) qui permet d'obtenir simultanément les coefficients de l'équation de long terme et ceux de l'équation de court terme.

L'équation de demande de crédit représentée par l'équation (8) s'apparente au modèle de correction d'erreurs (MCE) élaboré entre autres par Engle et Granger (1987), bien qu'elle ne soit pas identique au MCE. Dans notre équation, les variables qui expliquent le niveau de la dette (les X_t et W_t) ne sont pas nécessairement les mêmes que celles qui expliquent les flux de crédit (les $Y_{i,t-l}$), comme cela est le cas dans un MCE. Nous prétendons que le niveau d'endettement est relié à *long terme* à une mesure actualisée des revenus futurs (W), mais les résultats montrent que la demande de crédit est surtout liée, à *court terme*, à l'évolution de certaines dépenses des ménages ou des entreprises. D'autre part, comme l'ont proposé Engle et Granger, nous avons également estimé les équations de demande de crédit en deux étapes. Dans un premier temps, nous avons estimé l'équation de long terme (soit l'équation (1)) et,

20. Le coefficient $\tilde{\beta}_0$ est le terme constant de l'équation de demande de crédit. Il ne fait pas l'objet d'une interprétation économique précise et ne doit pas être interprété comme le terme constant de la relation de long terme du ratio d'endettement.

ensuite, l'équation de court terme (soit l'équation (8)) en y incluant le terme de déséquilibre provenant de l'équation de long terme. De façon générale, les estimations du paramètre λ obtenues de cette procédure en deux étapes diffèrent assez peu de celles provenant de la procédure en une étape qui sont présentées dans cette section²¹.

Avant de présenter les résultats de l'estimation des équations de demande de crédit, il n'est pas sans importance de discuter brièvement du problème potentiel de simultanité. En principe, les écarts entre les ratios d'endettement effectif et de long terme des ménages et des entreprises peuvent avoir des effets sur plusieurs aspects des décisions de ces agents. Si ceux-ci sont surendettés, une des façons qu'ils ont de réduire leur endettement consiste à diminuer leurs dépenses et à utiliser leur épargne pour rembourser leurs dettes. Ils peuvent aussi tenter d'augmenter leurs revenus, en travaillant davantage et en haussant leur productivité; ils peuvent réduire la taille de leur bilan en vendant des actifs réels ou financiers; dans le cas des entreprises, elles peuvent émettre de nouvelles actions. Or, lorsqu'on estime séparément les équations de demande de crédit, comme nous le faisons dans la présente section, le problème de simultanité entre les variables peut introduire des biais dans l'estimation des coefficients. Si ce problème est effectivement important, il serait souhaitable d'estimer simultanément les équations d'endettement, de demande de crédit et de consommation (ou d'investissement), mais nous écartons pour l'instant cette possibilité qui pourra faire l'objet de recherches futures²². La méthode des vecteurs de cointégration pourrait être appliquée à ce problème (Johansen et Juselius, 1990).

4.1 La demande de crédit des ménages

Dans cette section, nous élaborons et estimons l'équation de demande de crédit des ménages. Nous présentons deux ensembles de résultats; dans le premier, toutes les variables sont exprimées par rapport à la valeur des actifs des ménages, soit la variable *ATM*; dans le second, elles sont divisées par la richesse totale des ménages, soit la variable *RTM*. Notons cependant que les taux de croissance des variables d'échelle n'avaient pas d'effet significatif à court terme sur la demande de crédit de sorte qu'elle ne figure pas dans les résultats des estimations. Nous incluons dans le vecteur de long terme les variables démographiques (*p2534* et *p3544*)

21. Cependant, dans le cas de la demande de crédit des ménages, certains autres paramètres pouvaient être assez différents d'une méthode d'estimation à une autre.

22. Nous avons effectué un examen partiel du problème de simultanité en estimant les équations de demande à l'aide de la méthode des variables instrumentales. Les valeurs estimées du paramètre λ de même que le pouvoir prédictif des équations pour les années 1991 et 1992 (c'est-à-dire les deux critères d'évaluation qui nous intéressent plus particulièrement dans cette étude) étaient assez semblables à celles obtenues par la méthode des moindres carrés non linéaires utilisée dans cette section. Cela nous porte à croire que le problème de simultanité n'a peut-être pas de conséquences importantes sur l'estimation des équations de demande de crédit.

et financières (*rrf* et *diff*) de même qu'une tendance linéaire déterministe. Nous examinons en outre l'effet de l'exclusion de cette tendance des équations estimées.

Avant de présenter les résultats des estimations, discutons brièvement des variables d'activité économique $Y_{i,t-l}$ contenues dans les équations. Il y a d'abord les dépenses de consommation, soit la variable *CDURN*, qui devrait avoir un effet positif sur la demande de crédit. La variable *CDURN* inclut les dépenses en biens durables et semi-durables exprimées en dollars courants. Les équations comprennent également une variable d'activité du marché de l'habitation, qui devrait avoir un effet positif sur la demande de crédit. Il s'agit de la variable *IRCN*, soit la valeur de l'investissement en dollars courants dans la construction résidentielle²³. Les équations incorporent aussi le revenu personnel disponible, soit la variable *YDM*, qui devrait avoir, à court terme du moins, un effet négatif sur la demande de crédit, puisque les revenus personnels constituent la principale source de fonds utilisée par les ménages pour rembourser leurs dettes.

Avant de procéder à l'estimation des équations de la demande de crédit, nous avons examiné le niveau d'intégration de la variable endogène et des variables exogènes à l'aide des tests de stationnarité du type-ADF et du type-KPSS. Les résultats de ces tests indiquent que la variable endogène ΔCTM est stationnaire, alors que les variables explicatives *CDURN*, *IRCN* et *YDM* ne le sont pas. Notons que les tests de stationnarité ont été effectués après que les variables ont été divisées par les niveaux retardés des variables d'échelle *ATM* ou *RTM*²⁴. Le fait que certaines variables soient non stationnaires peut conduire à des corrélations fallacieuses lors de l'estimation. De façon à limiter ces problèmes potentiels, nous avons estimé les équations de demande de crédit en y incluant la première différence des variables explicatives non stationnaires, en plus du niveau retardé de ces variables. En principe, la présence du niveau retardé des variables non stationnaires ne devrait pas causer de graves problèmes si ces variables sont cointégrées entre elles; nous n'avons pas testé formellement cette hypothèse, mais elle est vraisemblable.

Les résultats d'estimation des équations de la demande de crédit se trouvent au Tableau 5. Les équations sont estimées sur la période allant du deuxième trimestre de 1963 au quatrième trimestre de 1990. De façon générale, la performance des équations est excellente; le \bar{R}^2 des équations se situe entre 0,70 et 0,73, et l'écart-type des erreurs

23. Nous avons également essayé d'introduire dans le modèle une variable représentant la valeur des ventes de maisons existantes, mais cette variable n'était pas significative sur la période 1963-1990.

24. Les résultats des tests de stationnarité sont généralement insensibles au choix de la variable d'échelle utilisée.

d'estimation se situe autour de 2,6 points de pourcentage lorsqu'il est exprimé par rapport au taux de croissance annualisé du crédit. Les tests de spécification n'indiquent pas de problèmes d'autocorrélation, d'hétéroscédasticité ou d'instabilité temporelle, mais l'une des équations, l'équation EQM3 qui est exprimée par rapport à la richesse totale des ménages, montre un problème d'instabilité. Pour éviter d'alourdir le texte, nous ne discuterons pas en détail des coefficients rattachées aux variables d'activité Y_{t-1} . Mentionnons simplement qu'ils sont du signe attendu et sont généralement significatifs, bien que la valeur de certains d'entre eux puisse sembler trop élevée²⁵.

Examinons l'importance du paramètre d'ajustement λ dans les équations. Dans l'équation EQM1 de la première colonne du Tableau 5, où l'endettement est exprimé par rapport à la valeur des avoirs totaux ATM , le paramètre d'ajustement est significatif au niveau de 5%²⁶. Il s'agit d'un résultat important, qui nous donne à penser que les ménages peuvent être préoccupés par leur endettement. Toutefois, la valeur du paramètre d'ajustement dans cette équation est de 0,05, ce qui signifie que le délai d'ajustement moyen est de 19 trimestres; cette période d'environ 5 ans est évidemment très longue. Par ailleurs, lorsque nous excluons la tendance du vecteur de long terme (l'équation EQM2), les résultats qui étaient favorables aux effets de l'endettement sur la demande de crédit s'estompent. Enfin, les résultats des équations EQM3 et EQM4, où l'endettement est exprimé par rapport à la richesse totale RTM , montrent que les paramètres d'ajustement sont très petits.

Jetons un bref coup d'oeil sur le pouvoir prédictif hors échantillon des équations. Comme le montre la moyenne des erreurs de prédiction au cours de la période 1991-1992, toutes les équations ont tendance à sous-prédire la croissance des crédits pour cette période; par exemple, la moyenne des erreurs de prédiction se situe à 2,7 points de pourcentage dans l'équation EQM1, où les effets de l'endettement sont significatifs. Le fait que la croissance des crédits ait été plus forte que prévu ne veut pas nécessairement dire que les ménages ne

25. Les résultats obtenus à l'aide de l'équation EQM1 indiquent par exemple que 1 \$ de dépenses en biens durables et semi-durables produit une hausse de 1,19 \$ de la demande de crédit. Cet effet est trop élevé. En fait, le crédit à la consommation, spécialement celui obtenu par le biais des cartes de crédit ou des marges de crédit personnelles, est aussi utilisé comme mode de paiement ou comme source de financement pour un panier de dépenses plus large que celui qui ne comprend que les biens durables et semi-durables. Pour cette raison, le coefficient rattaché à la variable $CDURN_{t-1}$ surestime probablement l'effet total de ce type de dépenses sur le crédit à la consommation. D'autre part, le coefficient rattaché à la variable YDP_{t-1} indique que pour chaque dollar de revenu personnel disponible, 0,29 \$ sert à rembourser le principal de la dette. Étant donné le montant actuel de la dette des ménages et la valeur actuelle du revenu personnel disponible, ce coefficient implique que toute la dette pourrait être remboursée en trois ans, ce qui semble trop rapide, compte tenu de l'échéance moyenne de la dette.

26. Les tests de signification doivent être interprétés avec prudence; ils ne sont valides que sous l'hypothèse de cointégration entre le ratio d'endettement et les variables démographiques et financières.

sont pas préoccupés par leur niveau actuel d'endettement. Il est possible qu'ils soient confrontés à une contrainte de liquidité, par exemple une insuffisance de revenus ou d'actifs liquides, qui les empêche de rembourser leurs dettes aussi rapidement qu'ils le désireraient.

En résumé, les résultats des estimations de la demande de crédit corroborent ceux de la section 3 en ce qui a trait à la difficulté d'identifier les relations de long terme des ratios d'endettement des ménages. Cependant, l'endettement a des effets significatifs sur la demande de crédit dans *une* équation où la dette est exprimée par rapport à la valeur totale des actifs des ménages (*ATM*), même si les résultats semblent indiquer que le processus d'ajustement qui permet de rééquilibrer les niveaux d'endettement de long terme est très long. Nous verrons dans la section 6 que cet ajustement a également des effets macroéconomiques sur les dépenses de consommation des ménages.

4.2 La demande de crédit des entreprises

L'équation de demande de crédit des entreprises a une forme similaire à l'équation (8). Les résultats des quatre équations que nous estimons se distinguent par la variable d'échelle W , ainsi que par le vecteur d'endettement de long terme. Les variables sont exprimées par rapport à la valeur comptable (*VBE*) ou par rapport à la valeur au marché des entreprises (*VME*)²⁷. Les vecteurs de cointégration comprennent une constante, la mesure du ratio d'endettement optimal $b2$, et peuvent ou non comporter une tendance déterministe²⁸.

Avant de présenter les résultats des estimations, voyons brièvement les variables d'activité économique $Y_{i,t-l}$ figurant dans les équations. Celles-ci comprennent la variable *IBUSN* qui mesure les investissements en matériel, équipement et construction non résidentielle réalisés par les entreprises, et la variable *IIBN*, qui exprime la variation des stocks des entreprises. Ces deux variables, exprimées en dollars courants, devraient avoir un effet positif sur la demande de crédit. Les équations comprennent également la variable *SAVN*, qui constitue une mesure des revenus (nets) disponibles des entreprises approximée par les bénéfices après impôts, dividendes et ajustements de la valeur des stocks et auxquels

27. Le lecteur remarquera que le taux de croissance des variables d'échelle W n'apparaît pas dans l'estimation des équations en raison d'un problème définitionnel de simultanéité. Comme les variables d'échelle servant à évaluer la valeur totale des entreprises (*VBE* et *VME*) sont approximées par la somme de la dette et de l'avoir propre des actionnaires, toutes les variations de la dette se répercutent directement sur celles de la variable d'échelle, ce qui provoque une forte corrélation à court terme (non causale) entre les modifications des deux variables.

28. Nous ne présentons pas de résultats où le vecteur de cointégration incluerait l'autre mesure de l'endettement optimal, $b1$. Cette variable avait un effet négatif sur la demande de crédit, ce qui est contraire à nos attentes. Nous ne nous expliquons pas très bien ce résultat, d'autant plus que les estimations «statiques» des équations de long terme montraient un lien positif entre $b1$ et les ratios d'endettement effectifs.

nous ajoutons les provisions pour amortissement du capital. L'effet de cette variable sur la demande de crédit devrait être négatif, puisque les fonds disponibles sont utilisés comme substituts de l'endettement ou encore parce qu'ils servent directement à rembourser des dettes. La variable *NET* correspond à la différence entre les investissements directs des entreprises canadiennes à l'étranger et les investissements directs des entreprises étrangères au Canada. Ces deux composantes sont contraintes à avoir un effet identique, en valeur absolue, sur la demande de crédit, et cette contrainte n'est pas rejetée par les données. Les investissements directs à l'étranger sont financés au Canada, de sorte que ces investissements augmentent la demande de crédit, tandis que le produit des fonds investis par des intérêts majoritaires étrangers dans des entreprises canadiennes est très souvent utilisé par celles-ci pour rembourser leurs dettes²⁹.

Les variables qui apparaissent dans l'équation de demande de crédit après avoir été divisées par le niveau des variables d'échelle *VBE* ou *VME* n'ont pas toutes le même niveau d'intégration. Ainsi, un certain nombre de variables sont stationnaires (soit *ΔTDE*, *IIBN*, *NET*) selon les tests ADF et KPSS, mais il y a de bonnes raisons de penser que deux variables (*IBUSN* et *SAVN*) ne sont pas stationnaires. Pour limiter les problèmes potentiels de corrélations fallacieuses causés par la présence de variables non stationnaires, nous avons introduit dans les équations de demande de crédit les premières différences des variables *IBUSN* et *SAVN*, en plus des niveaux retardés de ces dernières. Comme il a été mentionné précédemment, la présence du niveau retardé de variables non stationnaires ne devrait pas causer de graves problèmes si ces variables sont cointégrées entre elles, hypothèse qui semble réaliste dans le cas de l'investissement et des bénéfices des entreprises.

Les résultats des estimations des équations de la demande de crédit des entreprises sont présentés au Tableau 6³⁰. Les équations sont estimées du deuxième trimestre de 1963 au quatrième trimestre de 1990. On constate d'abord, sur la base du \bar{R}^2 , que le pouvoir prédictif des équations n'est pas aussi bon que celui des équations de la demande de crédit des ménages; cela s'explique par la plus grande variabilité de la demande de crédit des

29. Nous avons essayé d'introduire dans l'équation de demande de crédit une mesure du coût des actions, approximée par l'inverse du ratio cours/bénéfices publié par la Bourse de Toronto. Or, cette variable n'était pas significative. Ce résultat peut s'expliquer par le fait que le terme de déséquilibre entre le ratio d'endettement effectif et le ratio d'endettement de long terme tient compte en bonne partie des opérations de substitution faites par les entreprises entre les titres de dette et les actions.

30. Il est utile de jeter un bref coup d'oeil sur la valeur des coefficients rattachés aux variables d'activité. Examinons leur valeur dans l'équation EQE4, qui se trouve à la quatrième colonne du Tableau 6. Les résultats indiquent que: 1 \$ d'investissement en capital fixe (*IBUSN_{t-1}*) produit une hausse de 1,16 \$ de la demande de crédit; 1 \$ d'accumulation de stocks (*IIBN_{t-1}*) produit une augmentation de 0,42 \$ de dette; 1 \$ d'investissements directs à l'étranger (*NET_{t-1}*) génère 0,83 \$ de dettes; 1 \$ de «ressources d'auto financement» (*SAVN_{t-1}*) permet de réduire les crédits de 0,47 \$.

entreprises et par la difficulté de prédire son évolution au cours de certaines périodes. Les résultats des tests de spécification du type RESET rejettent la forme fonctionnelle retenue, tandis que les tests-F du type Goldfeld-Quandt montrent un problème d'hétéroscédasticité des erreurs dans toutes les équations. En outre, les tests du type Chow révèlent un problème d'instabilité temporelle dans les deux équations qui comportent une tendance déterministe (EQE1 et EQE3). Nous pensons que ces problèmes ont une cause commune, soit la présence d'une très large erreur positive au premier trimestre de 1988, que l'on peut attribuer en partie aux effets du krach boursier d'octobre 1987 sur la modification du financement des entreprises en faveur de l'endettement. Lorsqu'au stade de l'estimation des équations, nous avons traité l'observation 1T88 comme un déplacement permanent du niveau d'endettement, les statistiques ne permettaient plus de rejeter les hypothèses nulles des tests RESET et Goldfeld-Quandt et elles montraient que le problème d'instabilité temporelle pouvait aussi s'expliquer en partie par la présence de cette observation dans l'échantillon. (Nous revenons plus loin au problème d'instabilité temporelle.) Toutefois, nous avons décidé de retenir l'observation 1T88 dans notre échantillon de base, parce que la montée de l'endettement qui a suivi le krach boursier constituait sûrement un phénomène économique important – après la poussée du financement par actions observée au cours des quelques trimestres précédents –, dont il est préférable de tenir compte lors de l'estimation³¹.

Il y a trois observations que nous voulons faire au sujet de l'importance empirique des termes d'endettement dans les équations de demande de crédit. Premièrement, les écarts d'endettement sont importants dans les équations, quelque soit la mesure de la variable d'échelle utilisée³². Les résultats montrent clairement que les entreprises ont tendance à modifier leur demande de crédit lorsque leur ratio d'endettement dévie de son niveau de long terme. Deuxièmement, on observe que le ratio d'endettement optimal b_2 permet d'expliquer l'évolution du ratio d'endettement effectif, ce qui a tendance à appuyer les résultats de la section 3.2, qui sont favorables à l'hypothèse de cointégration entre ces deux variables. La troisième observation concerne la nécessité d'inclure une tendance déterministe dans la relation de long terme. Bien que la tendance semble significative, son inclusion dans l'équation de demande de crédit crée un problème d'instabilité temporelle.

31. Une autre conséquence de l'exclusion de l'observation 1T88 est la diminution de la valeur du paramètre d'ajustement λ , surtout dans les équations EQE1 et EQE2. En conservant cette observation dans notre échantillon de base, on se trouve donc probablement à surestimer la vitesse du processus d'ajustement.

32. Les statistiques t doivent être interprétées avec prudence; elles ne sont valides que sous l'hypothèse de cointégration.

Examinons le pouvoir prédictif hors échantillon des équations. En fait, trois des quatre équations réussissent à très bien prédire la faiblesse de la demande de crédit observée en 1991 et 1992 (le taux de croissance moyen de la dette a été de 2,2% au cours de cette période), la valeur absolue de l'erreur moyenne de prédiction étant de l'ordre de 1 point de pourcentage dans ces trois équations. Cependant, l'équation EQE3, où les données sont exprimées par rapport à la valeur au marché des actifs des entreprises et qui comprend une tendance déterministe positive, montre un problème de surprédiction systématique pour les années 1991 et 1992, ce qui constitue une indication que la tendance positive de l'endettement n'est peut-être plus justifiée dans la relation de long terme.

Dans l'ensemble, ces résultats corroborent ceux de la section 3, à savoir que le ratio d'endettement des entreprises qui est calculé par rapport à la valeur au marché de ces dernières est cointégré avec la mesure du ratio d'endettement optimal b_2 . Les résultats présentés ici ajoutent deux nouvelles dimensions à ceux de la section précédente. D'abord, ils montrent que les déséquilibres du ratio d'endettement calculé avec des données comptables ont également des effets importants sur les ajustements de la demande de crédit, alors qu'il était difficile d'appuyer l'hypothèse de stationnarité ou de cointégration de ce ratio à partir des tests usuels présentés dans la section précédente. En outre, les résultats présentés ici soulèvent certains doutes sur la nécessité d'ajouter au modèle une tendance déterministe linéaire pour expliquer l'évolution de long terme du ratio d'endettement.

5. Les ménages et les entreprises sont-ils surendettés ?

Dans la section précédente, nous avons recueilli un certain nombre de résultats en faveur de l'existence de relations de long terme entre les ratios d'endettement des ménages et des entreprises et quelques variables macroéconomiques (et démographiques). Dans le cas des ménages, ces résultats sont obtenus lorsque la dette est exprimée par rapport à la valeur au marché des actifs réels et financiers; nous n'avons pas de résultats très convaincants lorsque la dette est calculée en proportion de la richesse totale. Dans le cas des entreprises, les résultats appuient l'existence de relations de long terme, lorsque l'endettement est exprimé en termes comptables et en valeur au marché.

Dans cette courte section, nous calculons différentes mesures de l'écart entre le ratio d'endettement effectif des ménages et des entreprises et le niveau prédit à l'aide des relations de long terme, ce que nous appelons les écarts d'endettement. En outre, nous évaluons les

écarts d'endettement moyens au cours des années 1991 et 1992 et nous nous demandons s'ils confirment ou non l'hypothèse du surendettement.

Au Tableau 7, nous présentons les estimations des relations de long terme qui sont utilisées pour évaluer les écarts d'endettement. Dans le cas des ménages, les coefficients de long terme proviennent de l'estimation des équations statiques d'endettement effectuée par les moindres carrés ordinaires (MCO); dans le cas des entreprises, ils proviennent de l'estimation des équations de demande de crédit par la méthode des moindres carrés non linéaires (MCNL)³³. Nous aurions pu également utiliser les coefficients de long terme obtenus de la méthode d'estimation dynamique proposée par Stock et Watson (1993), qui est décrite brièvement au début de la section 3 (voir l'équation 6). En ce qui concerne les relations d'endettement des entreprises, les estimations des coefficients de long terme provenant des trois méthodes (équations statiques, équations de demande de crédit ou équations dynamiques) sont assez proches. Cependant, dans le cas des estimations relatives au secteur des ménages, les coefficients de long terme obtenus des trois méthodes peuvent être très différents, ce qui traduit les difficultés à identifier des relations de long terme stables entre les ratios d'endettement des ménages et les variables macroéconomiques. Dans les résultats présentés au Tableau 7, nous avons retenu les estimations provenant des équations statiques (MCO) parce qu'elles semblaient mieux résister aux changements de spécification. Le Tableau 7 montre également les écarts d'endettement moyens calculés pour les années 1991 et 1992 à partir de différentes relations de long terme. Ces écarts moyens sont ensuite divisés par leur écart-type respectif au cours de la période 1963-1990 de façon à obtenir des mesures uniformisées de l'endettement, ce que nous appelons des indices d'endettement. On trouvera aussi aux Graphiques 3.1 à 3.3 l'évolution des écarts d'endettement des ménages et des entreprises au cours des trois dernières décennies.

Les écarts d'endettement des ménages, présentés au Tableau 7 ainsi qu'au Graphique 3.1, semblent indiquer que les ménages étaient surendettés en 1991 et 1992. En effet, lorsque l'endettement des ménages est exprimé par rapport à la valeur totale de leurs actifs, les écarts d'endettement moyens au cours de ces deux années étaient de 2,5 fois à 3,6 fois plus élevés que leur variabilité «normale» au cours de la période 1963-1990, selon que l'on inclue ou non une tendance déterministe positive dans le vecteur de long terme. Cette conclusion est toutefois différente de l'observation que l'on faisait à la section 2 quant au *niveau* du ratio de la dette aux actifs, lequel ne nous apparaît pas très élevé actuellement.

33. Notons que la valeur des termes constants n'est pas obtenue directement de l'estimation des équations de demande de crédit des entreprises. Elles ont été calculées de manière à ce que les écarts d'endettement soient nuls, en moyenne, sur la période 1963-1990.

L'image que nous nous faisons de la situation financière actuelle des entreprises dépend un peu de la mesure de l'écart d'endettement que l'on examine. En fait, nos quatre mesures des écarts d'endettement indiquent que les entreprises étaient surendettées en 1991 et 1992. Cependant, lorsque l'endettement est exprimé en termes comptables, les écarts d'endettement moyens en 1991 et 1992 sont sensiblement plus élevés que leur niveau «normal» de variabilité (de 2,2 à 3,7 fois plus élevés), alors que les écarts d'endettement exprimés en valeur au marché donnent plutôt à penser que le surendettement des entreprises n'est pas très grave.

6. L'endettement dans les modèles indicateurs de l'activité économique

Dans cette section, nous examinons le rôle des écarts d'endettement des ménages et des entreprises dans des modèles indicateurs visant à expliquer le taux de croissance du PIB réel, ou celui de certaines composantes du PIB. Les écarts d'endettement sont ceux que nous avons définis dans la section précédente. Nous vérifions également si les ratios du service de la dette (c'est-à-dire les paiements d'intérêts en proportion des revenus disponibles) ont une influence sur l'activité économique.

La forme générale du modèle indicateur que nous utilisons est la suivante :

$$GkY_t = \alpha_0 + \alpha_1 S10M30_{t-k} + \alpha_2 M4RR90_{t-k} + \alpha_3 GM1R_{t-k} + \alpha_4 RES_{t-k} + v_t \quad (9)$$

où GkY_t est le taux de croissance annualisé des dépenses au cours des k trimestres précédents³⁴, lequel est expliqué par le niveau des variables explicatives au temps $t-k$. Nous décrivons ces variables un peu plus loin. L'équation (9) est estimée par les moindres carrés ordinaires pour différentes valeurs de k (spécifiquement $k = 1, 2, 4, 8, 12, 16$ et 20 trimestres). Cette procédure d'estimation permet de voir sur quel horizon de projection l'influence des variables d'endettement est la plus importante. Il faut noter que l'estimation de l'équation (9) par les moindres carrés ordinaires pose un problème de moyenne mobile des erreurs d'ordre $k-1$, de sorte que les estimateurs des écarts-types ne sont pas «efficients». Pour corriger ce problème, nous utilisons la procédure d'approximation des autocovariances des erreurs proposée par Newey et West (1987).

34. Le taux de croissance de Y est calculé comme suit : $GkY_t = \frac{400}{k} \cdot \log\left(\frac{Y_t}{Y_{t-k}}\right)$ pour différentes valeurs de k .

La formulation de l'équation (9) s'inspire largement d'une étude effectuée récemment à la Banque du Canada sur le rôle de la structure des taux d'intérêt comme indicateur précurseur de l'activité économique (voir Cozier et Tkacz, 1994). La structure des taux d'intérêt est représentée par la variable *SIOM30*, soit l'écart entre le taux de rendement des obligations à long terme du gouvernement fédéral (échéance de 10 ans et plus) et le taux de rendement du papier commercial à 30 jours. L'étude de Cozier et Tkacz montre que la variable *SIOM30* est un excellent indicateur du taux de croissance moyen du PIB réel plusieurs trimestres à l'avance. Les résultats obtenus par ces chercheurs appuient ceux obtenus entre autres aux États-Unis (Estrella et Hardouvelis, 1991). L'étude de Cozier et Tkacz montre également que l'ajout du niveau des taux d'intérêt réels à l'équation de forme réduite comprenant déjà la structure des taux d'intérêt permet d'améliorer significativement la capacité prédictive du modèle jusqu'à huit trimestres à l'avance ($k = 8$). Comme Cozier et Tkacz, nous utilisons une moyenne des taux d'intérêt réels sur quatre trimestres, soit la variable *M4RR90*. En outre, l'équation (9) inclut le taux de croissance semi-annuel de M1 en termes réels (M1, divisé par l'indice des prix à la consommation), soit la variable *GMIR*. Comme d'autres études l'ont déjà montré, entre autres celle de Muller (1990), le taux de croissance de M1 réel est l'un des meilleurs indicateurs financiers du taux de croissance de l'activité économique un ou deux trimestres à l'avance³⁵.

À la formulation de base du modèle indicateur, nous ajoutons (alternativement ou simultanément) différentes mesures de l'endettement des ménages et des entreprises, c'est-à-dire différentes mesures de la variable *RES*. Nous utilisons trois écarts d'endettement, soit les variables *RESM1*, *RESE1* et *RESE3* qui ont été décrites dans la section précédente. Ces écarts devraient avoir un effet négatif sur les dépenses des agents³⁶. Nous nous limitons aux écarts pour lesquels la relation de long terme de l'endettement comprend une tendance déterministe linéaire, bien que certains résultats présentés à la section 4 donnent à penser que cette tendance n'est pas nécessairement très appropriée dans le cas des relations de long terme de l'endettement des entreprises. Nous incluons également dans les modèles indicateurs les mesures du ratio du service de la dette des ménages et des entreprises calculées

35. L'étude de Cozier et Tkacz ainsi que celle de Muller comprennent un examen du rôle indicateur de plusieurs autres variables financières. Nous nous limitons ici aux trois variables qui semblent le mieux expliquer le taux de croissance de l'activité économique en termes réels.

36. On s'attend à ce qu'à court terme, les ménages et les entreprises réduisent leurs dépenses lorsque leur endettement est trop élevé, mais qu'ils les augmentent à moyen terme lorsque leur situation financière s'améliore. Les écarts d'endettement ne devraient donc pas avoir d'effet permanent sur le taux de croissance cumulatif des dépenses.

en termes d'écart par rapport à leur tendance, ce qui permet de les rendre stationnaires³⁷. Il s'agit des variables *SERDM* et *SERDE*. Les ratios du service de la dette servent à approximer les problèmes temporaires de liquidité auxquels peuvent faire face les ménages et les entreprises. Ces ratios ont été décrits plus en détail à la section 2.

Nous utilisons la formulation de l'équation (9) pour expliquer le taux de croissance du PIB en dollars constants, soit la variable dépendante $GkPIB_t$; le taux de croissance des dépenses totales de consommation des ménages en dollars constants, la variable $GkCON_t$; le taux de croissance des dépenses d'investissement en machines, matériel et construction non résidentielle des entreprises, en dollars constants, la variable $GkIBUS_t$ et, enfin, la variation des stocks des entreprises en dollars constants, exprimée par rapport au niveau du PIB au temps $t-k$, la variable $MkIIBY_t$ ³⁸. La variation des stocks est divisée par le niveau retardé du PIB sous l'hypothèse qu'elle est liée au ratio désiré du niveau des stocks aux ventes attendues, lesquelles sont approximées par le niveau retardé du PIB. Cependant, comme le niveau du PIB est une variable qui affiche une tendance, son niveau attendu doit tenir compte du taux de croissance attendu. Ainsi, les modèles indicateurs de la variation des stocks comprennent, comme variable explicative additionnelle, le taux de croissance annuelle du PIB réel ($G4PIB_{t-k}$), qui constitue une approximation de son taux de croissance futur. La variable $G4PIB$ a un effet positif très important sur la variation des stocks : une augmentation attendue de la demande globale encourage les entreprises à réviser à la hausse leurs perspectives de vente et à accroître leur niveau de production, ainsi que leurs stocks. En outre, ces modèles comprennent une tendance linéaire qui sert à tenir compte de la baisse du ratio stocks/ventes observée au cours des trois dernières décennies.

6.1 Les résultats de base

On trouvera aux Tableaux 8 à 11 des résultats sommaires des équations expliquant la croissance du PIB réel ($GkPIB$), des dépenses de consommation des ménages ($GkCON$), des dépenses d'investissement des entreprises ($GkIBUS$), ainsi que la variation des stocks des entreprises ($MkIIBY$)³⁹. Les équations sont estimées avec des données trimestrielles couvrant

37. Dans une étape préliminaire, nous avons tenté d'introduire dans les modèles indicateurs les variations des ratios du service de la dette, mais les résultats étaient moins intéressants que ceux retenus dans cette section.

38. Comme la variation des stocks a une valeur relativement faible et souvent même négative, le taux de croissance de cette composante de la demande globale est souvent exagéré ou trompeur. Par ailleurs, nous avons également utilisé la formulation de l'équation (9) pour expliquer le taux de croissance de l'investissement dans la construction résidentielle. Le pouvoir prédictif du modèle indicateur appliqué à ces données et le rôle des variables d'endettement étaient très faibles.

39. Les résultats détaillés de l'estimation peuvent être obtenus auprès de l'auteur. Le texte de Cozier et Tkacz comprend également plus de précisions sur les résultats des estimations, bien que les équations de ces auteurs ne comprennent pas de variables d'endettement.

la période allant du deuxième trimestre de 1963 au quatrième trimestre de 1990. Notons, cependant, que le début de la période d'estimation varie avec l'horizon de projection, soit la valeur de k .

Dans les prochains paragraphes, notre attention se portera surtout sur l'influence des variables d'endettement (*RES*). Les résultats du Tableau 8 montrent d'abord que l'écart d'endettement des ménages exprimé par rapport à la valeur des actifs, soit la variable *RESMI*, présente des effets significatifs sur le taux de croissance moyen du PIB au cours des deux trimestres à venir. L'autre variable d'endettement des ménages (*SERDM*) n'a pas d'effet significatif. Étant donné le niveau moyen de *RESMI* en 1991 et 1992 (soit 0,015, voir le Tableau 7), le coefficient rattaché à cette variable dans le modèle indicateur *GIPIB* indique que le surendettement des ménages au cours de cette période aurait contribué à réduire d'environ 1,8 point de pourcentage le taux annuel moyen de croissance de l'activité économique. En outre, la présence de la variable *RESMI* dans ce modèle permet de réduire l'erreur moyenne de surprédiction du PIB en 1991 et en 1992 de 3,4 points à 1,6 point de pourcentage. Ces résultats tendent à appuyer l'hypothèse que le surendettement des ménages a contribué à limiter la vigueur de la récente reprise économique.

Les résultats du Tableau 8 montrent que les variables d'endettement des entreprises ne sont pas très importantes dans les équations du PIB réel alors que, comme nous le verrons plus loin, ces variables ont des effets considérables dans les modèles indicateurs des dépenses d'investissement des entreprises et dans ceux qui visent à expliquer l'accumulation des stocks. Il se pourrait que l'asymétrie de ces résultats traduise le fait que les dépenses d'investissement des entreprises représentent un part assez faible du PIB et qu'une proportion importante de ces biens est importée. Néanmoins, un des écarts d'endettement des entreprises (*RESE3*) est significatif dans les modèles indicateurs du PIB d'un et de deux trimestres à l'avance⁴⁰. Mais, selon cette variable, le niveau d'endettement moyen des entreprises au cours de la période 1991-1992 n'est pas très important (voir le Tableau 7), de sorte qu'elle ne peut pas contribuer à expliquer la lenteur de la croissance économique que nous avons observée récemment⁴¹.

40. Lorsqu'on inclut simultanément les variables *RESE3* et *RESMI* dans le modèle indicateur *GIPIB*, aucune des deux n'est significative. Cela résulte probablement de la corrélation positive assez élevée entre ces deux variables, le coefficient de corrélation étant de 0,60.

41. Par ailleurs, les variables *RESE1* et *SERDE* sont significatives dans les modèles indicateurs à long terme du PIB, mais leur effet est positif, alors qu'on s'attendait à un effet nul à long terme. Ces résultats sont assez curieux, d'autant plus que ces variables ont des effets négatifs ou nuls dans les modèles indicateurs à long terme des dépenses des entreprises.

Les résultats concernant les modèles indicateurs des dépenses de consommation (*GkCON*) sont présentés au Tableau 9. Comme dans les cas des modèles indicateurs du PIB comportant les variables d'endettement des ménages, la variable *RESMI* présente dans les modèles de consommation des effets négatifs significatifs pour les horizons d'un et de deux trimestres, alors que l'autre variable d'endettement des ménages (*SERDM*) n'est significative sur aucun des horizons. L'effet de la variable *RESMI* demeure à peu près inchangé lorsque les deux variables d'endettement des ménages sont incorporées dans le modèle, comme le montre la dernière série de résultats du Tableau 9. Compte tenu de la valeur moyenne de *RESMI* durant la période 1991-1992 (soit 0,015) et de la valeur du coefficient qui y est rattachée dans le dernier modèle, nous estimons que la croissance moyenne des dépenses de consommation au cours de cette période a pu être limitée de 2,3 points de pourcentage par année, en moyenne, par les effets du surendettement des ménages.

Le modèle indicateur *GICON* qui ne contient aucune variable d'endettement surpredit le taux de croissance des dépenses de consommation durant la période 1991-1992 de 3,6 points de pourcentage en moyenne. Or, nos résultats montrent que l'ajout de la variable *RESMI* permet de réduire l'erreur moyenne de surprédiction au cours de ces deux années à 1,2 point de pourcentage. Il semble donc que, si la croissance des dépenses de consommation a été plus faible que prévu au cours de la récente période de reprise économique, cela pourrait être dû en bonne partie à l'effet négatif exercé par le niveau élevé d'endettement des ménages.

Les résultats relatifs aux modèles indicateurs des dépenses d'investissement des entreprises (*GkIBUS*) sont présentés au Tableau 10. Notons d'abord que les équations qui ne comportent pas de variables d'endettement sont très mauvaises sur le court terme; par exemple, le \bar{R}^2 de l'équation est de seulement 0,08 lorsque $k = 1$. Cependant, l'inclusion de l'une ou l'autre des variables d'endettement des entreprises dans les équations permet d'améliorer grandement leur pouvoir prédictif, surtout sur les horizons de projection de quatre trimestres ou moins. Les variables qui, prises individuellement, sont les plus susceptibles d'augmenter le pouvoir prédictif des équations sont l'écart d'endettement des entreprises en termes comptables (*RESE1*) et le ratio du service de la dette en déviation par rapport à sa tendance (*SERDE*)⁴². Toutefois, l'écart d'endettement en valeur au marché (*RESE3*) possède aussi un pouvoir explicatif non négligeable. Lorsqu'on inclut simultanément les trois variables dans le modèle, comme nous le faisons dans la dernière

42. Chant et Easton (1993) font observer que le ratio d'endettement des entreprises exprimé à partir des données comptables pourrait aussi influencer l'évolution de la demande de travail et, conséquemment, le taux de chômage.

série de résultats présentés au Tableau 10, on constate que l'influence de la variable *RESE1* est nettement plus considérable que celle des deux autres. En fait, les coefficients rattachés aux variables *RESE3* et *SERDE* sont environ trois fois plus petits que dans les modèles où ces variables sont incluses individuellement et ils ne sont plus significatifs⁴³. Sur la base des coefficients obtenus à l'aide de ce dernier modèle, nous estimons que le surendettement «comptable» des entreprises au cours de la période 1991-1992 et exprimé à partir du niveau moyen de la variable *RESE1* (soit 0,025, voir le Tableau 7) aurait pu contribuer à réduire, en moyenne, le rythme de croissance des dépenses d'investissement de 8,6 points de pourcentage au cours de ces deux années.

Le pouvoir prédictif du modèle indicateur *GIIBUS*, qui ne comporte pas de variables d'endettement, n'est pas très bon pour les années 1991 et 1992. Ce modèle surprédit le taux de croissance des dépenses d'investissement de 7,9 points de pourcentage, en moyenne, au cours de ces deux années. Cependant, le modèle comprenant les variables d'endettement *RESE1* et *RESE3* (notre meilleur modèle si l'on en juge par les prédictions pour 1991-1992) sousprédit légèrement cette croissance, soit de 2,5 points de pourcentage. Encore une fois, ce résultat tend à favoriser l'hypothèse que le niveau d'endettement élevé des entreprises les a incitées à limiter leurs dépenses d'investissement.

Nous terminons cette section par l'examen du rôle des variables d'endettement des entreprises dans les modèles indicateurs de la variation des stocks (*MKIIBY*). Les résultats sont présentés au Tableau 11. Nous observons que certaines variables d'endettement ont un pouvoir explicatif important, surtout sur les horizons de quatre trimestres ou moins. C'est le cas de la variable mesurant le fardeau de la dette des entreprises (*SERDE*), alors que les deux écarts d'endettement (*RESE1* et *RESE3*) ont un pouvoir explicatif plus limité. Lorsque les trois variables d'endettement sont incluses simultanément dans le modèle, la valeur du coefficient rattaché à la variable *SERDE* et son niveau de signification ne changent pas beaucoup, mais la valeur des deux autres coefficients diminue et ceux-ci deviennent non significatifs. Ces résultats indiquent que, lorsque les entreprises déterminent leur niveau de production, et par conséquent leurs stocks, elles considèrent leurs paiements d'intérêts dans leurs coûts de production. Étant donné la valeur moyenne de la variable *SERDE* en 1991 et 1992 (soit 0,092), nous pouvons établir, à partir du coefficient rattaché à cette variable, que

43. La baisse de la valeur des coefficients rattachés aux variables d'endettement dans le modèle indicateur élargi est une conséquence (souhaitable) de la réduction du biais résultant de l'ajout de variables pertinentes au modèle. Cependant, la diminution du niveau de signification des variables d'endettement dans ce modèle peut être due en partie à la collinéarité entre ces variables. Les coefficients de corrélation sont de 0,39 entre *RESE1* et *RESE3*, de 0,61 entre *RESE1* et *SERDE* et de 0,48 entre *RESE3* et *SERDE*.

le lourd fardeau de la dette des entreprises aurait contribué à réduire les stocks d'environ 6,6 milliards de dollars par année au cours de cette période. Il s'agit là d'un effet important.

Selon le modèle indicateur simple qui ne comporte pas de variables d'endettement, l'accumulation des stocks a été sensiblement *plus élevée* que prévu en 1991 et 1992, probablement parce que la demande effective a été plus faible que le prévoient les entreprises, qui ont ainsi regarni involontairement leurs stocks. Ainsi, l'ajout de la variable d'endettement *SERDE*, qui donne à penser que les entreprises étaient surendettées tout au long de cette période, n'aurait pas permis d'améliorer le pouvoir prédictif de ce modèle.

6.2 Quelques résultats additionnels

Plusieurs études réalisées à la Banque du Canada – par exemple, Milton (1986), Freedman et Longworth (1990), Muller (1990) – ont déjà montré que les taux de croissance de certains types de dette (qu'il s'agisse des ménages ou des entreprises) pouvaient être des indicateurs du taux de croissance de la demande globale ou de celui de certaines composantes de la demande⁴⁴. De nombreuses raisons peuvent expliquer ces corrélations. Il est possible qu'elles approximent l'effet de la disponibilité du crédit sur l'activité économique. Dans cette section, nous examinons l'effet des taux de croissance de la dette des ménages et des entreprises dans les modèles indicateurs qui comportent déjà les variables d'endettement (*RES*) ainsi que les autres variables explicatives.

Certains économistes, comme Poole (1993), ont soutenu que ce sont surtout les chocs de «richesse» qui influencent les dépenses des agents, alors que le niveau d'endettement exprimé par rapport à la richesse aurait à cet égard un effet spécifique moins important. De façon à vérifier le bien-fondé de cette hypothèse, nous avons ajouté aux modèles indicateurs comprenant déjà des variables d'endettement le taux de croissance des variables d'échelle par rapport auxquelles l'endettement est exprimé, c'est-à-dire le dénominateur des différentes mesures d'endettement.

On retrouve au Tableau 12 les résultats obtenus pour un trimestre à l'avance de l'estimation de quelques modèles indicateurs qui comprennent divers taux de croissance de la dette et des variables d'échelle retardées d'un trimestre. Ces taux de croissance d'une

44. Il est bien connu toutefois que le taux de croissance du crédit n'a pas nécessairement un rôle spécifique dans les modèles indicateurs qui comportent également le taux de croissance de la monnaie. Par ailleurs, les corrélations les plus significatives entre le crédit et l'activité économique sont observées lorsque les valeurs contemporaines du taux de croissance du crédit sont incluses dans les modèles indicateurs. Ces corrélations traduisent davantage les liens contemporains entre les dépenses et le crédit en tant que source de financement, plutôt que les effets (dans le sens de liens de causalité) du crédit sur l'activité économique. Dans cette section, nous ne considérons pas les valeurs contemporaines du crédit.

année à l'autre sont exprimés en termes réels⁴⁵. De façon générale, il n'y a pas de bonnes preuves que les taux de croissance de la dette ou des variables d'échelle sont significatifs dans les modèles indicateurs, et le fait d'ajouter les taux de croissance de la dette ou des variables d'échelle ne change pas beaucoup l'importance des variables d'endettement dans les différents modèles. Il y a toutefois deux exceptions qui valent la peine d'être mentionnées ici. Premièrement, le taux de croissance de la dette des entreprises a des effets importants sur l'accumulation des stocks des entreprises (voir EQ7, Tableau 12), mais ces effets sont négatifs, ce qui est contraire au signe attendu. Deuxièmement, le taux de croissance des bénéfices bruts des entreprises (la variable *G4YBE*), soit le dénominateur du ratio du service de la dette, a des effets positifs, souvent significatifs, sur l'investissement et sur l'accumulation des stocks des entreprises (voir EQ4 à EQ7). Ce résultat est compatible avec l'hypothèse que les perturbations des bénéfices encouragent les entreprises à modifier leurs attentes quant aux bénéfices futurs et, par conséquent, à modifier leurs décisions de production et d'investissement. En outre, l'inclusion du taux de croissance des bénéfices dans certains modèles indicateurs des dépenses d'investissement élimine le rôle significatif que pouvaient avoir les variables d'endettement *RESE3* et *SERDE* dans ces modèles (voir EQ5 et EQ6)⁴⁶.

7. Conclusions

Cette étude avait pour objectif d'examiner les liens entre l'endettement, le crédit et l'activité économique et, plus particulièrement, l'hypothèse du surendettement du secteur privé au Canada. Selon cette hypothèse, les ménages et les entreprises peuvent en certaines circonstances être surendettés et décider, pour cette raison, de réduire leurs dettes en augmentant leur épargne et diminuant leurs dépenses. Cette hypothèse a été avancée à plusieurs reprises depuis le début des années 90 pour expliquer la faiblesse de la croissance du crédit et l'atonie de la reprise économique. Dans cette étude, nous avons examiné cette hypothèse à l'aide de trois approches et tenté d'en évaluer les implications pour l'activité économique récente au Canada.

45. Notons que l'utilisation d'une série de retards des taux de croissance trimestriels ne change en rien les conclusions de cette section.

46. Ces résultats sont obtenus dans les modèles indicateurs des dépenses d'investissement qui tiennent déjà compte de l'écart d'endettement en termes comptables (*RESE1*). Lorsque cette variable ne figure pas dans le modèle, le rôle des variables *RESE3* et *SERDE* «résiste» à l'inclusion du taux de croissance des bénéfices.

La première approche visait à vérifier l'existence de relations de cointégration entre les ratios d'endettement effectifs des ménages et des entreprises et les variables macroéconomiques (et démographiques) qui déterminent les niveaux désirés d'endettement. Or, comme nous l'avons montré à la section 3, les tests usuels basés sur les erreurs d'estimation des équations de long terme ne sont pas très concluants. Alors que le premier type de test ne permet pas de rejeter l'hypothèse nulle de non-cointégration des ratios d'endettement des ménages, le second ne permet pas de rejeter l'hypothèse nulle de cointégration. Les résultats sont plus positifs dans le cas des entreprises, où les deux types de tests semblent appuyer l'existence de liens de cointégration entre le ratio d'endettement en valeur au marché et certaines mesures du ratio d'endettement optimal que nous avons exposées.

De façon générale, il faut examiner les résultats obtenus à l'aide des deux autres approches pour trouver des signes plus favorables à l'hypothèse du surendettement. Ces deux approches consistaient à vérifier si les écarts entre l'endettement effectif et l'endettement de long terme des ménages et des entreprises ont des effets significatifs sur leur demande de crédit, d'une part, et sur leurs dépenses, d'autre part.

Nos résultats ont montré que l'écart d'endettement des ménages présentait des effets significatifs sur leur demande de crédit et sur le taux de croissance des dépenses de consommation. Nous avons obtenu ces résultats lorsque l'endettement était exprimé par rapport à la valeur totale des actifs réels et financiers des ménages, mais les résultats n'étaient pas très convaincants lorsque la dette était calculée en proportion de la richesse totale. Selon les écarts d'endettement que nous avons calculés, les ménages sont actuellement surendettés. En outre, selon les coefficients estimés des modèles indicateurs, ce surendettement aurait pu contribuer à limiter de 2,1 points de pourcentage, en moyenne, le taux de croissance des dépenses de consommation en 1991 et en 1992. Cependant, la demande de crédit des ménages a été plus forte qu'on ne l'aurait prévu pour ces deux années et les dépenses de consommation ont été plus faibles que prévu. Cela semble indiquer que les ménages ont peut-être été confrontés à des contraintes de liquidité qui les ont empêchés de rembourser leurs dettes aussi rapidement qu'ils l'auraient voulu et qui les ont obligés aussi à réduire leurs dépenses de consommation plus qu'ils l'auraient souhaité.

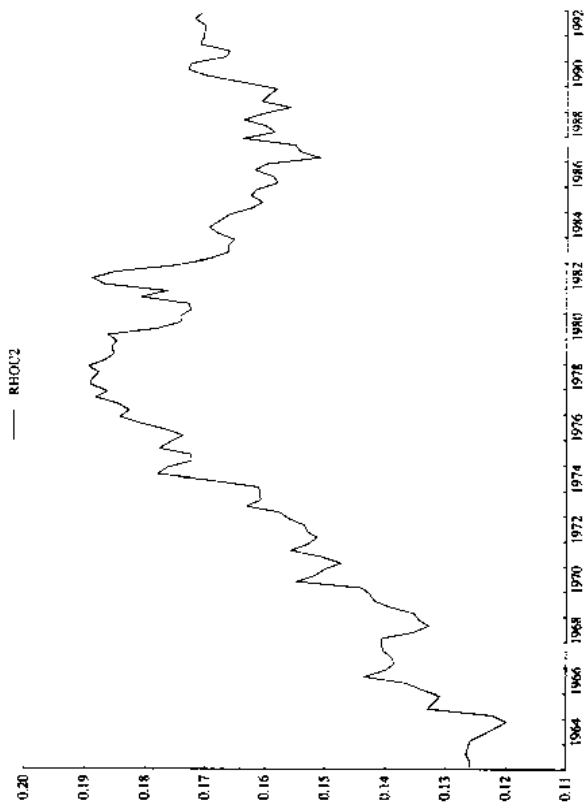
En ce qui concerne les entreprises, nos résultats ont montré que la demande de crédit, les dépenses d'investissement et l'accumulation des stocks sont très fortement influencées par les variables d'endettement des entreprises. Cependant, il y a plus d'une mesure de l'endettement qui puisse s'appliquer à toutes ces décisions. En effet, l'écart d'endettement

exprimé en termes comptables et celui exprimé en valeur au marché ont tous deux des effets significatifs sur la demande de crédit et sur les dépenses d'investissement, tandis que le ratio du service de la dette influence surtout l'accumulation désirée des stocks. Le résultat le plus éloquent est celui qui montre que le surendettement des entreprises, exprimé à partir des données comptables, aurait pu contribuer à limiter la croissance des dépenses d'investissement de 8,6 points de pourcentage, en moyenne, au cours de 1991 et 1992. Par ailleurs, comme l'endettement actuel des entreprises n'est pas très élevé selon l'écart d'endettement exprimé en valeur au marché, cette variable ne peut pas expliquer la faiblesse récente des dépenses, bien que cet écart ait eu des effets significatifs distincts au cours des trente dernières années.

Nous désirons conclure cette étude par une suggestion sur des possibilités de recherches futures. Tous les résultats présentés dans cette étude ont été obtenus à partir d'équations estimées séparément. Or, certains pourraient voir un problème de simultanéité entre les décisions relatives à l'endettement, la demande de crédit et la consommation ou l'investissement. Si ce problème est effectivement important, il serait souhaitable d'estimer simultanément les équations. La méthode des vecteurs de cointégration de Johansen pourrait être appliquée à l'étude de ce problème.

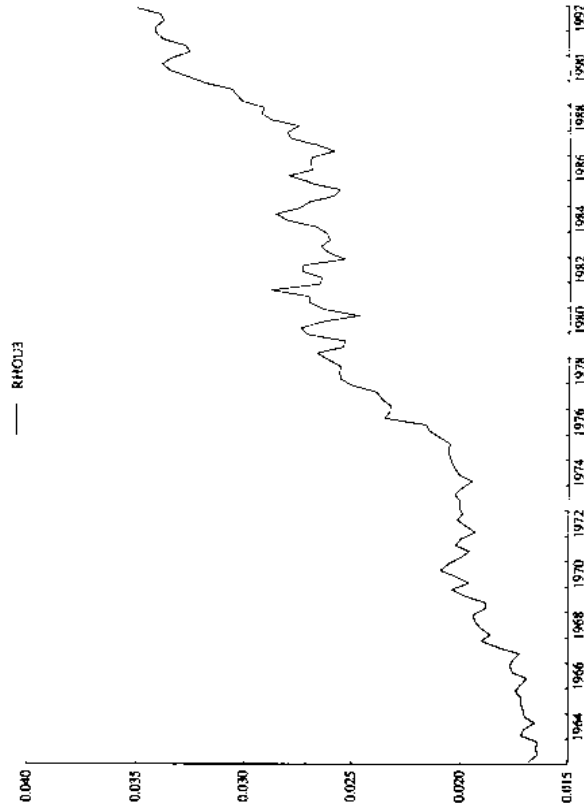
Graphique 1.1

Dettes des ménages, en proportion de la valeur au marché des actifs



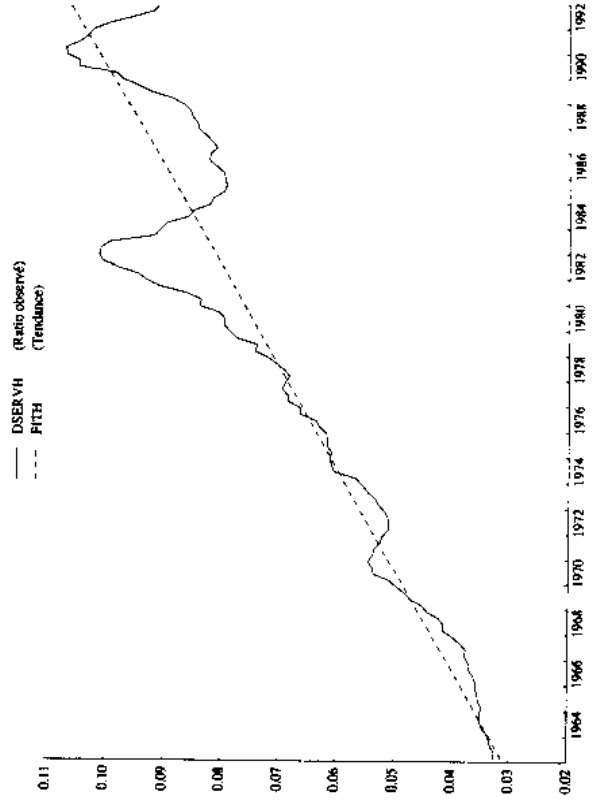
Graphique 1.2

Dettes des ménages, en proportion de la richesse totale



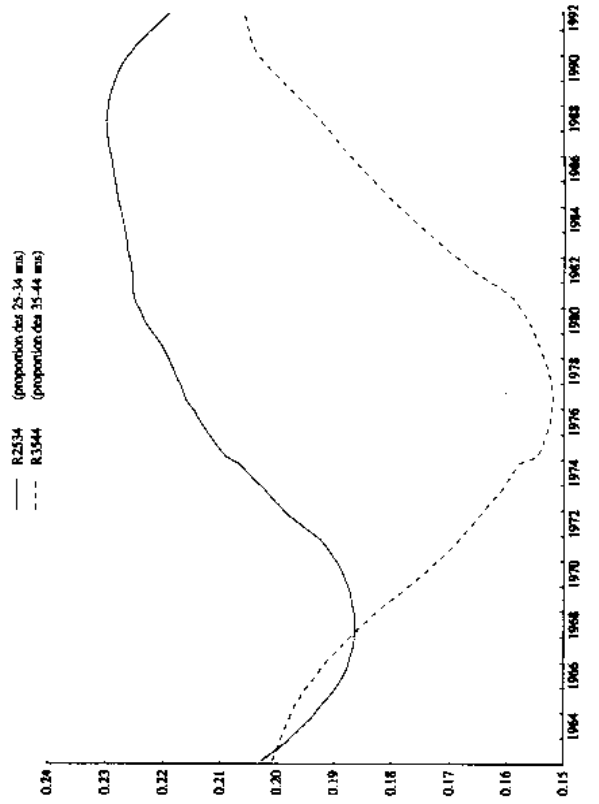
Graphique 1.3

Intérêts sur la dette des ménages, en proportion du revenu personnel disponible



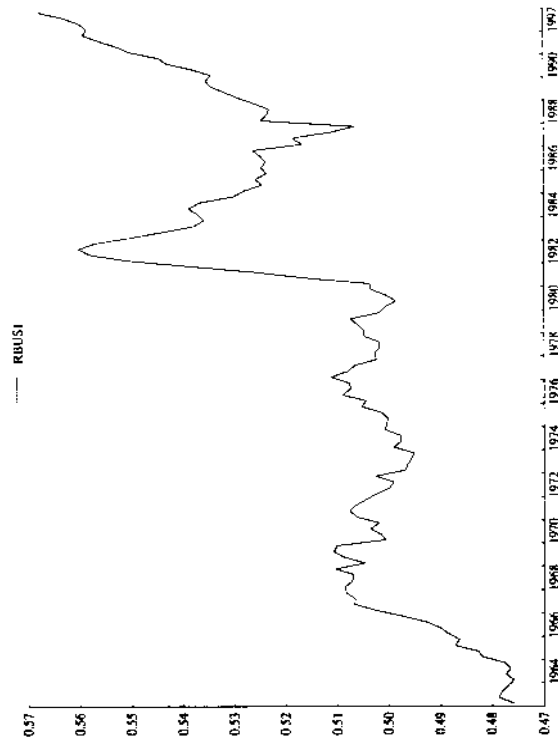
Graphique 1.4

Proportion des groupes de 25 à 34 ans et de 35 à 44 ans dans la population de 15 ans et plus



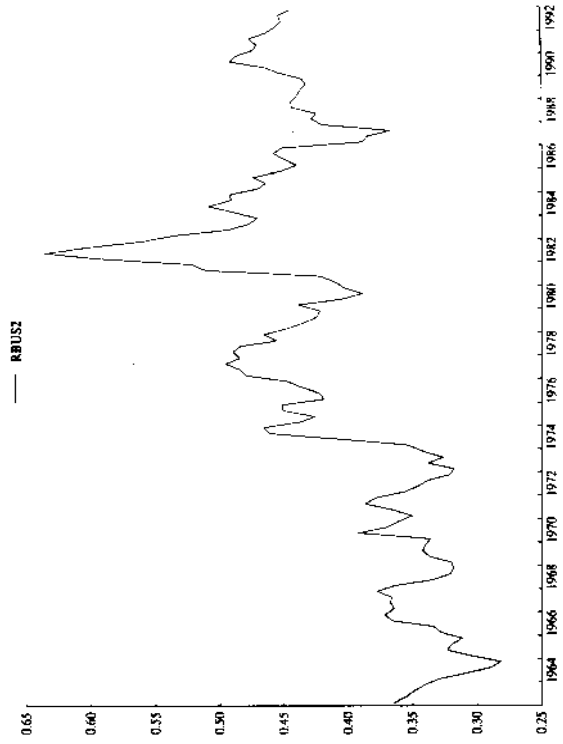
Graphique 2.1

Dettes des entreprises, en proportion de la valeur comptable des actifs



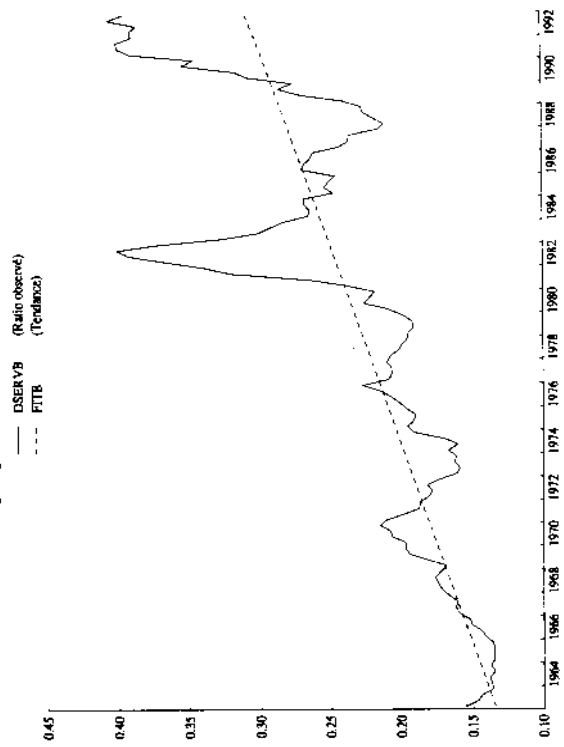
Graphique 2.2

Dettes des entreprises, en proportion de la valeur au marché des actifs



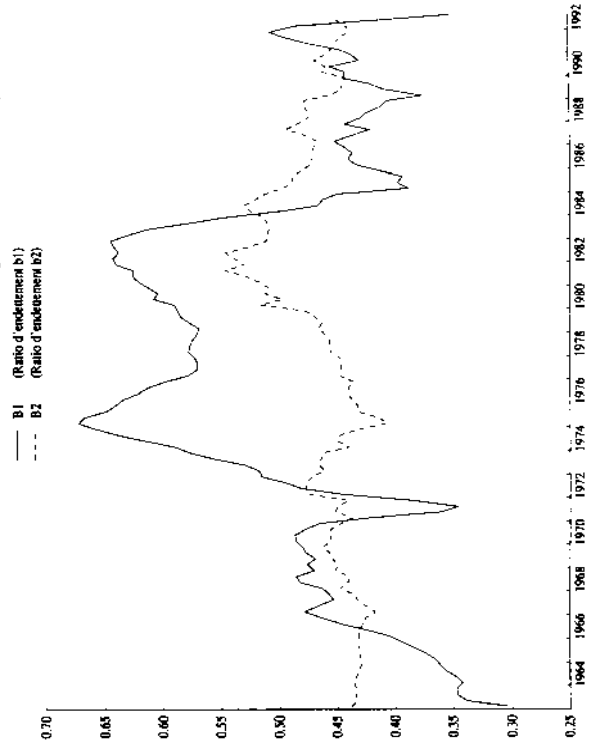
Graphique 2.3

Intérêts sur la dette des entreprises, en proportion des bénéfices bruts



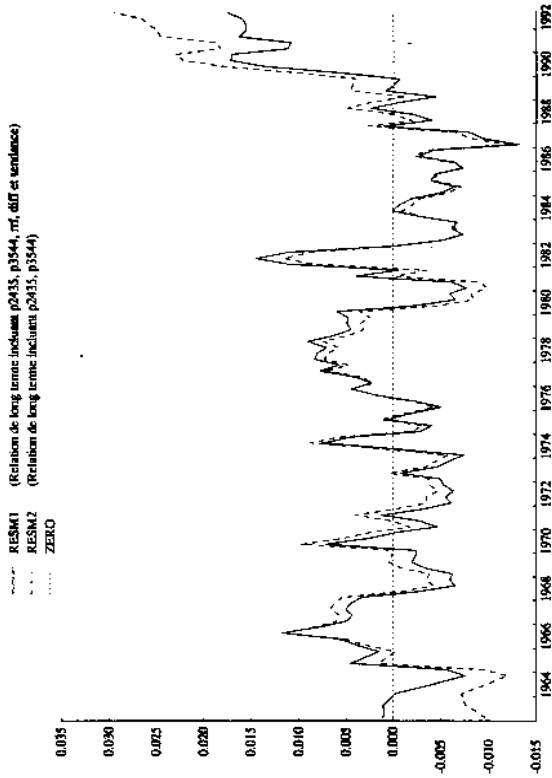
Graphique 2.4

Deux mesures du ratio d'endettement optimal des entreprises



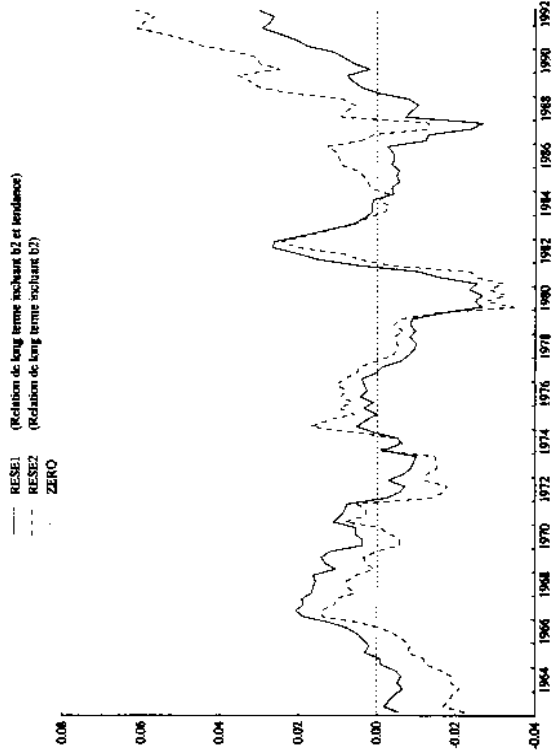
Graphique 3.1

Écarts d'endettement des ménages, exprimés en proportion de l'ensemble des avoirs (ATM)



Graphique 3.2

Écarts d'endettement des entreprises, exprimés en proportion de leur valeur comptable (VBE)



Graphique 3.3

Écarts d'endettement des entreprises, exprimés en proportion de leur valeur au marché (VME)

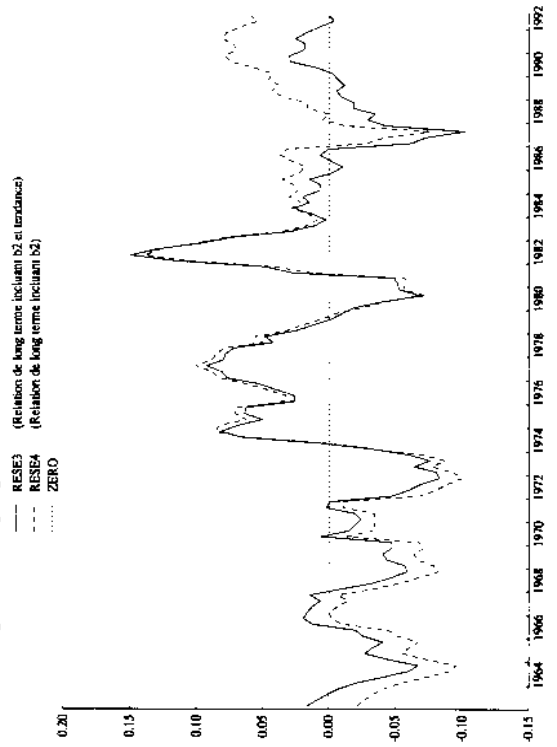


Tableau 1 : Tests de stationnarité des données relatives au secteur des ménages

	Sans tendance		Avec tendance		Première différence	
	ADF	KPSS	ADF	KPSS	ADF	KPSS
<i>TDM</i>	1,12	2,01**	-1,11	0,036	-1,52	1,43**
<i>TDM/ATM</i>	-1,82	0,93**	-1,57	0,359**	-9,28**	0,223
<i>TDM/RTM</i>	0,64	2,04**	-1,46	0,008	-6,69**	0,127
<i>p2534</i>	-3,01*	2,03**	-0,49	0,380**	-1,33	0,474*
<i>p3544</i>	-2,48	0,587*	-2,83	0,545**	-0,64	1,87**
<i>rrf</i>	-2,84+	1,08**	-1,62	0,309**	-3,77**	0,096
<i>diff</i>	-3,08*	0,452+	-3,61*	0,130+	-4,33**	0,041

Tableau 2 : Tests de cointégration des ratios d'endettement des ménages

	Sans tendance		Avec tendance	
	AEG	SHIN	AEG	SHIN
$TDM/ATM = f(p2534, p3544)$	-2,89	0,094	-3,23	0,060
$TDM/RTM = f(p2534, p3544)$	-0,96	0,095	-1,48	0,065
	Sans tendance		Avec tendance	
	AEG	SHIN	AEG	SHIN
$TDM/ATM = f(p2534, p3544, rrf, diff)$	-2,77	0,082	-3,55	0,038
$TDM/RTM = f(p2534, p3544, rrf, diff)$	-1,96	0,086	-2,39	0,073*

Tous les tests ont été effectués sur la période : 1T1963 - 4T1990.

Légende : *TDM* Dette totale des ménages
ATM Ensemble des avoirs réels et financiers des ménages
RTM Richesse totale des ménages, ensemble des avoirs et capital humain compris
p2534 Proportion de la population totale dont l'âge se situe entre 25 et 34 ans
p3544 Proportion de la population totale dont l'âge se situe entre 35 et 44 ans
rrf Taux de rendement réel des obligations du gouvernement (3-5 ans)
diff Écart entre le taux de rendement réel des prêts hypothécaires à 5 ans et le taux de rendement réel des obligations du gouvernement de 3 à 5 ans.

Voir notes explicatives au bas du tableau 4.

Tableau 3 : Tests de stationnarité des données relatives au secteur des entreprises

	Sans tendance		Avec tendance		Première différence	
	ADF	KPSS	ADF	KPSS	ADF	KPSS
<i>TDE</i>	2,00	2,02**	-0,94	0,047	-2,53	1,09**
<i>TDE/VBE</i>	-1,71	1,31**	-2,81	0,049	-4,31**	0,050
<i>TDE/VME</i>	-2,44	1,22**	-3,05	0,116	-5,97**	0,039
<i>b1</i>	-2,10	0,406+	-2,11	0,406**	-4,72**	0,234
<i>b2</i>	-1,85	0,912**	-1,72	0,203*	-10,3**	0,123

Tableau 4 : Tests de cointégration des ratios d'endettement des entreprises

	Sans tendance		Avec tendance	
	AEG	SHIN	AEG	SHIN
<i>TDE/VBE = f(b1)</i>	-1,28	1,11**	-2,67	0,121*
<i>TDE/VME = f(b1)</i>	-2,43	1,24**	-3,76+	0,061
	Sans tendance		Avec tendance	
	AEG	SHIN	AEG	SHIN
<i>TDE/VBE = f(b2)</i>	-2,11	0,357*	-3,45	0,122*
<i>TDE/VME = f(b2)</i>	-3,55*	0,354*	-3,78+	0,168*

Tous les tests ont été effectués sur la période : 1T1963 - 4T1990.

Légende : *TDE* Dette totale des entreprises non financières
VBE Valeur totale des entreprises, en termes comptables
VME Valeur totale des entreprises, aux prix du marché
b1, b2 Deux mesures du ratio d'endettement optimal des entreprises (Fillion, 1992)

Notes explicatives :

ADF est un test proposé par Dickey et Fuller (1979) dont l'hypothèse nulle est la non-stationnarité; KPSS, un test proposé par Kwiatkowski, Phillips, Schmidt et Shin (1992) dont l'hypothèse nulle est la stationnarité; AEG, un test proposé par Engle et Granger (1987) dont l'hypothèse nulle est la non-cointégration; SHIN, un test proposé par Shin (1992) dont l'hypothèse nulle est la cointégration. Ces tests sont décrits plus en détail à la section 3 du texte.
+ significatif au niveau de 10%; * significatif au niveau de 5%; ** significatif au niveau de 1%.

Tableau 5 : Équations de demande de crédit des ménages (2T1963- 4T1990)

	Var. dép.: $\Delta TDM_t / ATM_t$			Var. dép.: $\Delta TDM_t / RTM_t$	
	EQM1	EQM2		EQM3	EQM4
$\Delta CDURN_t / ATM_{t-1}$	1,12 (3,4)	1,06 (3,2)	$\Delta CDURN_t / RTM_{t-1}$	1,16 (3,5)	1,14 (3,3)
$CDURN_{t-1} / ATM_{t-1}$	1,19 (3,9)	0,87 (3,2)	$CDURN_{t-1} / RTM_{t-1}$	1,17 (3,7)	0,99 (3,2)
$\Delta IRCN_t / ATM_{t-1}$	0,78 (1,6)	1,18 (2,6)	$\Delta IRCN_t / RTM_{t-1}$	1,10 (2,4)	1,53 (3,7)
$IRCN_{t-1} / ATM_{t-1}$	0,35 (1,0)	0,72 (2,3)	$IRCN_{t-1} / RTM_{t-1}$	0,55 (1,7)	0,90 (3,1)
$\Delta YDM_t / ATM_{t-1}$	-0,22 (1,8)	-0,23 (1,8)	$\Delta YDM_t / RTM_{t-1}$	-0,19 (1,6)	-0,20 (1,7)
YDM_{t-1} / ATM_{t-1}	-0,29 (4,8)	-0,27 (4,5)	YDM_{t-1} / RTM_{t-1}	-0,27 (4,8)	-0,24 (4,3)
λ	0,05 (2,2)	0,03 (1,4)	λ	0,02 (0,9)	-0,001 (0,1)
Constante	0,28 (2,4)	0,30 (1,5)	Constante	0,001(0,03)	-0,43 (0,1)
T	$0,7 \times 10^{-3}$ (2,1)	-	T	$0,4 \times 10^{-3}$ (1,0)	-
$p2534$	1,01 (1,6)	2,35 (1,4)	$p2534$	0,26 (0,7)	-5,11 (0,1)
$p3544$	-1,61 (3,0)	-2,35 (1,8)	$p3544$	-0,24 (1,0)	3,21 (0,1)
rrf	-0,37 (1,5)	-0,35 (0,8)	rrf	-0,06 (0,5)	0,25 (0,1)
$diff$	-0,91 (1,7)	-1,36 (1,2)	$diff$	-0,39 (0,9)	4,33 (0,1)
\bar{R}^2	0,73	0,72	\bar{R}^2	0,71	0,70
RESET(2)	1,28	0,77	RESET(2)	2,83	1,90
LM(4)	1,96	1,89	LM(4)	0,77	1,05
ARCH(4)	2,08	2,16	ARCH(4)	3,26	3,23
F _{Goldfeld-Quandt}	0,78	0,74	F _{Goldfeld-Quandt}	0,64	0,87
F _{Chow}	1,74	1,33	F _{Chow}	3,26**	1,82
Écart-type des erreurs 1963-90 (%)	2,58	2,64	Écart-type des erreurs 1963-90 (%)	2,67	2,70
Moyenne des erreurs 1991-92 (%)	2,70	2,91	Moyenne des erreurs 1991-92 (%)	1,88	2,20

• Voir notes explicatives au bas du tableau 6.

Tableau 6 : Équations de demande de crédit des entreprises (2T1963- 4T1990)

	Var. dép.: $\Delta TDE_t/VBE_t$			Var. dép.: $\Delta TDE_t/VME_t$	
	EQE1	EQE2		EQE3	EQE4
$\Delta IBUSN_t/VBE_{t-1}$	-0,48 (0,6)	-0,21 (0,3)	$\Delta IBUSN_t/VME_{t-1}$	0,10 (0,1)	0,03 (0,04)
$IBUSN_{t-1}/VBE_{t-1}$	1,04 (7,0)	0,94 (6,1)	$IBUSN_{t-1}/VME_{t-1}$	1,32 (7,9)	1,16 (7,6)
$\Delta SAVN_t/VBE_{t-1}$	-0,64 (1,7)	-0,56 (1,4)	$\Delta SAVN_t/VME_{t-1}$	-0,51 (1,4)	-0,52 (1,4)
$SAVN_{t-1}/VBE_{t-1}$	-1,05 (3,4)	-0,42 (1,6)	$SAVN_{t-1}/VME_{t-1}$	-0,77 (2,7)	-0,47 (1,9)
$IIBN_{t-1}/VBE_{t-1}$	0,47 (1,5)	0,35 (1,1)	$IIBN_{t-1}/VME_{t-1}$	0,53 (1,6)	0,42 (1,3)
NET_{t-1}/VBE_{t-1}	0,47 (1,4)	0,75 (2,1)	NET_{t-1}/VME_{t-1}	0,73 (2,1)	0,83 (2,3)
λ	0,37 (4,5)	0,16 (2,8)	λ	0,07 (3,6)	0,06 (3,0)
Constante	0,40 (9,9)	0,24 (2,6)	Constante	-0,08 (0,5)	-0,25 (1,4)
T	$0,4 \times 10^{-3}$ (5,1)	-	T	$0,8 \times 10^{-3}$ (2,2)	-
$b2$	0,21 (2,8)	0,47 (2,7)	$b2$	0,66 (2,0)	1,02 (2,5)
\bar{R}^2	0,49	0,44	\bar{R}^2	0,53	0,51
RESET(2)	6,13*	5,61+	RESET(2)	7,20*	6,59*
LM(4)	6,61	6,92	LM(4)	3,02	4,15
ARCH(4)	1,89	0,39	ARCH(4)	1,28	0,40
F _{Goldfeld-Quandt}	2,05*	2,76**	F _{Goldfeld-Quandt}	2,94**	3,77**
F _{Chow}	2,50*	1,47	F _{Chow}	3,51**	1,81+
Écart-type des erreurs 1963-90 (%)	4,99	5,26	Écart-type des erreurs (en %)	5,25	5,31
Moyenne des erreurs 1991-92 (%)	-0,87	1,16	Moyenne des erreurs 1991-92 (%)	-3,26	-0,40

- La valeur absolue des statistiques t est entre parenthèses.
- + significatif à 10%; * significatif au niveau de 5%; ** significatif au niveau de 1%.
- RESET(2) est un test de spécification général (non-linéarité du modèle, variables manquantes, etc.) proposé par Ramsey, J. B. (1969), "Tests for Specification Errors in Classical Linear Least-Squares Regression Analysis", *Journal of the Royal Statistical Society, Series B* 31, p 350-371. Les statistiques suivent une distribution chi-carré avec n=2.
- LM(4) et ARCH(4) sont, respectivement, des tests des hypothèses de l'absence d'autorrélation et d'homoscédasticité d'ordre 4 du type multiplicateur de Lagrange. Les statistiques suivent une distribution chi-carré.
- Les tests-F de Goldfeld-Quandt et de Chow sont, respectivement, des tests des hypothèses d'homoscédasticité et de stabilité temporelle. Ils ont été effectués en divisant l'échantillon en deux sous-périodes : 2T1963 - 4T1976 (55 observations) et 1T1977 - 4T1990 (56 observations).

Tableau 7 : Quelques écarts d'endettement des ménages et des entreprises

	Relations de long terme des ratios d'endettement	Méthode d'estimation	Écart d'endettement moyen (91-92)	Écart-type des écarts d'endettement (63-90)	Indice d'endettement (91-92)
	<u>Ménages</u>				
<i>RESM1</i>	$TDM/ATM - (0, 23 + 0, 23 \cdot p \cdot 2534 - 0, 78 \cdot p \cdot 3544 + 0, 2x10^{-3} \cdot T - 0, 5x10^{-1} \cdot rrf - 0, 4x10^{-1} \cdot diff)$	MCO	0,0146	0,0059	2,47
<i>RESM2</i>	$TDM/ATM - (0, 15 + 0, 67 \cdot p \cdot 2534 - 0, 75 \cdot p \cdot 3544)$	MCO	0,0240	0,0066	3,63
	<u>Entreprises</u>				
<i>RESE1</i>	$TDE/VBE - (0, 37 + 0, 21 \cdot b2 + 0, 4x10^{-3} \cdot T)$	MCLN	0,0251	0,0113	2,22
<i>RESE2</i>	$TDE/VBE - (0, 29 + 0, 47 \cdot b2)$	MCLN	0,0550	0,0147	3,74
<i>RESE3</i>	$TDE/VME - (-0, 06 + 0, 66 \cdot b2 + 0, 9x10^{-3} \cdot T)$	MCLN	0,0117	0,0489	0,24
<i>RESE4</i>	$TDE/VME - (0, 03 + 1, 02 \cdot b2)$	MCLN	0,0688	0,0578	1,19

Les méthodes d'estimation se réfèrent aux méthodes utilisées pour estimer les relations de long terme des ratios d'endettement. Il peut s'agir de relations provenant des estimations d'équations statiques obtenues par les moindres carrés ordinaires (MCO) ou encore de celles obtenues des équations de demande de crédit estimées par les moindres carrés non linéaires (MCLN).

Les indices d'endettement sont donnés par le rapport des écarts d'endettement moyens à leur écart-type respectif au cours de la période 1963-1990.

Tableau 8 :
Modèles indicateurs de croissance du P.I.B. réel
(incluant différentes mesures de la variable d'endettement RES)

$$GkPIB_t = \alpha_0 + \alpha_1 S10M30_{t-k} + \alpha_2 M4RR90_{t-k} + \alpha_3 GM1R_{t-k} + \alpha_4 RES_{t-k} + Y_t$$

Période d'estimation : de 1963:2+k à 1990:4

k	sans RES		avec RES = RESMI		avec RES = SERDM		avec RES = RESEI		avec RES = RESE3		avec RES = SERDE	
	\bar{R}^2	α_4	\bar{R}^2	α_4	\bar{R}^2	α_4	\bar{R}^2	α_4	\bar{R}^2	α_4	\bar{R}^2	α_4
1	0,34	-1,20 (2,4)	0,36	-0,15 (0,4)	0,33	-0,26 (0,9)	0,34	-0,15 (2,3)	0,36	-0,10 (1,3)	0,34	-0,10 (1,3)
2	0,49	-0,90 (2,3)	0,51	-0,06 (0,1)	0,49	-0,13 (0,5)	0,49	-0,12 (2,2)	0,51	-0,04 (0,5)	0,49	-0,04 (0,5)
4	0,61	0,12 (0,4)	0,61	0,19 (0,6)	0,61	0,18 (1,0)	0,61	-0,02 (0,6)	0,61	0,08 (1,4)	0,62	0,08 (1,4)
8	0,35	0,44 (1,1)	0,36	0,44 (1,3)	0,37	0,71 (4,9)	0,55	0,05 (1,1)	0,37	0,20 (4,4)	0,50	0,20 (4,4)
12	0,24	0,10 (0,3)	0,23	0,30 (1,1)	0,25	0,64 (4,7)	0,51	0,02 (0,4)	0,23	0,21 (3,1)	0,45	0,21 (3,1)
16	0,18	-0,41 (0,8)	0,20	0,11 (0,5)	0,17	0,50 (3,3)	0,36	-0,07 (1,4)	0,24	0,14 (2,1)	0,30	0,14 (2,1)
20	0,10	-0,45 (0,9)	0,13	0,10 (0,3)	0,09	0,49 (3,5)	0,32	-0,08 (1,5)	0,21	0,13 (2,4)	0,22	0,13 (2,4)

La valeur absolue des statistiques t est entre parenthèses.

Tableau 9 :
Modèles indicateurs du taux de croissance des dépenses de consommation
(incluant différentes mesures de la variable d'endettement RES)

$$GkCON_t = \alpha_0 + \alpha_1 S10M30_{t-k} + \alpha_2 M4RR90_{t-k} + \alpha_3 GM1R_{t-k} + \alpha_4 RES_{t-k} + v_t$$

Période d'estimation : de 1963:2+k à 1990:4

k	sans RES		avec RES = RESMI		avec RES = SERDM		avec RES = RESMI, SERDM		
	\bar{R}^2	α_4	\bar{R}^2	α_4	\bar{R}^2	α_4	$\alpha_{4, resm1}$	$\alpha_{4, serdm}$	\bar{R}^2
1	0,23	-1,55 (3,1)	0,27	-0,69 (1,6)	0,23	-1,45 (2,8)	-0,45 (1,1)		0,26
2	0,42	-1,06 (2,9)	0,45	-0,65 (1,9)	0,43	-0,95 (2,7)	-0,50 (1,4)		0,45
4	0,51	0,02 (0,1)	0,50	-0,34 (1,1)	0,51	0,10 (0,3)	-0,36 (1,1)		0,51
8	0,29	0,01 (0,02)	0,28	-0,04 (0,1)	0,28	0,88 (0,02)	-0,04 (0,1)		0,27
12	0,23	-0,34 (0,8)	0,23	0,03 (0,1)	0,22	-0,36 (0,8)	0,09 (0,3)		0,23
16	0,17	-0,64 (1,2)	0,21	-0,04 (0,2)	0,16	-0,65 (1,2)	0,06 (0,2)		0,20
20	0,13	-0,60 (1,1)	0,18	-0,05 (0,2)	0,12	-0,60 (1,1)	0,002 (0,01)		0,17

La valeur absolue des statistiques t est entre parenthèses.

Tableau 10 :
Modèles indicateurs du taux de croissance des dépenses d'investissement des entreprises
(incluant différentes mesures de la variable d'endettement RES)

$$GkIBUS_t = \alpha_0 + \alpha_1 S10M30_{t-k} + \alpha_2 M4RR90_{t-k} + \alpha_3 GM1R_{t-k} + \alpha_4 RES_{t-k} + v_t$$

Période d'estimation : de 1963:2+k à 1990:4

k	sans RES \bar{R}^2	avec RES = RESE1		avec RES = RESE3		avec RES = SERDE		avec RES = RESE1, RESE3, SERDE			
		α_4	\bar{R}^2	α_4	\bar{R}^2	α_4	\bar{R}^2	$\alpha_{4, rese1}$	$\alpha_{4, rese3}$	$\alpha_{4, serde}$	\bar{R}^2
1	0,08	-4,86 (6,1)	0,30	-0,84 (4,0)	0,18	-1,36 (4,5)	0,24	-3,43 (3,8)	-0,33 (1,6)	-0,42 (1,1)	0,32
2	0,10	-4,50 (6,8)	0,37	-0,75 (4,3)	0,22	-1,28 (4,9)	0,30	-3,15 (4,1)	-0,26 (1,5)	-0,45 (1,4)	0,39
4	0,12	-3,61 (5,6)	0,37	-0,56 (3,5)	0,21	-1,06 (4,2)	0,32	-2,46 (2,6)	-0,16 (0,8)	-0,44 (1,2)	0,39
8	0,19	-1,72 (2,3)	0,29	-0,11 (0,7)	0,19	-0,56 (2,8)	0,29	-1,14 (1,1)	0,14 (0,8)	-0,39 (1,1)	0,31
12	0,28	-0,65 (1,0)	0,30	0,15 (1,1)	0,30	-0,28 (1,9)	0,31	-0,40 (0,4)	0,33 (2,6)	0,42 (1,7)	0,38
16	0,38	-0,26 (0,4)	0,38	0,12 (1,0)	0,40	-0,20 (1,7)	0,40	0,10 (0,1)	0,22 (2,3)	-0,37 (2,1)	0,46
20	0,40	0,26 (0,7)	0,40	0,04 (0,8)	0,40	-0,01 (0,1)	0,39	0,41 (0,8)	0,04 (0,7)	-0,12 (0,7)	0,40

La valeur absolue des statistiques t est entre parenthèses.

Tableau 11 :
Modèles indicateurs du changement des stocks des entreprises
(incluant différentes mesures de la variable d'endettement RES)

$$MkIBY_t = \alpha_0 + \alpha_1 S10M30_{t-k} + \alpha_2 M4RR90_{t-k} + \alpha_3 GM1R_{t-k} + \alpha_4 RES_{t-k} + \alpha_5 G4PIB_{t-k} + v_t$$

Période d'estimation : de 1963:2+k à 1990:4

k	sans RES		avec RES = RESE1		avec RES = RESE3		avec RES = SERDE		avec RES = RESE1, RESE3, SERDE			
	\bar{R}^2	α_4	\bar{R}^2	α_4	\bar{R}^2	α_4	\bar{R}^2	α_4	$\alpha_{4, rese1}$	$\alpha_{4, rese3}$	$\alpha_{4, serde}$	\bar{R}^2
1	0,54	-0,15 (1,9)	0,55	-0,04 (2,1)	0,55	-0,13 (4,7)	0,62	-0,13 (4,3)	0,04 (0,5)	-0,01 (0,7)	-0,13 (4,3)	0,61
2	0,62	-0,14 (2,3)	0,64	-0,04 (2,5)	0,65	-0,11 (4,0)	0,70	-0,11 (3,3)	0,04 (0,5)	-0,02 (1,1)	-0,11 (3,3)	0,70
4	0,65	-0,12 (2,3)	0,67	-0,04 (2,5)	0,68	-0,09 (3,0)	0,72	-0,09 (2,3)	0,04 (0,5)	-0,02 (1,3)	-0,09 (2,3)	0,72
8	0,69	0,004 (0,04)	0,69	$0,4 \times 10^{-4}$ (0,002)	0,69	-0,02 (0,9)	0,69	-0,04 (1,4)	0,05 (0,6)	0,003 (0,2)	-0,04 (1,4)	0,69
12	0,66	0,12 (1,1)	0,69	0,02 (1,0)	0,67	0,04 (1,4)	0,68	0,02 (1,0)	0,07 (0,7)	0,01 (0,6)	0,02 (1,0)	0,69
16	0,65	0,10 (1,3)	0,67	-0,002 (0,1)	0,65	0,06 (2,0)	0,70	0,06 (1,9)	0,05 (0,6)	-0,02 (1,1)	0,06 (1,9)	0,71
20	0,57	0,12 (1,9)	0,61	-0,03 (1,1)	0,59	0,06 (2,7)	0,62	0,05 (1,5)	0,12 (1,5)	-0,05 (3,0)	0,05 (1,9)	0,70

La valeur absolue des statistiques t est entre parenthèses.

Tableau 12 (début...):

Quelques résultats de modèles indicateurs incluant les écarts d'endettement, les taux de croissance de la dette et des variables d'échelle (2T1963 - 4T1990)

$$\text{EQ1 : } GIPIB_t = 4,11 + 0,46 \times SIOM30_{t-1} - 0,27 \times M4RRR90_{t-1} + 0,19 \times GMIR_{t-1} - 1,09 \times RESMI_{t-1} - 0,004 \times G4TDM_{t-1} + 0,04 \times G4ATM_{t-1}$$

$$(6,9) \quad (2,1) \quad (2,6) \quad (2,8) \quad (1,8) \quad (0,04) \quad (0,4)$$

$$\bar{R}^2 = 0,36 \quad \text{D.-W.} = 2,11 \quad \text{ETR} = 3,20$$

$$\text{EQ2 : } GIPIB_t = 4,54 + 0,50 \times SIOM30_{t-1} - 0,27 \times M4RRR90_{t-1} + 0,16 \times GMIR_{t-1} - 0,09 \times RESE3_{t-1} - 0,01 \times G4TDE_{t-1} + 0,04 \times G4VME_{t-1}$$

$$(9,6) \quad (2,3) \quad (2,1) \quad (2,5) \quad (1,2) \quad (1,2) \quad (1,4)$$

$$\bar{R}^2 = 0,37 \quad \text{D.-W.} = 2,13 \quad \text{ETR} = 3,17$$

$$\text{EQ3 : } GICON_t = 4,39 + 0,30 \times SIOM30_{t-1} - 0,29 \times M4RRR90_{t-1} + 0,14 \times GMIR_{t-1} - 1,59 \times RESMI_{t-1} + 0,02 \times G4TDM_{t-1} + 0,002 \times G4ATM_{t-1}$$

$$(5,3) \quad (1,4) \quad (1,8) \quad (1,8) \quad (2,3) \quad (0,2) \quad (0,02)$$

$$\bar{R}^2 = 0,25 \quad \text{D.-W.} = 2,57 \quad \text{ETR} = 3,47$$

$$\text{EQ4 : } GIIBUS_t = 5,01 - 0,46 \times SIOM30_{t-1} - 0,52 \times M4RRR90_{t-1} + 0,35 \times GMIR_{t-1} - 2,49 \times RESE1_{t-1} - 0,18 \times RESE3_{t-1} - 0,25 \times SERDE_{t-1}$$

$$(2,3) \quad (0,7) \quad (1,0) \quad (1,3) \quad (2,1) \quad (0,8) \quad (0,7)$$

$$- 0,34 \times G4TDE_{t-1} + 0,54 \times G4VBE_{t-1} + 0,08 \times G4VME_{t-1} + 0,22 \times G4YBE_{t-1}$$

$$(0,4) \quad (0,4) \quad (0,6) \quad (1,7)$$

$$\bar{R}^2 = 0,32 \quad \text{D.-W.} = 1,84 \quad \text{ETR} = 9,58$$

$$\text{EQ5 : } GIIBUS_t = 4,91 - 0,50 \times SIOM30_{t-1} - 0,35 \times M4RRR90_{t-1} + 0,46 \times GMIR_{t-1} - 3,25 \times RESE1_{t-1} - 0,25 \times RESE3_{t-1} + 0,28 \times G4YBE_{t-1}$$

$$(2,4) \quad (0,8) \quad (0,7) \quad (2,0) \quad (3,9) \quad (1,2) \quad (2,3)$$

$$\bar{R}^2 = 0,34 \quad \text{D.-W.} = 1,84 \quad \text{ETR} = 9,45$$

Bibliographie

- Amano, R. A. et S. van Norden (1992). «*Unit Root Tests and the Burden of Proof*», document de travail n° 92-7, Banque du Canada, novembre.
- Akaike, H. (1969). «Statistical Predictor Identification», *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, vol. 21, pp. 203-207.
- Bernanke, B. (1993). «Credit in the Macroeconomy», *Federal Reserve Bank of New York Quarterly Review*, printemps 1992-93, pp. 50-70.
- Bernanke, B. et J. Campbell (1988). «Is There a Corporate Debt Crisis?», *Brookings Papers on Economic Activity*, vol.1, pp. 83-125.
- Cantor, R. et J. Wenninger (1993). «Perspective on the Credit Slowdown», *Federal Reserve Bank of New York Quarterly Review*, printemps 1992-93, pp. 3-36.
- Chant, J. F. et S.T. Easton (1993). «Canadian Corporate Debt: Crisis or Concern?», texte paru dans *Deficits and Debt in the Canadian Economy*, John Deutsch Institute for the Study of Economic Policy, Policy Forum Series - 29, publié par Richard G. Harris.
- Cozier, B. et G. Tkacz (1994). «*The Term Structure and Real Activity in Canada : An Empirical Investigation*», document de travail n° 94-3, Banque du Canada, mars.
- Dickey, D. A. et W. A. Fuller (1979). «Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With Unit Root», *Journal of American Statistical Association*, vol. 74, pp. 427-431.
- Engle, R. F. et C. W. J. Granger (1987). «Co-Integration and Error Correction : Representation, Estimation and Testing», *Econometrica*, vol. 55, pp. 251-276.
- Estrella, A. et G. Hardouvelis (1991). «The Term Structure as a Predictor of Real Economic Activity», *Journal of Finance*, XLVI, pp. 555-576.
- Fillion, J.-F. (1992). «*Un modèle du coût du financement et du ratio d'endettement des entreprises non financières*», Rapport technique n° 61, Banque du Canada, octobre.
- Freedman, C. et D. Longworth (1990). «Debt and Credit : Recent Canadian Developments», *North American Review of Economics & Finance*, vol.1, no. 1, pp. 33-51.
- Johansen, S. et K. Juselius (1990). «Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration -- With Applications to the Demand for Money», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 52, pp. 169-210.

- Kwiatkowski, D., P. C. B. Phillips, P. Schmidt et Y. Shin (1992). «Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root : How Sure are we that Economic Time Series Have a Unit Root?» *Journal of Econometrics*, vol. 54, pp. 159-178.
- MacKinnon, J. G. (1991). «Critical Values for Cointegration Tests», texte publié dans la série *Long-run Economic Relationships: Readings in Cointegration*, par R. F. Engle et C. W. J. Granger, Oxford University Press.
- Macklem, R. Tiff. (1991). «A Flexible, Forward-Looking Measure of Wealth», document de travail n° 91-5, Banque du Canada, novembre.
- Milton, L. (1988). «An Analysis of the Information Content of Alternative Credit Aggregates», Rapport technique n° 49, Banque du Canada, juin.
- Montplaisir, M.-C. (1992). «L'évolution du bilan du secteur des ménages au cours des dernières décennies», *Revue de la Banque du Canada*, juillet.
- Muller, P. (1990). «L'information véhiculée par les agrégats financiers au cours des années 80», document publié dans les actes du *Séminaire sur les questions monétaires*, organisé par la Banque du Canada, du 7 au 9 mai 1990.
- Newey, W. K. et K. D. West (1987). «A Simple, Positive, Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix», *Econometrica*, vol. 55, no. 3, pp. 703-708.
- Phillips, P. C. B. et P. Perron (1988). «Testing for a Unit Root in Time Series Regression», *Biometrika*, vol. 75, pp. 335-346.
- Poole, W. (1993). «Credit Veils and Credit Realities», *Federal Reserve Bank of New York Quarterly Review*, printemps 1992-93, pp. 83-85.
- Shin, Y. (1992). «A Residual-Based Test of the Null of Cointegration Against the Alternative of No Cointegration», manuscrit, Department of Economics, Michigan State University.
- Sinai, A. (1993). «Financial and Credit Cycles - Generic or Episodic? », *Federal Reserve Bank of New York Quarterly Review*, printemps 1992-93, pp. 40-45.
- Stock, J. H. et M. H. Watson (1993). «A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems», *Econometrica*, vol. 61, pp. 783-820.

Bank of Canada Working Papers

1994

- 94-1 Optimum Currency Areas and Shock Asymmetry: A Comparison of Europe and the United States N. Chamie, A. DeSerres and R. Lalonde
- 94-2 A Further Analysis of Exchange Rate Targeting in Canada R. A. Amano and T. S. Wirjanto
- 94-3 The Term Structure and Real Activity in Canada B. Cozier and G. Tkacz
- 94-4 An Up-to-Date and Improved BVAR Model of the Canadian Economy D. Racette, J. Raynauld and C. Sigouin
- 94-5 Exchange Rate Volatility and Trade: A Survey A. Côté
- 94-6 The Dynamic Behaviour of Canadian Imports and the Linear-Quadratic Model: Evidence Based on the Euler Equation R. A. Amano and T. S. Wirjanto
- 94-7 L'endettement du secteur privé au Canada : un examen macroéconomique J.-F. Fillion

1993

(Earlier 1993 papers, not listed here, are also available.)

- 93-6 Problems in Identifying Non-linear Phillips Curves: Some Further Consequences of Mismeasuring Potential Output D. Laxton, D. Rose and R. Tetlow
- 93-7 Is the Canadian Phillips Curve Non-linear? D. Laxton, D. Rose and R. Tetlow
- 93-8 The Demand for M2+, Canada Savings Bonds and Treasury Bills K. McPhail
- 93-9 Stockout Avoidance Inventory Behaviour with Differentiated Durable Products P. H. Thurlow
- 93-10 The Dynamic Demand for Money in Germany, Japan and the United Kingdom R. A. Amano and T. S. Wirjanto
- 93-11 Modèles indicateurs du PIB réel pour quatre pays d'Europe et le Japon P. Gruhn and P. St-Amant
- 93-12 Zones monétaires optimales : cas du Mexique et des États-Unis R. Lalonde and P. St-Amant
- 93-13 Is Productivity Exogenous over the Cycle?: Some Canadian Evidence on the Solow Residual B. Cozier and R. Gupta
- 93-14 Certainty of Settlement and Loss Allocation with a Minimum of Collateral W. Engert
- 93-15 Oil Prices and the Rise and Fall of the U.S. Real Exchange Rate R. A. Amano and S. van Norden

Single copies of Bank of Canada papers may be obtained from

Publications Distribution
Bank of Canada
234 Wellington Street
Ottawa, Ontario K1A 0G9

