

Bank of Canada.

/// Demande de fonds mutuels, co-
intégration et modèle de correction
des erreurs / par Jean-François Filli
Fillion. déc. 1988.

BANK OF CANADA BANQUE DU CANADA



A00000310

HIC
2706
LA79
1988-2

Document de travail 88-2/Working Paper 88-2

**Demande de fonds mutuels,
^ co-intégration et modèle
de correction des erreurs**

par Jean-François Fillion

**BANKS/
BANQUES**

Bank of Canada



Banque du Canada

c. 4

CANADA

Bank of Canada / Banque du Canada
JAN 31 1989
LIBRARY / BIBLIOTHEQUE

DEMANDE DE FONDS MUTUELS, CO-INTÉGRATION
ET MODÈLE DE CORRECTION DES ERREURS

Jean-François Fillion
Banque du Canada
Ottawa, Canada
K1A 0G9

Décembre 1988

Une première version de ce document a été présentée au 28e Congrès annuel de la Société canadienne de science économique, Université Laval, Québec, le 20 mai 1988. L'auteur tient à remercier P. Duguay, B. Montador, D. Longworth et S. O'Connor pour leurs commentaires. Les opinions exprimées sont celles de l'auteur et n'engagent pas la Banque du Canada.

Résumé

La présente étude débute par une brève analyse de l'évolution des fonds mutuels au Canada au cours des deux dernières décennies. Elle enchaîne avec une étude économétrique de la fonction de demande, où l'hypothèse de co-intégration de la relation "désirée" de long terme est examinée à partir du modèle de correction des erreurs (MCE). Le modèle MCE est estimé en une étape, ainsi qu'en deux étapes selon la stratégie proposée par Engle et Granger. Les résultats du modèle MCE sont comparés à ceux d'un modèle d'ajustement partiel plus traditionnel. Le modèle MCE suggère un processus d'ajustement vers l'équilibre plus flexible et plus rapide que le modèle d'ajustement partiel.

Selon nos résultats, plus du quart de l'augmentation de la valeur nette des fonds mutuels depuis 1985 s'explique par la hausse de la valeur des titres en portefeuille. Les autres facteurs importants qui ont influencé la demande sont le patrimoine, le taux de rendement propre et l'exonération des gains en capital annoncée en mai 1985 par le gouvernement fédéral. En dépit des fortes possibilités de substitution avec certains instruments de dépôt, les changements de taux d'intérêt depuis la fin de 1984 n'ont pas été assez prononcés pour affecter de façon significative la demande de fonds mutuels.

Abstract

This paper first provides a brief analysis of the growth of mutual funds in Canada over the last twenty years. It then makes an econometric assessment of the demand function in which the assumption of cointegration of the long-term "desired" relationship is tested using the error correction model (ECM). The ECM is estimated in one step and, following the strategy put forward by Engle and Granger, in two steps. The ECM estimation results are compared to those of a more traditional partial adjustment model. They suggest an adjustment process to equilibrium that is more flexible and faster than that indicated by the partial adjustment model.

The results indicate that more than one quarter of the growth of mutual funds since 1985 was due to the rise in the value of the portfolios. The most important other factors that influenced demand were wealth, the net rate of return and the tax exemption for capital gains introduced by the federal government in 1985. Despite the fact that mutual funds may be close substitutes for some deposit instruments, interest rate changes since late 1984 have not been large enough to affect significantly the demand for such funds.

Introduction

La demande de fonds mutuels au Canada a d'abord connu au cours des deux dernières décennies une période de faible croissance; puis, elle s'est progressivement raffermie à la fin des années 70 pour afficher une expansion particulièrement vigoureuse du début de 1985 jusqu'au krach boursier d'octobre 1987. La valeur nette des fonds a atteint 27,5 milliards de dollars à la fin de 1987, enregistrant une augmentation de 17,9 milliards de dollars en trois ans. Compte tenu de cette forte augmentation et des possibilités de substitution entre les fonds mutuels et les véhicules d'épargne traditionnels (comme les dépôts d'épargne, les dépôts à terme et les certificats de placement), qui sont les principales composantes des agrégats monétaires M2 et M2+, il nous a semblé intéressant de faire une étude approfondie de la demande de fonds mutuels.

La première partie de notre étude contient une description et une analyse de l'évolution des fonds mutuels au cours des deux dernières décennies, tandis que la seconde partie consiste en une analyse économétrique de la demande. Deux aspects de cette recherche sont particulièrement intéressants: d'abord, le défi de modéliser la demande d'un actif exprimé en valeur au marché et, deuxièmement, l'application du modèle de correction des erreurs (MCE) et la vérification de l'hypothèse de co-intégration.

Relativement au premier défi, il est vraisemblable que le niveau désiré de la demande soit exprimé en valeur au marché, si les individus se fixent comme objectif un montant à détenir sous

forme de fonds mutuels. Toutefois, le problème est que la variable dépendante que l'on doit expliquer empiriquement, soit la valeur nette des fonds détenus par les particuliers, est largement influencée à court terme par l'évolution des prix sur le marché et n'est donc pas uniquement déterminée par les facteurs liés à la demande. Il va falloir tenir compte explicitement de cet effet d'appréciation de marché dans la modélisation.

Le modèle de correction des erreurs présente une dynamique de court terme relativement flexible qui relie les changements de la variable endogène aux changements des variables explicatives. Le modèle comprend aussi un mécanisme de correction des erreurs (d'où son nom), qui constitue un mécanisme de convergence vers le niveau "désiré" de long terme. Le modèle MCE sera estimé en une étape, puis en deux étapes selon la stratégie proposée par Engle et Granger. Les résultats du modèle MCE seront aussi comparés à ceux d'un modèle d'ajustement partiel plus traditionnel, souvent utilisé dans les études empiriques pour expliquer la demande d'actifs financiers et, en particulier, la demande de monnaie.

1. Evolution de la valeur nette des fonds mutuels

Après avoir affiché une hausse relativement forte au cours des années 60, la valeur nette des fonds de placement (ou fonds mutuels)¹ est restée autour de 3 milliards de dollars pendant presque dix ans et n'a repris sa progression qu'en 1978 (voir graphiques 1 et 2)². Du début de 1985 jusqu'au krach boursier d'octobre 1987, son augmentation a été phénoménale; la valeur nette des fonds a atteint 30,7 milliards de dollars à la fin du troisième trimestre de 1987, soit une hausse de 21,0 milliards de dollars par rapport à la fin de 1984. L'appréciation des portefeuilles due aux gains en capital non réalisés et aux bénéfices non répartis explique une part importante de cette augmentation. Mais les nouveaux investissements dans les fonds de placement ont totalisé plus de 12,5 milliards de dollars au cours de cette période (voir tableau 1). Au cours du quatrième trimestre de 1987, la valeur nette des fonds a chuté d'un peu plus de 3 milliards

-
- 1 Les données proviennent de Statistique Canada et sont publiées au tableau D9 de la Revue de la Banque du Canada sous le titre "Sociétés de placement". Ce groupe comprend les banques, sociétés de fiducie et autres corporations qui émettent des parts représentant une participation dans l'avoir net du fonds. Les investisseurs, qui sont surtout des particuliers, peuvent acheter (ou vendre) leurs parts pour le montant de la valeur nette du fonds au moment de l'achat (ou de la vente). Dans la présente étude, la valeur nette est calculée par la valeur au marché de l'ensemble des titres en portefeuille après déduction de la valeur des prêts et des comptes créditeurs. Cette mesure inclut donc les achats nets de parts dans les fonds, plus les appréciations en capital non réalisées et les bénéfices non répartis.
- 2 Notons qu'avant 1978, les données excluaient les fonds de société de fiducie prévus expressément pour les régimes d'épargne à report d'impôt. Il y a donc une rupture statistique dans la série, de l'ordre de 400 millions de dollars, à partir du premier trimestre de 1978.

de dollars. Cette chute reflète principalement la dépréciation théorique subie par les portefeuilles suite au krach boursier³ ainsi que les remboursements de fonds (ou rachats), qui ont dépassé les nouveaux achats d'environ 300 millions de dollars.

Le tableau 2 présente l'évolution de la valeur nette des fonds par rapport à l'évolution de certains agrégats monétaires dont les composantes peuvent constituer des substituts aux fonds de placement. On remarque que l'augmentation de la valeur nette des fonds de placement équivaldrait à 1,6 % de l'agrégat M2+ en 1985, à 2,3 % en 1986 et à 1,1 % en 1987.

Comme on peut l'observer au graphique 3, les fonds de placement ont atteint un sommet à la fin des années 60, en proportion de l'ensemble des dépôts des particuliers, des obligations d'épargne du Canada et de la valeur nette des fonds. Cette proportion a diminué de façon marquée jusqu'au milieu des années 70 et de façon plus modeste jusqu'à la récession de 1982. La préférence pour les véhicules d'épargne traditionnels au cours de cette période s'est inscrite dans le contexte de la faiblesse relative du marché boursier jusqu'en 1978, puis de la montée des taux d'intérêt (graphiques 4 et 5). Un certain nombre de changements fiscaux ou institutionnels survenus dans les années 70 expliquent aussi cette préférence. À cet

3 La baisse de la valeur des fonds au quatrième trimestre, soit environ 10%, a été moins prononcée que la baisse de l'indice de la Bourse de Toronto (19%) et que celle du Dow-Jones (23%) puisque environ un tiers de l'actif des fonds consiste en des titres de créances dont la valeur a été moins affectée par le krach.

égard, on pense en particulier à l'imposition partielle des gains en capital à partir du 1er janvier 1972⁴, ainsi qu'à l'arrivée des institutions de dépôt sur le marché des régimes enregistrés d'épargne-retraite (REER) et d'épargne-logement (REEL) au milieu des années 70.

La proportion des fonds de placement dans les avoirs des particuliers a rapidement augmenté au cours des cinq dernières années et surtout à partir de 1985, pour se situer à un niveau maintenant comparable à celui de la fin des années 60. La forte activité boursière depuis 1983 ainsi que la baisse des taux d'intérêt ont vraisemblablement contribué à stimuler la demande. L'augmentation particulièrement rapide enregistrée au cours des trois dernières années a aussi été encouragée par l'exonération des gains en capital annoncée dans le budget fédéral de mai 1985. Une proportion importante (environ 30 %) des achats de fonds de placement a récemment

4 D'autres changements fiscaux peuvent avoir affecté la composition de l'actif financier. La déduction des premiers mille dollars de revenus d'intérêts a été introduite en 1974, et a été étendue aux revenus de dividendes en 1975 et aux gains en capital en 1977. Cette déduction est toutefois abolie depuis le début de 1988 suite à la Réforme fiscale.

été financée par des emprunts, l'acheteur profitant d'un double avantage fiscal, soit l'exonération des gains en capital et la déductibilité des frais d'intérêts⁵.

L'intensification de la concurrence sur le marché des fonds de placement a augmenté le nombre et la diversité des fonds disponibles. Le tableau 3 indique que plus de 150 nouveaux fonds ont été créés au cours des quatre dernières années. Un changement important à cet égard a été la création des fonds du marché monétaire dans le contexte de la désintermédiation financière qui a suivi la récession, de l'augmentation du financement par le biais des acceptations bancaires et du gonflement des besoins de financement à court terme des administrations publiques. La concurrence accrue a aussi permis une baisse des frais d'acquisition de fonds, qui sont

5 Dans le discours du budget de mai 1985, le gouvernement annonça l'exonération cumulative des gains nets en capital jusqu'à concurrence de \$ 500,000 pendant la durée de vie du contribuable. L'exonération était toutefois plafonnée à \$ 10,000 en 1985, \$ 25,000 en 1986, \$ 50,000 en 1987, \$ 100,000 en 1988, \$ 150,000 en 1989 et \$ 250,000 en 1990. Au-delà de ces plafonds, les gains continuaient de faire partie du revenu imposable à raison de 50 %, comme c'était le cas depuis 1972. Dans sa réforme fiscale, le gouvernement propose de limiter l'exonération cumulative à son niveau de 1988 et d'accroître la proportion des gains nets en capital faisant partie du revenu imposable à 66 2/3 % en 1988 et 1989 et à 75 % en 1990. De plus, le gouvernement propose que les frais d'intérêts soient déduits des gains en capital plutôt que du revenu imposable et élimine ainsi la déductibilité directe de ces dépenses.

passés de 8 % ou 9 % à une norme actuelle d'environ 5 %⁶. En outre, la majorité des grandes institutions financières (banques, sociétés de fiducie et compagnies d'assurance-vie) qui possèdent leur propre réseau de distribution n'exigent généralement pas ce genre de frais.

2. Analyse économétrique de la demande de fonds de placement

2.1 Le niveau désiré de la demande

La fonction de demande des fonds de placement exprimée sous forme logarithmique en valeur au marché peut s'écrire de la façon suivante⁷:

$$(1) \ y_t^d = \beta_0 + \beta_1 (w-p)_t + \beta_{11} p_t + \beta_2 (pp-p)_t + \sum_j \beta_{3j} R_{jt} + \beta_4 D721 + \beta_5 D852$$

où les β sont les paramètres de long terme. L'équation (1) exprime le niveau désiré de la demande en fonction de la valeur réelle du patrimoine⁸, de l'indice général des prix, p , exprimé par l'indice

6 Dans certains cas, les frais d'acquisition sont remplacés par des frais de retrait, généralement décroissants en fonction de la période de détention. Tous les fonds sont aussi assujettis à des frais annuels de 1 % à 2 % qui servent à couvrir les services de gestion de portefeuille. Des frais de transfert peuvent aussi être prélevés lorsqu'un individu désire substituer certaines parts entre différents fonds d'une même institution.

7 Les variables identifiées par des lettres minuscules sont sous forme logarithmique, celles en lettres majuscules, comme les taux d'intérêt, sont sous forme nominale.

8 La valeur du patrimoine est définie par la somme du parc de capital (construction résidentielle et non résidentielle, machinerie, équipements et stocks), des avoirs nets étrangers, de l'encours des titres des administrations publiques fédérale, provinciales et municipales (excluant ceux détenus par la Banque du Canada) et de la base monétaire, moins les dépôts du gouvernement fédéral dans les banques à charte.

des prix à la consommation, du prix relatif des fonds mutuels, pp-p, d'un vecteur de taux de rendement, R_j , et de deux variables dichotomiques, D721 et D852.

L'équation (1) distingue les effets d'une augmentation de la valeur réelle du patrimoine de ceux d'une augmentation du niveau général des prix. Nous aurions pu imposer l'hypothèse d'homogénéité en fonction du niveau général des prix ($\beta_{11} = 1$), de sorte que l'équation (1) aurait été définie en termes réels. Toutefois, cette hypothèse a été facilement rejetée, du moins avec le modèle d'ajustement partiel. Nous avons plutôt opté pour l'hypothèse simplificatrice $\beta_1 = \beta_{11}$ et nous avons donc réécrit l'équation (1) en fonction de la valeur nominale du patrimoine.

Le paramètre β_2 mesure la réaction à long terme de la demande aux variations du prix relatif des fonds, le prix des fonds pp étant mesuré par l'indice des cours boursiers TSE300. Le paramètre β_2 sera inférieur à 1 si une certaine proportion des appréciations de portefeuille (ou gains en capital) est réalisée et réinvestie ailleurs que dans les fonds mutuels.

L'équation (1) comprend deux variables dichotomiques, D721 et D852. La première, égale à 1 à compter du premier trimestre de 1972, est reliée à l'imposition des gains en capital à partir du 1er janvier 1972 et la seconde, égale à 1 à partir du deuxième trimestre de 1985, est reliée à l'exonération partielle des gains en

capital annoncée lors du budget de mai 1985. Le paramètre β_4 devrait être négatif et le paramètre β_5 positif, mais inférieur (en valeur absolue) à β_4 .

Le vecteur R_j de l'équation (1) comprend une mesure du rendement anticipé des fonds de placement (RMA), le taux d'intérêt des certificats de placement à 5 ans dans les sociétés de fiducie (RF5) et le taux des dépôts bancaires à 90 jours des particuliers (RF90), comme mesures du rendement d'instruments substitués aux fonds de placement⁹. La variable RMA devrait avoir un effet positif sur le niveau désiré, tandis que RF5 et RF90 devraient avoir un effet négatif. Les variables RMA, RF5 et RF90 sont calculées sur une base trimestrielle. Ainsi, un taux d'intérêt de 10 % est exprimé comme 0,025.

Le taux de rendement anticipé des fonds de placement peut être exprimé par une structure de retards échelonnés sur RM_t

$$(2) \text{RMA}_t = \sum_{i=0}^{\infty} \theta (1 - \theta)^i \text{RM}_{t-i}$$

où RM est le taux de rendement des fonds, défini comme une moyenne mobile pondérée du rendement trimestriel de cinq types d'actifs détenus par les fonds de placement (titres à court terme, hypothèques,

9 Nous avons aussi essayé d'introduire dans l'équation de demande une mesure du taux d'inflation ainsi qu'une mesure du taux (moyen) de taxation. Ces deux variables n'apportaient pas d'améliorations significatives.

obligations, actions et titres étrangers), où les poids sont les proportions (retardées d'une période) de chaque type d'investissement¹⁰.

Aux fins d'estimation, nous avons tenté d'introduire différentes mesures du taux de rendement propre anticipé RMA calculées pour des valeurs de θ comprises entre 0,1 et 1 et comportant une structure finie de 8 retards. Or, la valeur de θ qui permettait d'obtenir l'écart-type de la régression le plus faible était $\theta=1$ dans chacun des modèles. Nous avons donc retenu l'hypothèse que $\theta=1$ de sorte que le taux de rendement anticipé est supposé égal au taux de rendement réalisé. Toutefois, il était généralement impossible de rejeter l'une ou l'autre des différentes valeurs de θ (par rapport à l'hypothèse $\theta=1$) à l'aide d'un test de vraisemblance.

2.2 Le modèle d'ajustement partiel

Le modèle d'ajustement partiel peut être écrit de la façon suivante :

$$(3) \Delta y_t = \lambda_1 \Delta y_t^d + \lambda_2 (y_{t-1}^d - y_{t-1}) + \gamma RM_t + \mu_t$$

10 Le rendement des titres à court terme est le taux des bons du Trésor à 3 mois; celui des hypothèques est le taux des prêts hypothécaires ordinaires à 5 ans; celui des obligations est le rendement moyen des obligations du gouvernement canadien à 10 ans et plus; celui des actions est la somme du rendement trimestriel sous forme de dividendes et du taux de croissance trimestriel du TSE300; celui des titres étrangers est la somme du rendement trimestriel sous forme de dividendes, du taux de croissance trimestriel de l'indice Standard and Poor et du taux de variation trimestriel du dollar américain exprimé en dollar canadien.

où y correspond à la valeur nette des fonds, y^d est le niveau désiré de la demande et RM est le rendement des fonds, défini précédemment.

L'équation (3) est une formulation générale du modèle d'ajustement partiel et indique que le changement, en pourcentage, de la valeur nette des fonds au cours d'un trimestre est une fraction λ_1 du changement du niveau désiré de la demande, plus une fraction λ_2 du déséquilibre entre le niveau désiré et le niveau effectivement détenu au trimestre précédent, plus le terme d'appréciation des fonds (γRM), plus le terme d'erreurs.

Lorsque $\lambda_2 = \lambda_1$, c'est-à-dire lorsque les particuliers s'ajustent de façon identique à un changement du niveau désiré ou au déséquilibre de la période précédente, le modèle devient :

$$(4) \Delta y_t = \lambda_1 (y_t^d - y_{t-1}) + \gamma RM_t + \mu_t$$

ce qui correspond au modèle simple d'ajustement partiel avec λ_1 comme seul paramètre d'ajustement.

En supposant que $\beta_{11} = \beta_1$ et que $\theta=1$, et en substituant (1) dans (4), on obtient l'équation suivante :

$$(5) \Delta y_t = -\lambda_1 y_{t-1} + \lambda_1 \beta_0 + \lambda_1 \beta_1 w_t + \lambda_1 \beta_2 (pp - p_t) + \lambda_1 \beta_{31} RM_t + \lambda_1 \beta_{32} RF5_t + \lambda_1 \beta_{33} RF90_t + \lambda_1 \beta_4 D721 + \lambda_1 \beta_5 D852 + c (D781_t - (1 + \lambda_1) D781_{t-1}) + \sum_{s=1}^3 d_s S_{st} + \gamma RM_t + \mu_t$$

L'équation (5) comprend un ajustement pour tenir compte de la rupture dans la série à partir du premier trimestre de 1978 (voir la note 2) ainsi que des variables dichotomiques saisonnières, S_s .

Le terme d'appréciation des fonds, γRM_t , représente l'augmentation de la valeur des fonds attribuée à la hausse de la valeur des titres en portefeuille¹¹. Aux fins d'estimation, nous imposerons l'hypothèse que $\gamma = 1 - \lambda_1 \beta_2$ puisque le paramètre γ n'est pas estimable¹². Cette hypothèse signifie que les appréciations de la valeur des fonds sont initialement conservées ou réinvesties dans les fonds, c'est-à-dire que toutes les variations du prix des fonds se traduiront à court terme par des variations proportionnelles du montant détenu dans les fonds. A long terme, les variations de prix vont affecter la demande par le biais de l'effet prix (β_2), et il est vraisemblable que ce paramètre soit plus petit que 1, si les détenteurs de fonds réalisent progressivement une partie de leurs gains en capital.

En imposant $\gamma = 1 - \lambda_1 \beta_2$, on peut donc estimer l'équation suivante :

$$(6) \Delta y_t = a y_{t-1} + b_0 + b_1 w_t + b_2 (pp-p)_t + b_{31} RM_t + b_{32} RF5_t + b_{33} RF90_t + b_4 D721 + b_5 D852 + c (D781_t - (1-a) D781_{t-1}) + \sum_{s=1}^3 d_s S_{st} + \frac{(1-b)}{2} RM_t + \mu_t$$

-
- 11 Le terme d'appréciation des fonds pourrait être écrit en termes de la variation du prix des fonds (Δpp), la hausse du prix d'un fonds (en pourcentage) étant égale au rendement du fonds, moins la proportion des rendements distribués sous forme de dividendes. Les dividendes représentent en moyenne, depuis 1978, 1,5 % par trimestre de la valeur nette des fonds.
- 12 Seule la somme de γ et $\lambda_1 \beta_2$ pourrait être estimée à partir de l'équation (5). Pour isoler ces deux effets, on doit imposer une hypothèse supplémentaire dans le modèle. Nous avons choisi d'imposer l'homogénéité à court terme en fonction du prix des fonds mais d'autres hypothèses auraient pu être considérées, par exemple l'homogénéité en fonction de tous les taux de rendement.

Le coefficient $(-a)$ est égal au paramètre d'ajustement λ_1 . Etant donné la valeur de a , il est possible de calculer les paramètres β de long terme ($\beta = b/(-a)$). Les résultats d'estimation seront présentés dans la section 3.

2.3 Co-intégration et modèle de correction des erreurs (MCE)

En pratique, on obtient souvent avec le modèle d'ajustement partiel des résultats indiquant une longue période d'ajustement vers l'équilibre. Ce résultat s'explique en partie par la structure trop contraignante de ce modèle, laquelle impose une structure géométrique de retards, du type Koyck, identique pour chacune des variables. Un modèle plus riche, souvent utilisé dans les études empiriques, est le modèle à retards rationnels appliqué à des séries différenciées. Toutefois, la pratique d'obtenir des séries stationnaires par différenciation fait disparaître la relation "désirée" de long terme entre le niveau des séries.

Le modèle de correction des erreurs (MCE) permet de contourner ces difficultés en combinant la dynamique flexible entre séries différenciées et en incorporant un mécanisme de convergence vers le niveau désiré de long terme. Ce modèle n'est pas tout à fait nouveau. Il a déjà été démontré que le modèle MCE ainsi que le modèle d'ajustement partiel étaient tous deux des versions contraintes d'un modèle autorégressif à retards rationnels plus général¹³. La

¹³ Voir, entre autres, Davidson, Hendry, Srba, Yeo (1978) et Wickens, Breusch (1988).

contribution d'Engle et Granger (1987) a été de démontrer qu'un modèle MCE résultait de l'hypothèse de co-intégration et, inversement, que des séries co-intégrées possédaient une représentation du type MCE.

Pour décrire le concept de co-intégration, reprenons sous une forme stochastique la relation de long terme exprimée par l'équation (1) avec $\beta_{11} = \beta_1$:

$$(1') y_t = \beta_0 + \beta_1 w_t + \beta_2 (pp-p)_t + \sum_j \beta_{3j} R_{jt} + \beta_4 D721 + \beta_5 D852 + \varepsilon_t$$

L'hypothèse de co-intégration signifie simplement que les déviations par rapport au niveau désiré de long terme (ε_t) sont stationnaires, et ce, bien que certaines variables incluses dans la relation soient non stationnaires¹⁴.

La majeure partie des travaux réalisés sur la co-intégration portent sur des modèles à deux variables intégrées d'ordre 1, I(1), c'est-à-dire des variables non stationnaires en niveau mais stationnaires après une première différence. Les deux variables seront co-intégrées CI(0) si la relation qui relie le niveau des séries est stationnaire. Dans un modèle avec trois variables ou plus, il est possible d'avoir un sous-ensemble de variables intégrées

14 Selon les résultats d'un test de stationnarité du type Dickey-Fuller (voir le renvoi 20 pour une brève description du test), les variables y , w , $pp-p$, RF5 et RF90 sont stationnaires après une première différence, tandis que la variable RM est stationnaire sans transformation.

à un ordre supérieur à celui des autres variables et avoir quand même une relation de co-intégration si le sous-ensemble est intégré à un ordre identique à celui des autres variables¹⁵.

Engle et Granger ont montré que, dans un système où les séries différenciées possèdent une représentation de moyenne mobile stationnaire, une équation du type MCE pourrait avoir la forme suivante :

$$(7) \quad [1 - B_1(L)] \Delta y_t = \delta + (\rho - 1)(y_{t-1} - x_{t-1}' \hat{\beta}) + B_2(L) \Delta x_t + \mu_t$$

où x_t est la matrice des variables exogènes, de sorte que $y_{t-1} - x_{t-1}' \hat{\beta} = \hat{\varepsilon}_{t-1}$ et où B_1 et B_2 sont les polynômes dans l'opérateur de retards L . L'équation (7) est similaire à l'équation (3) du modèle d'ajustement partiel mais suppose une plus grande flexibilité d'ajustement aux changements des variables explicatives. Le second terme de l'équation (7) représente le mécanisme de correction des erreurs ou, dans le cas présent, le processus d'ajustement vers le niveau désiré de la demande. Si la relation de long terme est co-intégrée, ρ sera significativement plus petit que 1. Si la relation de long terme n'est pas co-intégrée, ε_t sera non stationnaire, ρ sera égal à 1, et le terme de correction des erreurs disparaîtra de l'équation (7).

Avec la présence de retards sur la variable dépendante (Δy_{t-i}) et sur chacune des variables explicatives

15 Pour une généralisation à plusieurs variables de l'hypothèse de co-intégration, voir Granger (1986).

(Δx_{t-i}), il peut devenir difficile d'identifier des relations économiques précises à partir de l'estimation de l'équation (7). Nous avons donc adopté une stratégie d'estimation qui consiste, dans un premier temps, à développer une équation comprenant un nombre limité de variables, mais plusieurs retards sur chacune d'elles, ainsi que le terme de correction des erreurs (estimé séparément ou conjointement) et le terme d'appréciation des fonds γRM . Par la suite, nous avons tenté d'introduire successivement des retards sur les autres variables explicatives.

La première équation prend la forme suivante :

$$\begin{aligned}
 (8) \Delta y_t = & a y_{t-1} + b_0 + b_1 w_{t-1} + b_2 (pp-p)_{t-1} + b_{31} RM_{t-1} + b_{32} RF5_{t-1} + b_{33} RF90_{t-1} \\
 & + b_4 D721_{t-1} + b_5 D852_{t-1} + c(D781_t - (1-a) D781_{t-1} - \sum_{i=1}^5 B_{li} \Delta D781_{t-i}) \\
 & + \sum_{i=1}^5 B_{li} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^3 B_{2i} \Delta RM_{t-i} + \sum_{i=0}^4 B_{3i} \Delta RF5_{t-i} \\
 & + B_4 \Delta D721 + B_5 \Delta D852 + \sum_{s=1}^3 d_{s st} S_{st} + RM_t + \mu_t
 \end{aligned}$$

En plus de la relation de long terme, nous avons conservé les variables ΔRM_{t-i} et $\Delta RF5_{t-i}$ qui sont les plus susceptibles d'influencer, à court terme, l'évolution de la demande; les autres variables "économiques", w , $pp-p$ et $RF90$, ont une influence sur l'évolution à long terme de la demande et n'apparaissent, pour l'instant, que dans le mécanisme de correction des erreurs. L'équation (8) comprend aussi quelques retards sur les variations de

la variable dépendante (Δy_{t-i}), ce qui laisse plus de flexibilité au processus d'ajustement. Enfin, elle comprend des variables de choc temporaire au premier trimestre de 1972 ($\Delta D721$) et au deuxième trimestre de 1985 ($\Delta D852$) qui supposent une réaction initiale aux nouvelles dispositions fiscales, laquelle est différente de celles des périodes subséquentes.

La seconde équation, qui comporte l'addition de retards sur les autres variables explicatives, prend la forme suivante:

$$\begin{aligned}
 (9) \Delta y_t = & a y_{t-1} + b_0 + b_1 w_{t-1} + b_2 (pp-p)_{t-1} + b_{31} RM_{t-1} + b_{32} RF5_{t-1} + b_{33} RF90_{t-1} \\
 & + b_4 D721_{t-1} + b_5 D852_{t-1} + c \left(D781_t - (1-a) D781_{t-1} - \sum_{i=1}^5 B_{li} \Delta D781_{t-i} \right) \\
 & + \sum_{i=1}^5 B_{li} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^3 B_{2i} \Delta RM_{t-i} + \sum_{i=0}^4 B_{3i} \Delta RF5_{t-i} \\
 & + B_4 \Delta D721 + B_5 \Delta D852 + B_6 \Delta w_t + \sum_{i=0}^3 B_{7i} \Delta (pp-p)_{t-i} \\
 & + \sum_{s=1}^3 d_{st} S_{st} + RM_t + \mu_t
 \end{aligned}$$

Notons que la variation du taux d'intérêt à court terme ($\Delta RF90_t$) n'apparaît pas dans cette équation, parce qu'elle n'était pas significative.

Le modèle MCE représenté par les équations (8) et (9) peut être estimé en une étape par les moindres carrés non linéaires. Engle et Granger ont aussi proposé une méthode d'estimation en deux étapes, dans laquelle la relation de long terme (1') est estimée indépendamment de la relation dynamique, puis utilisée pour

produire le terme d'erreur ε_{t-1} qui apparaît dans l'équation d'ajustement. Cette stratégie permet de tester directement la co-intégration en examinant la stationnarité du terme d'erreurs¹⁶. Toutefois, il est possible que l'estimation séparée de la relation de long terme introduise un biais dans les estimateurs pour de petits échantillons¹⁷. L'équation suivante est la représentation du modèle MCE estimé en deux étapes :

$$\begin{aligned}
 (10) \quad \Delta y_t = & a \varepsilon_{t-1} + c(D781_t - (1-a) D781_{t-1} - \sum_{i=1}^3 B_{li} \Delta D781_{t-i}) \\
 & + B_0 + \sum_{i=1}^5 B_{li} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^3 B_{2i} \Delta RM_{t-i} + \sum_{i=0}^4 B_{3i} \Delta RF5_{t-i} \\
 & + \frac{B_4}{4} \Delta D721 + \frac{B_5}{5} \Delta D852 + \frac{B_6}{6} \Delta w_t + \sum_{i=0}^3 B_{7i} \Delta(pp-p)_{t-i} \\
 & + \sum_{s=1}^3 d_{st} S + RM_t + \mu_t
 \end{aligned}$$

16 Engle et Granger proposent six autres tests de co-intégration, dont un basé sur la statistique Durbin-Watson de l'équation de long terme. Certains résultats récents favorisent l'utilisation des tests de racine unitaire sur les résidus (dont celui de Dickey-Fuller) pour tester la co-intégration. Voir Phillips et Ouliaris (1987).

17 En principe, les deux procédures (en une ou en deux étapes) produisent une estimation asymptotiquement sans biais des paramètres de la relation de long terme. Toutefois, certains auteurs ont récemment démontré que l'estimation séparée de l'équation de long terme peut produire un biais important pour de petits échantillons et que ce biais ne diminue que très lentement lorsque la taille de l'échantillon augmente. Il semble aussi que, pour de petits échantillons, la procédure en une étape puisse réduire le biais. Voir, entre autres, Banerjee, Dolado, Hendry, Smith (1986).

3. Résultats d'estimation

On présente aux tableaux 4 à 7 les résultats d'estimation de l'équation (6) du modèle d'ajustement partiel et des équations (8), (9) et (10) du modèle MCE pour la période couvrant la fin des années soixante jusqu'à la fin de 1986, utilisant des données trimestrielles¹⁸.

Le modèle d'ajustement partiel et le modèle MCE expliquent relativement bien les variations de la valeur nette des fonds. L'équation (6) présente un \bar{R}^2 de 0,89 et l'équation (9) du modèle MCE présente un \bar{R}^2 légèrement supérieur, de 0,91. La statistique Durbin h de l'équation (6) suggère la possibilité d'un problème d'autocorrélation du terme d'erreurs, que la dynamique plus flexible de l'équation (9) du modèle MCE semble permettre d'éliminer. A l'extérieur de la période d'estimation, pour l'année 1987, les deux modèles surprédisent le niveau de la demande, en moyenne de 2,5 milliards de dollars (voir tableau 8)¹⁹. L'équation (10) du modèle MCE présente toutefois une erreur absolue moyenne plus faible.

Comme le montre le graphique 6, un problème de surestimation apparaît avec l'équation (6) entre le milieu de 1978 et le milieu de 1980. Ce problème est moins prononcé si l'on examine

18 Les résultats de l'équation (8) ne seront pas discutés en détail, puisque nous savons que l'omission de variables explicatives (ajoutées pour produire l'équation (9)) fausse les estimateurs.

19 Cette surestimation traduit peut-être un changement de la fonction de demande. Il est vraisemblable que les investissements aient incorporé dans leurs décisions les effets de la Réforme fiscale présentée en juin 1987 (voir renvoi 5) qui affectera les taux de rendements après impôts au cours des années subséquentes.

l'équation (9) du modèle MCE. La statistique de Chow du modèle d'ajustement partiel suggère aussi un problème d'instabilité lorsque l'échantillon est séparé en deux sous-périodes (1966T1-1976T2 et 1976T3-1986T4). Ce problème ne justifie pas nécessairement l'utilisation d'une équation distincte pour chacune des deux sous-périodes. Il est possible que l'instabilité résulte de l'omission de variables dont la corrélation avec les variables explicatives retenues a changé sur les deux sous-périodes. Lorsqu'on sépare l'échantillon en deux, le pouvoir explicatif des variables omises est saisi en partie par les autres variables explicatives, ce qui génère l'instabilité de certains paramètres. La possibilité d'un biais dans l'estimation de la demande de fonds mutuels sur deux sous-périodes distinctes est particulièrement prononcée, puisque la tendance du ratio des fonds à l'ensemble des avoirs liquides des ménages est fortement négative pendant la première sous-période et fortement positive pendant la seconde. Toutefois, si l'équation est estimée sur l'ensemble de la période où la variable omise est moins corrélée avec les autres variables du modèle, alors ses paramètres devraient se rapprocher de leur "vraie" valeur, même si la variance des erreurs est significativement plus grande que si l'équation était estimée séparément sur les deux sous-périodes.

Parmi les résultats les plus intéressants, on peut d'abord examiner la valeur du paramètre "a" associé à la variable dépendante retardée. Dans le modèle d'ajustement partiel, ce paramètre indique la présence d'un long processus d'ajustement avec un

délai moyen de plus de 20 trimestres $((1 + a)/-a)$. Le paramètre "a" du modèle MCE suggère une vitesse d'ajustement plus grande. Le délai moyen serait de 12 trimestres selon les résultats de l'équation (9) et de 13 trimestres selon l'équation (10).

Les deux versions du modèle MCE semblent aussi appuyer l'hypothèse de co-intégration de la relation de long terme. Le paramètre "a" des équations (9) et (10) est significativement différent de zéro à un niveau de confiance supérieur à 90 %. De plus, les erreurs de l'équation (1') utilisées dans l'équation (10) sont stationnaires selon les résultats du test de stationnarité du type Dickey-Fuller. Il s'agit d'un test "t" où l'hypothèse de la marche aléatoire est rejetée en faveur de la stationnarité si la statistique calculée est négative et significativement différente de zéro. Dans le cas présent, la statistique calculée est égale à -4,35 avec une valeur critique de -3,17 à un niveau de confiance de 90 % et 75 degrés de liberté (-3,47 à un niveau de 95 %) ²⁰.

20 Il s'agit d'estimer l'équation suivante :

$$\varepsilon_t = B_0 + B_1 \varepsilon_{t-1} + B_2 \sum_{i=1}^n \Delta \varepsilon_{t-i} + \mu_t$$

sous l'hypothèse que $B_1 = 1$. Le nombre de retards, n, dépend de la structure ARMA de la variable. Le résultat cité a été effectué avec $n=4$, mais nous avons aussi effectué le test avec différentes valeurs de n.

3.1 Une analyse plus détaillée des résultats

On présente au tableau 9 une comparaison des paramètres estimés de long terme de l'équation (6) du modèle d'ajustement partiel avec ceux des équations (9) et (10) du modèle MCE. De plus, on retrouve aux graphiques 7 à 9 des résultats de simulation qui permettent de comparer les propriétés de court et de long terme des différentes équations.

Les résultats indiquent une élasticité par rapport au patrimoine de 1,89 obtenue avec le modèle d'ajustement partiel, et de 1,75 obtenue avec l'équation (9) du modèle MCE, ce qui dénote que l'importance relative des fonds mutuels augmente avec le patrimoine. L'équation (10) du modèle MCE indique toutefois une élasticité de près de 1. D'autre part, le modèle MCE suggère une vitesse d'ajustement plus rapide que le modèle simple d'ajustement partiel (voir graphique 7). Dans le modèle MCE, la demande de fonds réagit rapidement aux nouvelles variations du patrimoine (Δw), alors que dans le modèle d'ajustement partiel, la réaction est plus progressive.

L'équation (6) du modèle d'ajustement partiel et l'équation (9) du modèle MCE indiquent toutes les deux une élasticité par rapport au prix relatif des fonds mutuels supérieure à 1 (voir tableau 9), alors que l'on s'attendait à une élasticité égale ou inférieure à 1, d'autant plus que les fonds d'actions ne représentent

qu'une fraction de l'ensemble des fonds mutuels²¹. Nous pensons que ce résultat s'explique par le fait que le TSE300 reflète une partie de l'effet des variations de la valeur au marché du patrimoine qui n'est pas capté par la variable w mesurée au coût de remplacement. Le modèle MCE suggère toutefois une propriété intéressante à court terme. Ainsi, les effets négatifs de $\Delta(pp-p)_{t-1}$ laisseraient supposer que les individus vont profiter à court terme des hausses de prix pour vendre les titres qui n'ont plus de potentiel de croissance (voir aussi le graphique 8).

Un des résultats intéressants du modèle MCE estimé en une étape par rapport au modèle MCE estimé en deux étapes ou du modèle d'ajustement partiel est la signification empirique du taux de rendement propre. Ainsi, le paramètre b_{31} associé à la variable RM dans l'équation (9) a le signe attendu et est significativement différent de zéro à un niveau de confiance supérieur à 90 %, alors que son effet est moins important dans l'équation (6) et qu'il présente un effet à long terme négatif dans l'équation (10). Selon les résultats de l'équation (9), l'élasticité de long terme par rapport à RM serait d'environ 0,43 ce qui semble raisonnable.

Les taux d'intérêt des certificats de placement à 5 ans (RF5) et des dépôts à court terme (RF90) ont des effets négatifs, comme on s'y attendait, mais n'ont pas un niveau de signification très

21 Nous avons essayé d'autres mesures que le TSE300 pour approximer l'évolution du prix des fonds mutuels. Toutefois, ni l'une ni l'autre ne permettaient d'abaisser l'effet-prix de long terme en bas de 1.

élevé²². Les deux taux d'intérêt ont, individuellement, des effets différents dans les deux modèles, mais la somme des effets de taux d'intérêt est du même ordre (voir le tableau 9 et le graphique 9). Les résultats de l'équation (9) indiquent qu'une hausse de 100 points de base des taux d'intérêt (25 points, sur une base trimestrielle) réduirait la demande de fonds mutuels de 1,5 % au cours de la période initiale et de près de 20 % à long terme. Ces résultats suggèrent de fortes possibilités de substitution entre les fonds mutuels et les véhicules d'épargne offerts par les institutions de dépôt.

Les coefficients associés aux trois variables dichotomiques D721, D781 et D852 ont les signes attendus et sont significatifs dans les deux modèles. En particulier, les résultats indiquent que le passage de la non-imposition à l'imposition partielle des gains en capital à partir de 1972 a eu, comme on s'y attendait, un effet plus grand (en valeur absolue) que l'exonération partielle annoncée en mai 1985.

3.2 Analyse de décomposition de variance

Dans les deux pages qui suivent, nous utilisons les résultats de l'équation (9) -- celle que nous préférons -- pour calculer la contribution des différentes variables explicatives à

22 Ce résultat n'est guère surprenant étant donné la forte corrélation (0,89) entre ces deux taux d'intérêt. Le fait d'exclure de l'estimation l'un des deux taux a pour effet d'augmenter le niveau de signification du taux que l'on conserve et de biaiser à la hausse la valeur de son coefficient.

l'augmentation de la valeur des fonds depuis la fin de 1984²³. On présente au tableau 10 la contribution des variables explicatives pour trois sous-périodes: 1979-1981, 1982-1984 et 1985-1987.

La forte augmentation de la valeur nette des fonds au cours des trois dernières années s'explique en partie par la hausse du marché boursier, captée par le terme d'appréciation des fonds (γ_{RM}) et par l'effet-prix dans la fonction de demande (pp/p). Selon les résultats de l'équation (9), l'effet combiné de ces variables aurait entraîné une hausse de 4,7 milliards de dollars de la valeur des fonds entre la fin de 1984 et la fin de 1987, ce qui représente un peu plus du quart de l'augmentation totale de la valeur nette des fonds. Toutefois, la baisse du marché au dernier trimestre de 1987, reliée au krach boursier, aurait provoqué à elle seule une baisse de valeur de 2,9 milliards de dollars.

Les résultats de l'équation (9) indiquent aussi que l'augmentation du patrimoine entre la fin de 1984 et la fin de 1987 aurait contribué à augmenter de 4,6 milliards de dollars la demande de fonds mutuels au cours de cette période.

À l'aide des résultats de cette équation, on peut avancer que les variations du taux de rendement propre RM au cours des trois dernières années auraient causé une augmentation de la demande de 2,5 milliards de dollars. Ce résultat inclut l'effet de la baisse temporaire de 11 points de pourcentage de RM, qui a été observée au

23 Notons que l'équation (9) surprédit la demande au cours de la période 1985-1987, surtout en 1987, de sorte que certains des effets chiffrés peuvent être quelque peu surestimés.

cours du quatrième trimestre de 1987 et qui aurait provoqué des remboursements nets de 1,2 milliard de dollars au cours de ce trimestre. D'autre part, bien que la réaction de la demande de fonds mutuels aux taux d'intérêt soit relativement forte, les variations de taux d'intérêt depuis la fin de 1984 auraient contribué à faire augmenter la demande de seulement 426 millions de dollars.

L'exonération des gains en capital à partir de mai 1985 aurait entraîné une augmentation de la demande de 5,7 milliards de dollars au cours des trois dernières années. Ce montant est considérable. Toutefois, il est possible que la variable D852 saisisse l'effet d'une autre variable, omise dans l'équation, qui aurait contribué à stimuler la demande au cours de cette période.

Ces résultats mesurent la contribution des changements des variables explicatives observés au cours de la période 1985-1987. Or, étant donné les délais d'ajustement dans la fonction de demande, il est vraisemblable que celle-ci ait aussi été stimulée par les changements observés au cours des périodes antérieures. Par exemple, il est possible que la montée rapide des taux d'intérêt à la fin des années 70 et au tout début des années 80 ait eu un effet négatif sur la demande de fonds au cours de la période 1982-1984²⁴. Toutefois, la baisse des taux d'intérêt à partir de la fin de 1981 a sûrement contribué à stimuler la demande de fonds mutuels au cours des années subséquentes.

24 Cet effet négatif compense en partie l'effet fortement positif des changements des variables explicatives au cours de la période 1982-1984 (voir la deuxième colonne du tableau 10).

4. Conclusion

Etant donné la forte augmentation des fonds mutuels depuis 1985 et les possibilités de substitution entre les fonds mutuels et les dépôts des particuliers, qui constituent les principales composantes des agrégats monétaires M2 et M2+, il nous semblait essentiel d'entreprendre une étude empirique approfondie de la demande de fonds.

Selon nos résultats, plus du quart de l'augmentation de la valeur des fonds mutuels entre 1985 et 1987 est attribuable à la hausse de la valeur des titres en portefeuille. Parmi les facteurs qui ont fortement contribué à stimuler la demande, on a quantifié les effets de richesse, les effets de la hausse des taux de rendement propres ainsi que l'exonération fiscale des gains en capital annoncée en mai 1985, qui, conjuguée à la déductibilité des frais d'intérêts, procurait un double avantage fiscal aux fonds mutuels. Nos résultats indiquent aussi des effets croisés relativement forts quant aux taux d'intérêt des instruments de dépôt. Les baisses de taux d'intérêt depuis la fin de 1984 n'ont pas été assez prononcées pour influencer de façon importante la demande de fonds mutuels. Mais, étant donné le délai d'ajustement dans la fonction de demande, celle-ci a été stimulée au cours de la période 1985-1987 par les baisses de taux d'intérêt enregistrées au cours des deux ou trois années précédentes.

Un des aspects intéressants de cette recherche est l'utilisation faite d'un modèle de correction des erreurs (MCE) et la vérification sous-jacente de l'hypothèse de co-intégration de la

relation "désirée" de long terme. Le modèle MCE a été estimé en une étape, ainsi qu'en deux étapes selon la stratégie proposée par Engle et Granger. Les coefficients de long terme obtenus à partir de l'équation en une étape se sont révélés plus intéressants. En pratique, il semble que l'estimation séparée de la relation de long terme (la première étape de la stratégie de Engle et Granger) produise un biais dans les estimateurs. Les résultats du modèle MCE ont aussi été comparés à ceux d'un modèle d'ajustement partiel. Les résultats du modèle MCE suggèrent un processus d'ajustement plus flexible et plus rapide que le modèle d'ajustement partiel.

TABLEAU 1

VARIATION DE LA VALEUR NETTE, ACHATS ET
RACHATS DE FONDS DE PLACEMENTS
(en millions de dollars)

	<u>Valeur nette,</u> <u>en fin de</u> <u>période</u>	<u>Variation</u>	<u>Achats nets</u> <u>(1) - (2)</u>	<u>Achats</u> <u>(1)</u>	<u>Rachats</u> <u>(2)</u>
1968-1972	3,321	777	n.d.	n.d.	n.d.
1973-1977	2,995	-326	-230	2,895	3,125
1978-1982	6,014	3,019 ¹	-133	4,812	4,945
1983-1987	27,532	21,518	13,932	37,069	23,137
1978-1984	9,638	6,643 ¹	1,624	10,127	8,503
1985-1987	27,532	17,894	12,175	31,754	19,579
1983	8,286	2,272	867	2,481	1,614
1984	9,638	1,352	890	2,834	1,944
1985	14,499	4,861	2,578	5,540	2,962
1986	22,362	7,863	5,916	10,922	5,006
1987	27,532	5,170	3,681	15,292	11,611
1985 T1	10,938	1,300	485	1,060	575
T2	11,655	717	367	1,035	668
T3	12,673	1,018	730	1,463	733
T4	14,499	1,826	996	1,982	986
1986 T1	16,962	2,463	1,608	2,637	1,029
T2	19,173	2,211	1,702	2,904	1,202
T3	20,309	1,136	1,466	2,732	1,266
T4	22,362	2,053	1,140	2,649	1,509
1987 T1	26,104	3,742	1,613	4,988	3,379
T2	29,196	3,092	2,252	4,302	2,050
T3	30,666	1,470	121	2,836	2,715
T4	27,532	-3,134	-305	3,166	3,471

1 De ces variations, un montant d'environ 400 millions de dollars est attribué à l'inclusion de certains fonds de sociétés de fiducie à partir du premier trimestre de 1978.

TABLEAU 2

CROISSANCE DES FONDS DE PLACEMENT (PFP)
PAR RAPPORT À LA CROISSANCE DE CERTAINS AGRÉGATS MONÉTAIRES

	<u>PFP</u>	<u>M2</u>	<u>M2+</u>		<u>Dépôts des particuliers plus les OEC</u>		
			<u>incluant PFP</u>	<u>incluant PFP</u>	<u>incluant PFP</u>	<u>incluant PFP</u>	
1983T4	37.6	3.5	5.0	6.2	7.0	9.1	10.1
1984T4	15.8	7.2	7.7	7.6	7.9	8.6	8.8
1985T4	51.2	10.5	12.9	10.2	11.8	10.1	11.6
1986T4	54.7	9.5	13.2	11.1	13.4	7.4	9.8
1987T4	22.8	6.2	8.0	8.0	9.1	9.7	10.6

TABLEAU 3

COMPOSITION DES FONDS MUTUELS
valeur au marché, 30 septembre 1987 et 31 décembre 1983

	<u>Nombre de fonds</u>		<u>Valeur au marché en millions</u>		<u>En % du total</u>	
	<u>1987</u>	<u>1983</u>	<u>1987</u>	<u>1983</u>	<u>1987</u>	<u>1983</u>
Fonds du marché monétaire	27	3	914	62	4.0	1.1
Fonds d'obligations	34	14	1,897	457	8.4	7.9
Fonds d'hypothèques	12	6	2,883	533	12.7	9.2
Fonds d'actions ordinaires	84	48	6,702	2,438	29.5	42.1
Fonds de dividendes	19		1,881		8.3	
Fonds balancés	24		1,447		6.4	
Fonds étrangers	58	33	6,777	2,296	29.9	39.7
Autres	5	-	180	-	0.8	-
Total	263	104	22,681	5,785	100.0	100.0

Source: Investment Funds Institute of Canada. Cet organisme représente environ 80% du secteur.

TABLEAU 4

MODÈLE D'AJUSTEMENT PARTIEL
RÉSULTATS D'ESTIMATION¹

équation 6

Variable dépendante: Δy_t

Période d'estimation: 1966T1 - 1986T4

Constante	-0.650	(4.0)
y_{t-1}	-0.046	(1.8)
w_t	0.087	(3.6)
$(pp/p)_t$	0.054	(1.9)
RM_t	0.096	(1.6)
$RF5_t$	-1.776	(1.1)
$RF90_t$	-1.297	(1.3)
D721	-0.053	(4.6)
D781	0.162	(6.1)
D852	0.047	(1.8)
RM_t	0.946 ¹	
<hr/>		
\bar{R}^2	0.886	
ETE*100	2.500	
Dh	-1.163	
D.W.	2.248	
F GOLDFELD	0.550	
F CHOW	5.508	

Les statistiques "t" sont entre parenthèses.

1 Ce paramètre est contraint à être égal à 1 moins la valeur du paramètre associé à la variable pp/p de sorte que l'homogénéité de court terme par rapport à pp soit respectée.

TABLEAU 5

MODÈLE DE CORRECTION DES ERREURS: RÉSULTATS D'ESTIMATION
équation 8

Variable dépendante: Δy_t

Période d'estimation: 1967T1 - 1986T4

Constante	-0.506 (2.1)	$\Delta y(-1)$	-0.113 (0.8)
		$\Delta y(-2)$	0.135 (0.9)
		$\Delta y(-3)$	0.128 (0.9)
y_{t-1}	-0.081 (2.0)	$\Delta y(-4)$	0.158 (1.2)
		$\Delta y(-5)$	0.073 (1.3)
		<hr/>	
		$\sum_{t-i} \Delta y$	0.380 (1.3)
w_{t-1}	0.095 (2.7)		
		$\Delta RM(0)$	0.160 (2.2)
$(pp/p)_{t-1}$	0.089 (1.8)	$\Delta RM(-1)$	0.509 (1.6)
		$\Delta RM(-2)$	0.367 (1.4)
		$\Delta RM(-3)$	0.257 (1.5)
RM_{t-1}	-0.285 (0.7)	<hr/>	
		$\sum_{t-i} \Delta RM$	1.293 (1.9)
$RF5_{t-1}$	-0.835 (0.4)		
		$\Delta RF5(0)$	-0.741 (0.4)
		$\Delta RF5(-1)$	-2.092 (0.9)
		$\Delta RF5(-2)$	-2.278 (1.2)
$RF90_{t-1}$	-1.053 (0.8)	$\Delta RF5(-3)$	-1.947 (0.9)
		$\Delta RF5(-4)$	-3.223 (1.7)
		<hr/>	
$D721_{-1}$	-0.042 (2.7)	$\sum_{t-i} \Delta RF$	-10.731 (1.6)
		$\Delta D721$	-0.061 (2.2)
		$\Delta D852$	0.039 (1.3)
$D852_{-1}$	0.059 (2.6)		
		$D781$	0.160 (6.1)
		RM_t	1.000 ¹
<hr/>			
R^2	0.889		
ETE*100	2.491		
Dh	0.275		
DW	1.942		

Les statistiques "t" sont entre parenthèses.

1 Ce paramètre est contraint à être égal à 1.

TABLEAU 6

**MODÈLE DE CORRECTION DES ERREURS
RÉSULTATS D'ESTIMATION
équation 9**

Variable dépendante: Δy_t

Période d'estimation: 1967T1 - 1986T4

Constante	-1.034 (3.4)	$\Delta y(-1)$	-0.277 (1.9)	$\Delta pp(0)$	-0.176 (1.3)
		$\Delta y(-2)$	-0.051 (0.3)	$\Delta pp(-1)$	-0.261 (2.0)
y_{t-1}	-0.080 (1.9)	$\Delta y(-3)$	0.084 (0.6)	$\Delta pp(-2)$	-0.054 (0.4)
		$\Delta y(-4)$	0.189 (1.4)	$\Delta pp(-3)$	-0.230 (1.9)
w_{t-1}	0.140 (3.4)	$\Delta y(-5)$	0.125 (2.2)	$\sum \Delta pp_{t-i}$	-0.720 (3.0)
		$\sum \Delta y_{t-i}$	-0.071 (0.2)		
$(pp/p)_{t-1}$	0.113 (2.0)				
RM_{t-1}	1.244 (2.0)	$\Delta RM(0)$	0.418 (1.9)	$\Delta D721$	-0.076 (2.9)
		$\Delta RM(-1)$	-0.190 (0.4)	$\Delta D852$	0.042 (1.4)
$RF5_{t-1}$	-5.229 (1.9)	$\Delta RM(-2)$	-0.022 (0.1)	$\Delta w(0)$	0.877 (1.5)
		$\Delta RM(-3)$	0.233 (1.4)		
		$\sum \Delta RM_{t-i}$	0.438 (0.5)	$D781$	0.171 (7.0)
$RF90_{t-1}$	-0.730 (0.6)				
				RM_t	1.000 ¹
$D721_{-1}$	-0.079 (4.4)	$\Delta RF5(0)$	-1.582 (0.7)		
		$\Delta RF5(-1)$	-1.101 (0.4)		
		$\Delta RF5(-2)$	-1.651 (0.7)		
$D852_{-1}$	0.044 (1.9)	$\Delta RF5(-3)$	-4.036 (2.0)		
		$\Delta RF5(-4)$	-4.827 (2.7)		
		$\sum \Delta RF5_{t-i}$	-13.204 (2.0)		

\bar{R}^2	0.905
ETE*100	2.307
Dh	-0.161
DW	2.034

Les statistiques "t" sont entre parenthèses.

1 Ce paramètre est contraint à être égal à 1.

TABLEAU 7

MODÈLE DE CORRECTION DES ERREURS
RÉSULTATS D'ESTIMATION EN DEUX ÉTAPES
équation 10

Variable dépendante: Δy_t

Période d'estimation: 1967T1 - 1986T4

<u>équation (1')¹</u>		<u>équation (10)</u>			
		Cons.	-0.009 (0.6)		
		ε_{t-1}	-0.072 (2.3)		
Constante	-4.705 (7.3)	$\Delta y(-1)$	-0.031 (0.2)	$\Delta pp(0)$	-0.005 (0.3)
		$\Delta y(-2)$	0.151 (1.2)	$\Delta pp(-1)$	-0.171 (1.4)
		$\Delta y(-3)$	0.192 (1.5)	$\Delta pp(-2)$	0.059 (0.5)
		$\Delta y(-4)$	0.216 (1.5)	$\Delta pp(-3)$	-0.115 (0.9)
w_t	1.016 (7.6)	$\Delta y(-5)$	0.111 (2.0)	$\sum \Delta pp_{t-i}$	-0.232 (1.9)
$(pp/p)_t$	0.938 (12.1)	$\sum \Delta y_{t-i}$	0.639 (5.0)		
RM_t	-0.325 (1.2)	$\Delta RM(0)$	0.172 (1.6)	$\Delta D721$	-0.063 (2.2)
		$\Delta RM(-1)$	0.454 (1.8)	$\Delta D852$	0.044 (1.5)
$RF5_t$	-3.555 (0.5)	$\Delta RM(-2)$	0.271 (0.9)	$\Delta w(0)$	0.184 (0.4)
$RF90_t$	-7.991 (2.0)	$\Delta RM(-3)$	0.276 (1.6)		
		$\sum \Delta RM_{t-i}$	1.173 (1.9)	$D781$	0.154 (5.6)
$D721_t$	-0.319 (6.8)	$\Delta RF5(0)$	0.343 (0.2)	RM_t	1.000 ²
		$\Delta RF5(-1)$	-3.957 (1.8)		
		$\Delta RF5(-2)$	-2.990 (1.4)		
$D852_t$	0.398 (5.9)	$\Delta RF5(-3)$	-3.360 (1.6)		
		$\Delta RF5(-4)$	-4.537 (2.3)		
		$\sum \Delta RF5_{t-i}$	-14.501 (2.8)		
\bar{R}^2	0.965	\bar{R}^2	0.873		
DW	0.699	ETE*100	2.663		
		Dh	1.232		
		DW	1.734		

Les statistiques "t" sont entre parenthèses.

1 Les coefficients de l'équation (1') sont les coefficients de long terme. Etant donné la présence d'auto-corrélation dans les résidus, les statistiques "t" ne sont pas pertinentes.

2 Ce coefficient est contraint à être égal à 1.

TABLEAU 8

ERREURS DE PRÉVISION DYNAMIQUE HORS-ÉCHANTILLON
(en millions de dollars)

	<u>Actuel</u>	<u>Modèle d'ajustement partiel</u>		<u>Modèle de correction des erreurs</u>			
		<u>Équation 6</u>		<u>Équation 9</u>		<u>Équation 10</u>	
		<u>en %</u>		<u>en %</u>		<u>en %</u>	
1987 T1	26,104	-1,939	-7.4	-2,226	-8.5	-1,675	-6.4
T2	29,196	-1,063	-3.6	-1,333	-4.6	-314	-1.1
T3	30,666	-2,708	-8.8	-3,205	-10.5	-1,503	-4.9
T4	27,532	-3,776	-13.7	-3,885	-14.1	-1,536	-5.6
Erreur moyenne:		-2,369	-8.4	-2,662	-9.4	-1,257	-4.5

TABLEAU 9

COMPARAISON DES ELASTICITÉS DE LONG TERME

	<u>Modèle d'ajustement partiel</u>		<u>Modèle de correction des erreurs</u>	
	<u>Équation 6</u>		<u>Équation 9</u>	<u>Équation 10</u>
w	1.891		1.750	1.016
pp/p	1.174		1.413	0.938
RM ¹	0.054		0.429	-0.009
RF5 ¹	-0.937		-1.616	-0.087
RF90 ¹	-0.571		-0.188	-0.164
RF5+RF90 ¹	-1.508		-1.804	-0.251

1 Élasticités de long terme calculées autour des valeurs moyennes de RM, RF5 et RF90.

TABLEAU 10

CONTRIBUTION DES EFFETS DES VARIABLES
EXPLICATIVES A LA DEMANDE DE FONDS MUTUELS¹,
Variations en millions de dollars

	<u>1979-1981</u>	<u>1982-1984</u>	<u>1985-1987</u>
w	+2,136	+1,989	+4,572
γ RM	+1,367	+2,021	+3,787
pp/ p	+721	-572	+904
RM	+354	+840	+2,473
RF5 + RF 90	-2,284	+3,087	+426
D852	-	-	+5,646
Sommes des effets précédents	+2,294	+7,365	+17,808
Autres effets ²	-811	-3,227	+3,816
Variation prévue	+1,483	+4,138	+21,624
Variation effective	+1,298	+4,169	+17,894

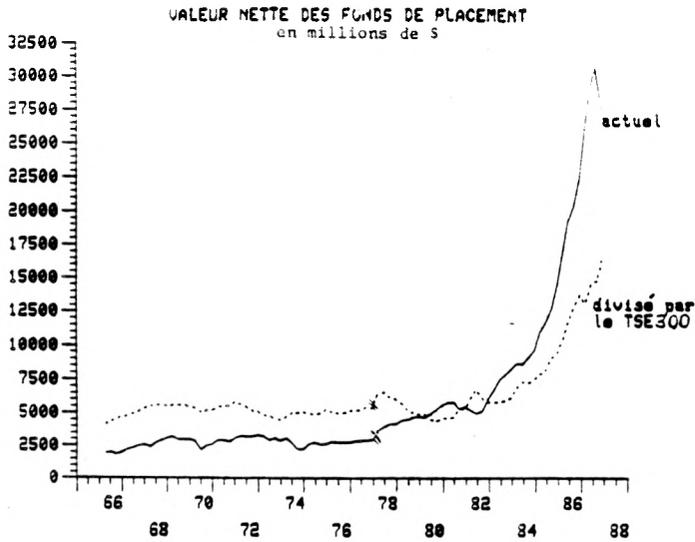
1 Ces chiffres sont obtenus à partir des résultats de l'équation (9) du modèle MCE. On a d'abord calculé la variation prédite de la demande lorsque toutes les variables sont contraintes à leur valeur du début de la période. La contribution de chaque variable explicative a ensuite été obtenue en comparant séquentiellement les variations prédites de la demande lorsque les contraintes sont relâchées une à une.

2 Il s'agit principalement de l'effet retardé des variations passées des variables explicatives et de la correction graduelle de l'erreur de départ.

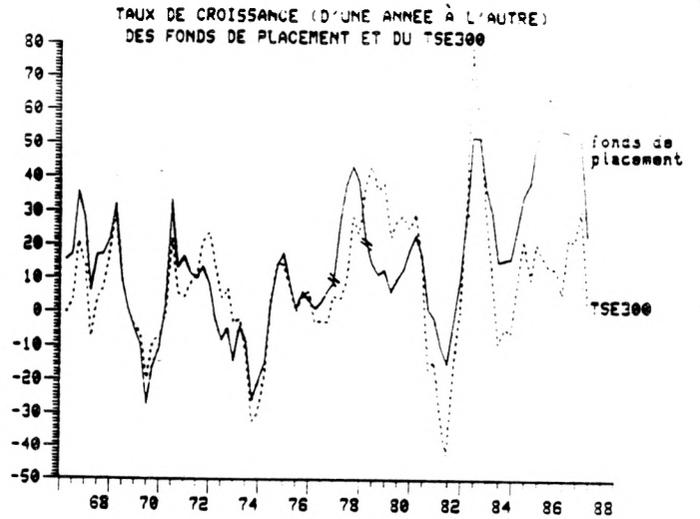
RÉFÉRENCES

- Banerjee, A., Dolado, J.D., Hendry, D.F., Smith, G.W. (1986).
"Exploring Equilibrium Relationships in Econometrics Through
Static Models: Some Monte-Carlo evidence." Oxford Bulletin of
Economics and Statistics, 48, no. 3, pp. 253-277.
- Davidson, J.E.H., Hendry, D.F., Srba, F., Yeo, S. (1978).
"Econometric Modelling of the Aggregate Time-series Relationship
between Consumers' Expenditure and Income in the United Kingdom."
The Economic Journal, 88, décembre, pp. 661-692.
- Engle, R.F. et Granger, C.W.J. (1987). "Cointegration and Error
Correction: Representation, Estimation and Testing."
Econometrica 55, no. 2, pp.251-276.
- Granger, C.W.J. (1986). "Developments in the Study of Cointegrated
Economic Variables." Oxford Bulletin of Economics and
Statistics, 48, No. 3, pp. 213-229.
- Phillips, P.C.B. et Ouliaris, S. (1987). "Asymptotic Properties of
Residual Based Tests for Cointegration." Cowles Foundation for
Research in Economics at Yale University, discussion paper #847.
- Wickens, M.R. et Breusch, T.S. (1988). "Dynamic Specification, the
Long-run and the Estimation of Transformed Regressions Models."
The Economic Journal, 98, Conference 1988, pp. 189-205.

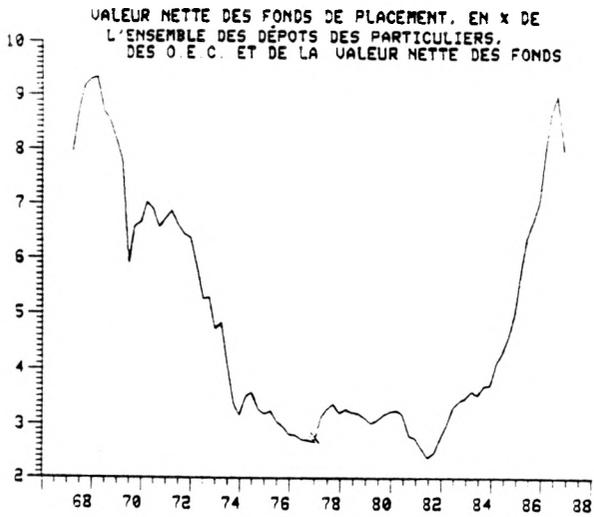
Graphique 1



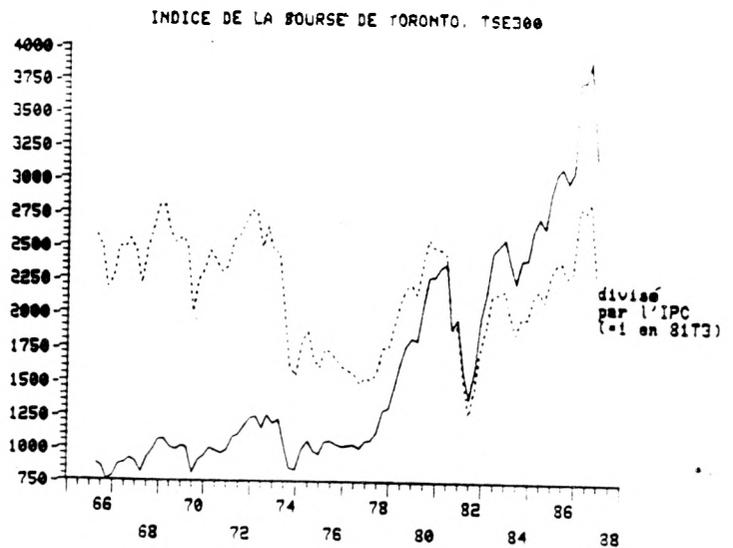
Graphique 2



Graphique 3

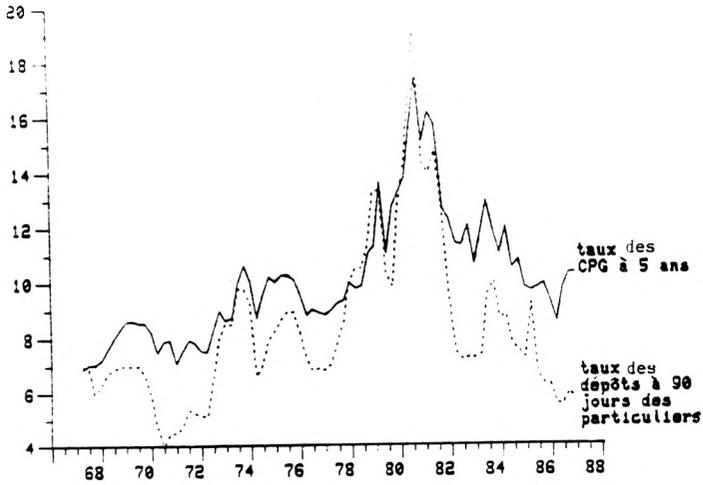


Graphique 4



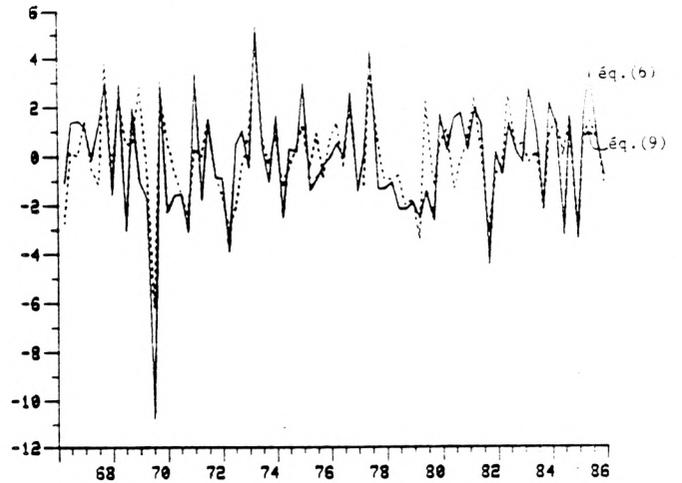
Graphique 5

QUELQUES TAUX D'INTERET



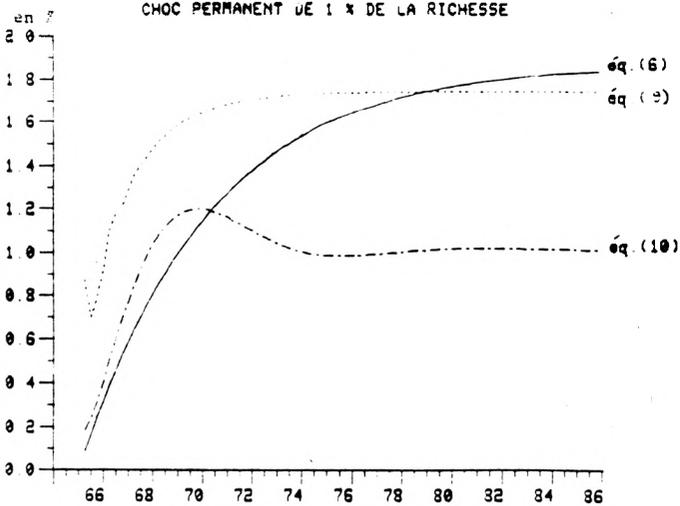
Graphique 6

ERREURS D'ESTIMATION, EN X



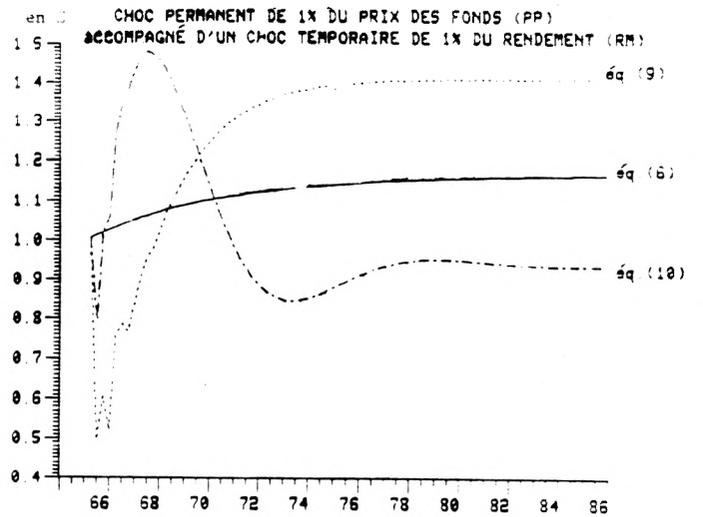
Graphique 7

CHOC PERMANENT DE 1% DE LA RICHESSE

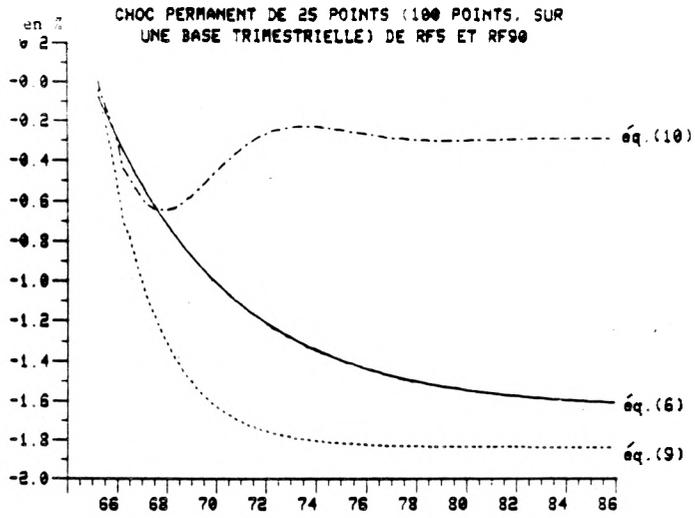


Graphique 8

CHOC PERMANENT DE 1% DU PRIX DES FONDS (PP)
ACCOMPAGNÉ D'UN CHOC TEMPORAIRE DE 1% DU RENDEMENT (RM)



Graphique 9



Bank of Canada Working Papers

	Title	Author
88-1	On Conditional Rules for Monetary Policy in a Small Open Economy	S. Poloz

Single copies of Bank of Canada papers may be obtained from:
Publications Distribution
Bank of Canada
234 Wellington Street
Ottawa, Ontario
K1A 0G9