Document généré le 16 avr. 2024 12:12

L'Actualité économique

Quel rôle peut-on imputer aux banques à charte canadiennes dans la transmission des chocs monétaires des années quatre-vingt?

Christian Sigouin et Jacques Raynauld

Volume 73, numéro 1-2-3, mars–juin–septembre 1997

L'économétrie appliquée

URI : https://id.erudit.org/iderudit/602233ar
DOI : https://doi.org/10.7202/602233ar

Aller au sommaire du numéro

Éditeur(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (imprimé)
1710-3991 (numérique)

Découvrir la revue

Citer cet article

Sigouin, C. & Raynauld, J. (1997). Quel rôle peut-on imputer aux banques à charte canadiennes dans la transmission des chocs monétaires des années quatre-vingt? *L'Actualité économique*, *73*(1-2-3), 367–393. https://doi.org/10.7202/602233ar

Résumé de l'article

Cette recherche s'inscrit dans la foulée de nombreux travaux entrepris suite aux publications de Bernanke et Blinder (1988, 1992) ayant remis à l'avant-plan le rôle joué par le système bancaire dans la transmission de la politique monétaire. Nous proposons d'examiner la dynamique inhérente à certains postes du bilan des banques à charte canadiennes suite aux mouvement des principaux taux d'intérêt, habituellement jugés révélateurs des conditions monétaires du moment. Pour ce faire, nous avons recours à un modèle VAR hebdomadaire comportant à la fois, des éléments de l'actif et du passif des banques ainsi que les taux de rendement associés à divers instruments financiers. Cependant, dans le but de bien encadrer cette analyse, nous développons un modèle formel du comportement d'une banque où les seuls changements aux postes de son bilan suite aux mouvements de taux d'intérêt sont dictés par des ajustements de portefeuille visant à tirer avantage des écarts se creusant entre ceux-ci. Ce modèle théorique est soumis aux variations de taux d'intérêt issues du modèle empirique VAR. Les mouvements observés aux postes du bilan de cette banque « témoin » fournissent un guide utile permettant d'interpréter de façon éclairée les résultats empiriques obtenus. À cet égard, l'exercice proposé montre qu'il est possible d'établir un parallèle assez étroit entre l'évolution des postes du bilan de la banque hypothétique et celle captée par le modèle VAR et ainsi apporte un certain support à l'approche traditionnelle sur le rôle joué par les banques dans la transmission des chocs monétaires.

Tous droits réservés © HEC Montréal, 1997

Ce document est protégé par la loi sur le droit d'auteur. L'utilisation des services d'Érudit (y compris la reproduction) est assujettie à sa politique d'utilisation que vous pouvez consulter en ligne.

https://apropos.erudit.org/fr/usagers/politique-dutilisation/

Cet article est diffusé et préservé par Érudit.

Érudit est un consortium interuniversitaire sans but lucratif composé de l'Université de Montréal, l'Université Laval et l'Université du Québec à Montréal. Il a pour mission la promotion et la valorisation de la recherche.

https://www.erudit.org/fr/

L'Actualité économique, Revue d'analyse économique, vol. 73, nos 1-2-3, mars-juin-septembre 1997

QUEL RÔLE PEUT-ON IMPUTER AUX BANQUES À CHARTE CANADIENNES DANS LA TRANSMISSION DES CHOCS MONÉTAIRES DES ANNÉES QUATRE-VINGT ?*

Christian SIGOUIN
Département d'économique
Université de Colombie-Britannique
Jacques RAYNAULD
Institut d'économie appliquée
École des Hautes Études Commerciales

RÉSUMÉ – Cette recherche s'inscrit dans la foulée de nombreux travaux entrepris suite aux publications de Bernanke et Blinder (1988, 1992) ayant remis à l'avant-plan le rôle joué par le système bancaire dans la transmission de la politique monétaire. Nous proposons d'examiner la dynamique inhérente à certains postes du bilan des banques à charte canadiennes suite aux mouvement des principaux taux d'intérêt, habituellement jugés révélateurs des conditions monétaires du moment. Pour ce faire, nous avons recours à un modèle VAR hebdomadaire comportant à la fois, des éléments de l'actif et du passif des banques ainsi que les taux de rendement associés à divers instruments financiers. Cependant, dans le but de bien encadrer cette analyse, nous développons un modèle formel du comportement d'une banque où les seuls changements aux postes de son bilan suite aux mouvements de taux d'intérêt sont dictés par des ajustements de portefeuille visant à tirer avantage des écarts se creusant entre ceux-ci. Ce modèle théorique est soumis aux variations de taux d'intérêt issues du modèle empirique VAR. Les mouvements observés aux postes du bilan de cette banque « témoin » fournissent un guide utile permettant d'interpréter de façon éclairée les résultats empiriques obtenus. À cet égard, l'exercice proposé montre qu'il est possible d'établir un parallèle assez étroit entre l'évolution des postes du bilan de la banque hypothétique et celle captée par le modèle VAR et ainsi apporte un certain support à l'approche traditionnelle sur le rôle joué par les banques dans la transmission des chocs monétaires.

* Nous tenons à souligner le support financier du Fonds FCAR, du CRSH, du CETAI de l'École des Hautes Études Commerciales et du Fonds Marcel Faribeault de l'Université de Montréal. Nous remercions aussi Daniel Racette pour ses judicieux commentaires.

ABSTRACT – This paper can be seen as a contribution to a growing literature initiated by Bernanke and Blinder (1988, 1992) which have examined the role played by the banking system in the transmission of monetary policy. We propose to study the dynamic behaviour of the balance sheet of Canadian chartered banks following a shock to some key interest rates which are good indicators of the prevailing monetary conditions. More specifically, we estimate a weekly VAR model which comprises key asset and liabilities elements as well as rates of return on major financial instruments. However, to guide this empirical inquiry, we set up a model of a representative bank which adjusts its balance sheet elements according to the interest rate spreads arising in the financial markets. This theoretical model is then subjected to the same interest rate shocks than those imposed on the VAR model : the adjustments observed in this laboratory will prove quite useful to assess the significance of the empirical results uncovered by the VAR model. Overall, we find that both approaches give rise to quite similar dynamic responses which tends to support the traditional role of the banking sector in the transmission of monetary policy.

INTRODUCTION

Suite aux travaux de Bernanke et Blinder (1988, 1992), de nombreuses recherches théoriques et empiriques se sont données pour objectif d'étudier à nouveau le système bancaire et plus particulièrement son rôle dans la transmission de la politique monétaire. Selon l'approche traditionnelle, les banques ajustent passivement leur portefeuille de prêts selon les demandes des emprunteurs qui réagissent aux fluctuations de taux d'intérêt provoquées par les autorités monétaires. Quant à l'approche du crédit, les effets des taux d'intérêt y demeurent mais les banques sont maintenant des acteurs beaucoup plus actifs et ajustent la taille et la composition de leur portefeuille de telle façon que les firmes dont la solidité financière est précaire se voient coupées d'une source de financement importante. Selon cette approche, la gestion de l'actif et du passif des banques est au coeur de la transmission de la politique monétaire (voir Gertler 1988 ; Racette, Raynauld et Sigouin, 1995, et Bernanke et Gertler, 1995 pour des survols critiques de cette littérature).

La plupart des résultats empiriques (e.g. Bernanke et Blinder, 1992 ; Kashyap, Stein et Wilcox, 1993) ont été obtenus à partir de formes réduites et constituent donc des tests indirects puisqu'ils admettent potentiellement plusieurs interprétations qu'il est souvent impossible d'écarter *a priori*. D'autres travaux, en particulier ceux de Kashyap et Stein (1995) et d'Elyasiani, Kopecky et Van Hoose (1995), poussent plus loin la spécification du problème des banques mais les analyses empiriques utilisées demeurent toutefois indirectes et n'utilisent pas pleinement toute la richesse du cadre théorique proposé.

La présente recherche met de l'avant un modèle plus articulé du comportement d'une banque commerciale représentative qui tient compte explicitement du contexte dynamique dans lequel elle opère. Inspiré de Tobin (1982), ce modèle suppose un environnement compétitif et n'admet pas de comportements qui pourraient découler d'asymétrie d'information ou de rationnement de crédit. Ainsi, la banque réagit passivement aux conditions prévalant sur les marchés. Plus spécifiquement, elle choisit la taille et la composition de son portefeuille

de façon à maximiser sa fonction-objectif tout en tenant compte des différents rendements possibles, du coût des dépôts, du coût de la détention de reserves excédentaires et du coût anticipé d'un position de réserves insuffisantes. À l'aide d'une méthode due à Chow (1991), il nous est possible de solutionner numériquement le modèle et ainsi d'en connaître les propriétés dynamiques.

Un peu comme dans les études précédentes, notre analyse empirique débute par l'estimation d'un modèle VAR mettant en présence les principales variables caractérisant le secteur bancaire canadien : il nous est alors possible de calculer les fonctions d'impulsion usuelles et ainsi obtenir un portrait de la dynamique liant les différentes variables de ce secteur. Contrairement aux études précédentes, l'interprétation de ces résultats empiriques est encadrée par le modèle théorique développé. Plus spécifiquement, en étalonnant la valeur des paramètres du modèle théorique à l'aide d'un certain nombre de faits stylisés propres au secteur bancaire canadien, il nous est possible de montrer que l'essentiel des mouvements de portefeuille caractérisés par les fonctions d'impulsion issues du modèle VAR recèlent d'importantes similarités avec celles provenant du modèle théorique. Ces résultats semblent procurer un certain support à l'approche traditionnelle concernant le rôle des banques dans la transmission des chocs monétaires.

Dans la première section, nous présentons brièvement le modèle. Les considérations empiriques sont abordées à la section 2. La troisième section discute les résultats qui sont mis en perspective dans la conclusion. Plusieurs améliorations possibles sont aussi suggérées.

1. LE MODÈLE

Le modèle théorique suggéré reprend l'essentiel du cadre élaboré par Tobin (1982)[1]. Nous avons toutefois ajouté une dimension intertemporelle au processus décisionnel de notre banque représentative. Ainsi, considérons une banque neutre au risque, évoluant sur des marchés compétitifs. Supposons qu'elle ne puisse détenir que trois types d'actifs : des prêts (L), des titres gouvernementaux (S) et des liquidités (R) constituées essentiellement d'encaisses, de dépôts à la banque centrale et de prêts à très court terme. En contrepartie, cette banque accepte les dépôts du public (D) et a la possibilité d'émettre des certificats de dépôt négociables (CD). La quantité de capital (K) est supposée fixe. Il s'agit évidemment d'une représentation assez simpliste du bilan d'une banque : il est toutefois relativement aisé d'adapter ce modèle à des situations particulières en ajoutant les postes appropriés au bilan.

Au début de chaque période t de décision, la banque doit choisir la quantité de prêts qu'elle devra octroyer, la quantité de titres qu'elle devra acheter ou vendre et le montant de certificats de dépôt qu'elle devra émettre afin de maximiser l'espérance de la somme des profits escomptés. Le processus décisionnel est

1. Voir Santomero (1984) pour un survol de la littérature des modèles bancaires.

toutefois complexifié par le risque de liquidité. En effet, au moment de prendre ses décisions, la banque ne connaît pas avec certitude la quantité exacte de dépôts du public qu'elle aura à sa disposition en fin de période. Ainsi, si au cours d'une période la banque subit une diminution substantielle de ses dépôts, il est possible qu'elle ne dispose pas d'une quantité suffisante de liquidités pour honorer ces retraits de fonds tout en maintenant le minimum requis par la loi. Lorsqu'une telle situation se présente, la banque doit alors recourir à une avance de la banque centrale, à un emprunt sur le marché monétaire ou simplement liquider certains actifs. Chacune de ces options comporte un coût qui devra être comparé au coût d'opportunité à détenir une quantité importante de liquidités destinées à parer à une éventuelle diminution significative du volume des dépôts.

Le modèle présenté ci-dessous tente de capter cette problématique fondamentale en l'insérant dans un cadre institutionnel qui pourra se prêter à la vérification empirique. De façon plus précise, supposons que les prêts et les titres évoluent selon les équations de transition

$$L_{t+1} = \phi_L L_t + u_{Lt} \tag{1}$$

$$S_{t+1} = \phi_S S_t + u_{St} \tag{2}$$

où ϕ_L est un coefficient tenant compte du remboursement graduel des prêts jusqu'à l'échéance et ϕ_S est un coefficient destiné à capter l'arrivée à maturité des titres à chaque période. Implicite à cette spécification est l'hypothèse que les prêts et les titres arrivent à échéance de façon géométrique de période en période. Ces remboursements graduels captés par ϕ_L et ϕ_S constituent un apport d'argent « frais » dans la mesure où ils ne sont pas complètement tirés à même les dépôts de la banque. Plus ces coefficients sont élevés, plus l'échéance est longue et plus le portefeuille devient relativement « illiquide » au sens où l'apport d'encaisses nouvelles est réduit. Notons tout de suite que le remboursement graduel des prêts est le seul mécanisme de réduction du volume des prêts à la disposition des banques. u_{Lt} et u_{St} sont des variables sous le contrôle de la banque et lui permettent d'ajuster la taille de ces deux postes. Notons ici que u_{Lt} est une variable strictement positive.

Du côté du passif, l'évolution des certificats de dépôts suit

$$CD_{t+1} = \phi_{CD} CD_t + u_{CDt} \tag{3}$$

où ϕ_{CD} tient compte de l'arrivée à maturité des certificats de dépôt de la même façon que nous l'avons fait pour les éléments de l'actif. La variable u_{CDt} permet à la banque de contrôler le niveau de ses certificats de dépôt.

L'évolution des dépôts du public est largement dominée par leur nature stochastique. Néanmoins, l'évolution des autres postes du bilan peut exercer un certain impact sur celle des dépôts du public. D'une part, une certaine portion θ_1 des remboursements de prêts est susceptible d'être tirée à même les dépôts de la banque. D'autre part, comme Tobin (1982) le souligne, une portion θ_2 des nouveaux prêts accordés à chaque période (u_{Lt}) reviendra dans les coffres de la banque sous forme de dépôts. Ainsi, nous avons

$$D_{t+1} = D_t - \theta_1(1-\phi_1)L_t + \theta_2 u_{Lt} + e_{t+1} \tag{4}$$

où $\theta_1(1-\phi_L)L_t$ capte le remboursement périodique des prêts (c.-à-d. $L_t - L_{t+1} + u_{Lt}$). L'influence des décisions des épargnants sur la quantité de dépôts se transmet à travers la variable e_{t+1}, un choc aléatoire de moyenne nulle et de variance σ^2 dont la probabilité de réalisation possède une fonction de densité $f(e)$ connue de l'institution bancaire. Seule la réalisation de e_{t+1} lui est inconnue en début de période. La variance du choc aléatoire est exprimée en fonction de la quantité de dépôts du public que la banque a en sa possession. À mesure que les dépôts croissent, σ croît selon la relation $\sigma=\alpha D_t$. Cette spécification sous-entend qu'une augmentation de la quantité de certificats de dépôt (*CD*) par rapport à la quantité de dépôts du public (*D*) contribue à réduire le degré d'incertitude quant à la quantité totale de dépôts dont disposera la banque dans le futur. Plus une banque aura la capacité de se financer à terme, moins le risque de liquidité aura de l'impact sur ses activités.

À la fin de la période t ou de façon équivalente au début de la période $t+1$, après la réalisation de e_{t+1}, le montant exact de réserves ou de liquidités disponibles est donné par l'identité comptable

$$R_{t+1} = D_{t+1} + CD_{t+1} - L_{t+1} - S_{t+1} \quad . \tag{5}$$

À la fin de chaque période t, lorsque la réalisation de e_{t+1} devient connue, la banque doit détenir un montant suffisant de réserves afin de se plier aux exigences légales imposées par la banque centrale : dans le cas canadien, RM_t, le montant de réserves requises, est défini comme la somme des réserves primaires PRR_t (monnaie et dépôts à la banque centrale) et des réserves secondaires SRR_t (principalement des bons du Trésor). Une position déficiente doit être corrigée par des emprunts à un coût r_{EB} tandis que les réserves excédentaires peuvent être prêtées sur le marché monétaire à très court terme et rapportent r_R. Puisqu'elle ne connaît pas en début de période la quantité de dépôts qu'elle aura à sa disposition en fin de période et de ce fait, sa position de réserve, la banque ne peut qu'anticiper le montant de fonds qu'elle devra emprunter afin d'atteindre RM_t. Le montant de l'emprunt anticipé en début de période (EB_t) est donné par

$$EB_t = \int_{-\infty}^{c} (c-x)f(x)dx \tag{6}$$

où c correspond à

$$c = RM_t - E(R_{t+1}) \quad . \tag{7}$$

En contrôlant la quantité de prêts, de titres et de certificats de dépôt, la banque est en mesure de déterminer la quantité de réserves qu'elle anticipe détenir en fin de période, c'est-à-dire, $E(R_{t+1})$. La quantité c est donc le montant emprunté en fin de période si $R_{t+1}=E(R_{t+1})$, c.-à-d. si la réalisation du choc touchant les dépôts est nulle.

Notons ici que la spécification retenue pour les réserves requises tient compte des caractéristiques institutionnelles en vigueur au cours des années quatre-vingt. Il est relativement aisé de tenir compte du cadre actuel où les banques ne sont pas tenues de maintenir des réserves en fixant RM_t à 0. Ceci n'affectera que la moyenne des réserves détenues et non la portion de réserves maintenues pour faire face au risque de liquidité.

Sous l'hypothèse de concurrence, tous les postes de l'actif et du passif coûtent ou rapportent les taux du marché. Conséquemment, les profits sont donnés par

$$\pi_t = r_L L_t + r_S(S_t + SRR_t) + r_R^*(R_t - RM_t) - r_D D_t - r_{CD} CD_t - r_{EB} EB_t - \gamma_S u_{St}^2 - \gamma_L u_{Lt}^2 - \gamma_{CD} u_{CDt}^2 \quad (8)$$

où γ_S, γ_L et γ_{CD} sont respectivement des coûts de transaction associés à la vente et à l'achat de titres, à l'octroi de nouveaux prêts et à l'émission de certificats de dépôt. r_L, r_S, r_D et r_{CD} sont les taux d'intérêt associés aux prêts, aux titres, aux dépôts du public et aux certificats de dépôt. r_R^* est défini plus loin. Cette spécification de la fonction de profit suppose implicitement que les banques ont des anticipations statiques à l'égard des taux d'intérêt, c'est-à-dire qu'elles considèrent que ces taux se comportent comme des marches aléatoires.

De plus, notons que sous les hypothèses des marchés compétitifs et de la neutralité au risque, l'introduction de coûts de transaction devient essentielle afin d'obtenir une fonction objective concave. En effet, puisque la banque considère comme donné le taux rémunérant les prêts qu'elle accorde, le revenu marginal à octroyer de nouveaux prêts est constant. Un revenu marginal constant n'impose aucune limite sur la proportion de l'actif détenue sous forme de prêts. Dans ces circonstances, mis à part la contrainte légale, la banque n'a aucune raison d'inclure des titres gouvernementaux dans son portefeuille. Plusieurs auteurs reconnaissent l'importance d'introduire dans un modèle de gestion de portefeuille un facteur faisant en sorte de rendre le revenu marginal sur les prêts décroissant. Par exemple, Klein (1971) suppose que le revenu marginal décroît avec la proportion que représente les prêts dans l'actif; une hypothèse assimilable à celle de King (1986) qui suppose un pouvoir de monopole sur le marché des prêts. L'hypothèse d'aversion au risque permet à Pyle (1971) de limiter la quantité de prêts par rapport à la quantité de titres dans le portefeuille de la banque en introduisant explicitement l'arbitrage existant entre le risque de défaut et le rendement. Baltensperger (1980) propose plutôt l'utilisation d'une fonction de coûts associée à la production et au maintien des dépôts et des prêts.

Le recours aux coûts de transaction se veut une manière d'associer explicitement un coût aux opérations de la banque. Pour une banque, accorder un prêt, c'est-à-dire conclure une transaction, correspond à l'aboutissement d'un processus décisionnel coûteux. En effet, avant toute décision concernant les prêts, la banque doit traiter la demande d'emprunt, recueillir de l'information sur l'emprunteur potentiel et évaluer le risque qu'il constitue. Selon toute vraisemblance, pour conclure une seule transaction, la banque aura à évaluer plusieurs dossiers. Ces diverses opérations limitent sa capacité à accorder de nouveaux

prêts à chaque période de décision. Un raisonnement similaire peut être associé aux transactions sur les titres gouvernementaux. Plus le montant total de titres à transiger est important, plus il est probable que la banque ait à effectuer plusieurs petites transactions pour le réaliser. Il peut donc lui être coûteux d'ajuster son portefeuille de façon trop « brutale ».

Le rendement pouvant être obtenu des réserves excédentaires pose un problème similaire à celui causé par les rendements sur les prêts et les titres. L'hypothèse de *price-taker* suppose que la banque est en mesure de prêter la totalité de ses réserves excédentaires à très court terme au taux r_R. Ceci n'est probablement pas tout à fait réaliste. Ces prêts à très court terme sont généralement octroyés à des courtiers du marché monétaire. Or, ce marché est assez limité. Il est susceptible de ne pas être assez « profond » pour permettre à la banque de prêter une très grande quantité de réserves excédentaires sur une base régulière. Afin de tenir compte de ceci, nous supposons que le revenu marginal des prêts à très court terme est décroissant. Le rendement sur les réserves excédentaires est par conséquent donné par

$$r_R^* = r_R - \rho(R_t - RM_t) \tag{9}$$

où r_R correspond au taux observé sur le marché et où le paramètre ρ fait en sorte que le revenu marginal décroisse avec la quantité de réserves excédentaires prêtée. Cette formulation agit sur les décisions de la banque un peu comme le ferait un coût de transaction. Elle est en revanche beaucoup plus simple à opérationnaliser puisque les réserves excédentaires sont considérées comme une variable résiduelle.

Enfin, soit β le taux d'escompte intertemporel et E_0 l'espérance conditionnelle à l'information au temps 0, le problème que doit résoudre la banque pour un horizon de planification infini est donné par :

$$max\, E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \pi_t \tag{10}$$

sous contrainte des équations de transition (1)-(4) ainsi que la contrainte de non-négativité à laquelle u_L est sujette.

2. CONSIDÉRATIONS INSTITUTIONNELLES ET EMPIRIQUES

2.1 *Données utilisées*

L'analyse empirique sera effectuée à l'aide de données hebdomadaires du secteur bancaire agrégé canadien allant de novembre 1981 à novembre 1991 (521 observations), une période qui évite la plupart des changements réglementaires qui ont touché ce secteur. Notons ici que l'horizon temporel retenu est particulièrement approprié aux objectifs de cette étude qui tente de mesurer de façon assez fine la réaction du système bancaire aux conditions monétaires : l'utilisation plus usuelle de données mensuelles n'aurait peut être pas permis

d'identifier des mouvements de portefeuille s'étalant sur quelques semaines. Les définitions exactes des variables incluses dans notre analyse sont données à l'Annexe 1 et le bilan global du secteur bancaire canadien apparaît à l'Annexe 2 : les postes retenus couvrent environ 85 % de l'actif et 74 % du passif et ne comprennent que les fonds libellés en dollars canadiens.

Il est important de souligner que nos estimations sont conduites dans le cadre d'une petite économie ouverte qui entretient des relations étroites avec les États-Unis. Vu sous cet angle, l'hypothèse de taux d'intérêt exogènes ou déterminés sur le marché n'apparaît pas si restrictive même dans le cas d'une industrie regroupant un nombre limité d'institutions relativement imposantes. Il est intéressant de noter que Shaffer (1993) et Nathan et Neave (1989) rejettent la présence d'imperfections de marché dans le cas de l'industrie bancaire canadienne. L'hypothèse de taux déterminés par le marché simplifie considérablement notre analyse puisqu'ils pourront être considérés comme exogènes par notre banque représentative.

Pour chaque poste retenu, nous devons associer un taux d'intérêt approprié qui représente bien le coût ou le rendement de l'actif ou du passif en cause (la source exacte des données de taux d'intérêt se retrouve à l'Annexe 1). Du côté des titres (S), le taux d'intérêt à 91 jours sur les bons du Trésor s'impose naturellement pour r_S : de plus, les études précédentes (Martin, 1989) ont montré qu'il s'agit d'un taux pivot pour le marché monétaire canadien. Les réserves excédentaires ($R_t - RM_t > 0$) peuvent toujours être prêtées à très court terme et ainsi rapporter le taux sur les prêts à un jour qui sera utilisé pour r_R. Si le système bancaire dans son ensemble connaît une position déficitaire ($R_t - RM_t < 0$), il n'a pas d'autre choix que de faire appel au guichet de la Banque du Canada et payer ainsi le taux d'escompte, notre candidat pour r_{EB}. Il est difficile d'identifier un taux représentatif pour les certificats de dépôt. Ceux-ci ont des échéances allant de quelques jours à quelques années. Cependant, compte tenu du fait que ces dépôts intéressent les détenteurs d'importants blocs de fonds, on peut supposer que les certificats de dépôt sont en compétition directe avec les bons du Trésor du gouvernement canadien. C'est pourquoi nous utilisons le taux sur les bons du Trésor pour r_{CD}.

Tout comme dans le cas précédent, le choix d'un taux approprié pour r_L, le rendement pouvant être obtenu sur les prêts, est problématique. Cette catégorie d'actif englobe plusieurs types de prêts possédant différentes échéances, différents risques de défaut, différents coûts d'administration, etc. Il est donc difficile d'identifier un taux représentatif de ceux exigés à la fois sur les prêts à la consommation, sur les prêts commerciaux et sur les prêts hypothécaires. De plus, le taux idéal devrait tenir compte des allocations pour le risque de défaut et les coûts d'administration. Identifier ce taux n'est pas une tâche facile. Le taux préférentiel des banques à charte (*prime rate*) est rejeté d'emblée puisqu'il ne pourrait être considéré comme totalement exogène aux décisions des banques (une propriété que le taux candidat devrait idéalement posséder étant donné l'hypothèse que la banque se comporte comme un *price-taker*).

Compte tenu de ces discussions, le taux rémunérant le papier commercial de premier choix des sociétés apparaît comme un candidat intéressant pour r_L. D'une part, comme Caron (1992) le souligne, il est un bon « prédicteur » du taux préférentiel. D'autre part, le papier commercial de premier choix est virtuellement sans risque de défaut. Il s'offre à la banque comme une excellente alternative de placement par rapport aux prêts. Il peut ainsi être perçu comme l'un des plus proches substituts aux prêts. Certes, la banque peut obtenir un rendement beaucoup plus intéressant sur ses prêts. Mais une fois les allocations pour le risque de défaut et les coûts d'administration soustraites, ce rendement devra être au moins supérieur à celui offert sur le papier commercial puisque dans le cas contraire, la banque optera à la marge pour ce dernier véhicule de placement. Dans cette optique, le taux offert sur le papier commercial de premier choix peut être perçu comme une borne inférieure au rendement (net des allocations actuarielles) pouvant être obtenu sur les prêts.

Le coût associé aux dépôts du public (r_D) présente des problèmes similaires à ceux posés par le rendement sur les prêts. Encore là, cette catégorie recèle un très haut degré d'agrégation. Les dépôts du public englobent à la fois des dépôts à terme et des dépôts à vue ; des dépôts transférables par chèque et des dépôts non transférables par chèque. Chacun de ces types de dépôt est susceptible d'offrir des rendements et des niveaux de services différents. Plus le niveau de service donné sur un type de dépôt est élevé, plus le rendement offert sera faible. Le taux versé sur les dépôts n'est donc pas une bonne mesure du coût réel qu'ils représentent. De plus, la plupart des taux versés sur les dépôts sont des « taux administrés » de sorte que leur utilisation dans le modèle entre en conflit avec l'hypothèse de comportement de *price-taker* de la banque. Néanmoins, nous avons tout de même utilisé le taux sur les dépôts d'épargne non transférables par chèque comme mesure de r_D en notant toutefois que les résultats empiriques seront peu touchés par ce choix.

2.2 *Modèle VAR*

Pour découvrir les liens dynamiques caractérisant le secteur bancaire canadien agrégé, nous avons estimé un modèle VAR mettant en relation tous les postes du bilan et les taux d'intérêt identifiés précédemment c.-à-d. L, S, R, D, CD, r_L, r_S, r_R, r_D. Tout comme Bernanke et Blinder (1992), Bernanke et Gertler (1995), Christiano et Eichenbaum (1992) et Sims (1992), notre modèle VAR est estimé à l'aide de données en niveau (incluant une constante) puisqu'il s'agit là d'une approche relativement robuste selon Campbell et Perron (1991) qui peut, de plus, accommoder la méthodologie VAR bayésienne (BVAR) de Litterman (1979).

Cette dernière méthode est tout à fait indiquée dans le cas de modèles autorégressifs qui incluent un grand nombre de variables explicatives. Il est bien connu que dans de tels cas, une estimation VAR traditionnelle génère des estimés plutôt imprécis. L'approche BVAR s'attaque à ce problème en incorporant

de l'information *a priori* de nature statistique lors de l'estimation des coefficients : ainsi, on supposera que chaque coefficient est tiré d'une loi normale dont la moyenne est fixée de telle sorte que chaque variable suit une marche aléatoire. Le degré de confiance en cette hypothèse initiale pourra être contrôlé par la variance de chaque distribution qui sera fonction d'un nombre restreint d'hyper-paramètres liés aux retards et aux effets croisés. Règle générale, ces hyper-paramètres sont choisis de façon à minimiser un critère de performance prévisionnelle[2].

Toutes les variables du bilan ont subi une transformation logarithmique. Des variables muettes contrôlant pour les effets hebdomadaires, les congés pascaux, les effets du nombre de jours ouvrables et du crash boursier de 1987 ont aussi été incluses. Compte tenu de la méthode BVAR utilisée et du nombre important de coefficients inclus, treize retards (un trimestre) se sont avérés suffisants pour rendre compte de l'essentiel de la dynamique du système puisque les résidus obtenus étaient essentiellement bruit blanc.

Les fonctions de réponse ont ensuite été calculées à partir de la représentation moyenne mobile du modèle sous l'hypothèse identificatrice que les chocs du système obéissent à la structure triangulaire suivante : r_S, r_R, r_L, r_D, *D*, *CD*, *L*, *S*, et *R*. Ce préordre s'explique par nos hypothèses de modélisation et les considérations institutionnelles canadiennes : tous les taux d'intérêt apparaissent en premier puisqu'on a supposé des banques *price-taker* opérant dans le cadre d'une petite économie ouverte. Dans le groupe des taux d'intérêt, il est naturel de placer r_S en haut de la liste puisqu'il s'agit d'une variable pivot selon Martin (1989). Viennent ensuite le taux sur les avances à un jour, un taux directement touché par les interventions des autorités monétaires canadiennes, le taux sur le papier commercial et le taux sur les dépôts des particuliers. Dans le deuxième bloc, nous avons placé les dépôts en premier puisqu'ils ne sont pas sous le contrôle direct des institutions bancaires. Les variables de décision (*CD*, *L*, *S*) viennent ensuite : comme le suggèrent les effets croisés au tableau 2, l'ordonnancement des variables de ce deuxième bloc a peu d'effets sur les résultats. Finalement, *R* est placé en dernier compte tenu de la nature résiduelle de cette variable. Les résultats de ces fonctions d'impulsion sont discutés un peu plus loin.

2.3 *Solution du modèle*

Si les fonctions d'impulsion permettent de dégager un ensemble de faits importants à expliquer, elles ne constituent toutefois pas un test formel d'une théorie en particulier : comme le soulignaient à juste titre Cooley et LeRoy (1986), les dynamiques mises en lumière admettent souvent plusieurs explications qu'il n'est pas toujours facile de départager sans référence à un cadre d'analyse plus serré. Le modèle bancaire proposé dans cette étude a justement

---

2. Plus spécifiquement, le modèle BVAR a été estimé avec la procédure décrite dans Doan (1990) avec un paramètre de décroissance harmonique égal à 0,5, un coefficient de resserrement général égal à 0,2 et un ajustement inter-variables $f(i,j)$ de 0,8.

pour rôle d'encadrer notre interprétation des résultats empiriques obtenus. Plus spécifiquement, le modèle VAR nous permet de calculer les sentiers d'évolution des postes du bilan suite à l'imposition de chocs, par exemple des chocs de taux d'intérêt. Nous allons soumettre le modèle à ces mêmes sentiers d'évolution de taux d'intérêt (supposés exogènes aux décisions des banques) et ainsi calculer les ajustements théoriques de portefeuille qu'ils auraient générés. Nous aurons ainsi un point de comparaison utile pour jauger de la plausibilité de certaines interprétations. Mais avant de procéder à cet exercice, il convient d'apporter un certain nombre de précisions techniques sur, entre autres, le calcul des réserves requises, le choix des paramètres caractérisant la technologie bancaire et la méthode retenue pour solutionner le problème dynamique des banques.

Afin de déterminer la position de réserve de la banque, il est impératif de calculer le montant de réserve prescrit par la loi à chaque période (RM_t). Au Canada, pour un mois donné, une banque est tenue de maintenir une proportion fixe de la moyenne de ses dépôts sur la période couverte par les quatre semaines consécutives se terminant la deuxième semaine du mois précédent. Ainsi, chaque mois, le montant de réserves à détenir est prédéterminé. Notons toutefois que ce minimum requis ne doit être satisfait que sur la base d'une moyenne bimensuelle de sorte que les banques ont tendance à gérer leurs réserves de façon plus serrée en fin de période qu'en début de période. Comme on peut le constater, le schème selon lequel le montant minimum de réserves requises est déterminé demeure assez complexe à reproduire dans un modèle théorique simple. À cette fin, nous faisons d'abord l'hypothèse que tous les mois n'ont que quatre semaines. Ainsi, lors de la simulation, pour chaque bloc de quatre périodes, le montant de réserves requis est calculé sur la base des dépôts détenus en moyenne par la banque lors des quatre premières périodes de chaque tranche de six périodes le précédant. Nous simplifions aussi les choses en ne considérant qu'un seul coefficient de réserves requises pour chacune des deux catégories de réserves à maintenir. Cette façon de procéder est inévitable puisque le modèle théorique considère les dépôts à un haut niveau d'agrégation. Les réserves requises secondaires sont traitées un peu de la même façon (voir Annexe 3). Notons que leur valeur n'influencera que la quantité de réserves moyennes détenues par les banques. Leur effets sur la dynamique seront négligeables car le montant de réserves requis est prédéterminé à chaque période.

Compte tenu de la nature volatile des dépôts du public soulignée précédemment, les banques ne peuvent connaître avec précision le montant de réserves qu'elles détiendront en fin de période. Conséquemment, elles devront constituer une position défensive qui dépendra du montant de réserves qu'elles anticipent emprunter (EB_t), montant qui est obtenu en prenant l'espérance de l'équation (6) sur l'intervalle $]-\infty, c]$. Nos calculs nécessitent toutefois de préciser la fonction de densité $f(e)$ qui sera utilisée : bien que la loi normale apparaisse comme une candidate naturelle, nous avons retenu la fonction de densité triangulaire définie sur l'intervalle $[-3k\sigma,c]$ où σ est l'écart-type de la composante stochastique des dépôts obtenue à partir de l'estimation d'un modèle AR(1). Ce choix s'explique par la rapidité des calculs qu'elle permet même si elle s'avère une approximation

imparfaite de la distribution normale, surtout aux extrémités : ce problème d'approximation est toutefois réduit de façon importante en fixant le paramètre k à 0,8 (voir Sigouin, 1993 pour des précisions supplémentaires).

Pour solutionner le problème dynamique de la banque représentative, nous avons retenu une méthode proposée par Chow (1991) qui repose sur la solution itérative d'approximations linéaires des conditions de premier ordre[3]. L'hypothèse à la base de cette méthode suppose que les multiplicateurs de Lagrange associés à chaque contrainte du modèle sont des fonctions linéaires des autres variables d'état. Cette approche est appropriée dans le contexte présent car le modèle considéré ici est essentiellement linéaire. Notons que l'hypothèse de distribution triangulaire pour $f(e)$ est la source principale de non-linéarités dans ce modèle.

L'utilisation de la méthode de Chow suppose toutefois que tous les paramètres décrivant la technologie bancaire sont connus ou peuvent être obtenus facilement, ce qui n'est pas le cas ici. Un peu comme comme dans les opérations d'étalonnage effectuées dans les modèles de cycles réels, il est toutefois possible de fixer la valeur d'un certain nombre de coefficients en ayant recours à des informations provenant du bilan des banques à charte canadiennes. L'annexe 2 présente quelques « faits stylisés » concernant le bilan des banques : on y retrouve, entre autres, la proportion de l'actif et du passif total correspondant à chacun des cinq postes du bilan pour l'année 1988, une année qui nous apparaît représentative de la période à l'étude. Nous avons donc fixé la valeur des coefficients γ_L, γ_S et γ_{CD} de la fonction objectif captant les coûts d'ajustement de même que le taux d'intérêt sur les certificats de dépôts (r_{CD}) pour faire en sorte que l'équilibre stable du modèle reproduise les proportions historiques observées en 1988. Le taux sur les certificats de dépôt avait initialement été relié aux taux sur les bons du Trésor puisque cet instrument financier s'adresse aux détenteurs d'importants blocs de fonds. Pour reproduire les proportions du bilan, nous avons toutefois dû légèrement ajuster à la baisse r_{CD}, une situation imputable selon nous au comportement de r_{CD} qui n'a pas suivi fidèlement r_S au cours de la première moitié de notre échantillon. Les trois coefficients ainsi déterminés de même que le nouveau taux r_{CD} sont présentés au deuxième panneau du Tableau 1. Quant au taux d'escompte intertemporel β, il est calculé sur la base du taux moyen offert sur les bons du Trésor. Celui-ci sera très près de l'unité puisque l'exercice d'optimisation est destiné à reproduire une dynamique hebdomadaire.

Les autres coefficients du modèle captent essentiellement les échéances moyennes des différents postes du bilan (ϕ_L, ϕ_S et ϕ_{CD}), le coût d'ajustement des réserves (ρ) de même que les encaissements et décaissements touchant les dépôts (θ_1 et θ_2) : nous avons toutefois constaté à l'usage que ces deux derniers coefficients ne peuvent être déterminés indépendemment et qu'ils doivent être égaux si nous voulons obtenir un équilibre stable. Pour procéder à la solution du modèle, il nous reste donc à déterminer la valeur de cinq coefficients. Comme peu d'information externe est disponible à ce sujet, nous nous sommes inspirés

3. Voir l'Annexe de Sigouin (1993) pour une description complète de cette méthode et la dérivation des conditions de premier ordre.

TABLEAU 1

VALEURS DES PARAMÈTRES

A. Paramètres tirés de données observées

Paramètre	Description	Source	Valeur
r_L	Rendement sur les prêts	Taux moyen du papier commercial *	0,0964056
r_S	Rendement sur les titres	Taux moyen des bons du Trésor	0,0942547
r_R	Rendement sur les réserves exc.	Taux moyen des prêts au jour le jour	0,0930396
r_D	Coût des dépôts	Taux moyen sur les dépôts	0,0561321
r_{EB}	Coût de l'emprunt anticipé	r_S+0,0025	0,0967547
	Coefficient de réserves primaires	Annexe 3	0,02311
	Coefficient de réserves secondaires	Annexe 3	0,02289
β	Taux d'escompte	Basé sur le taux des bons du Trésor	0,99826
σ	Variance en % des dépôts	Régression	0,0094173

* Les taux moyens sont calculés pour l'année 1988.

B. Paramètres obtenus par étalonnage de façon à atteindre les proportions du bilan de 1988

Paramètre	Description	Valeur
r_{CD}	Coût des *CD*	0,0938547
γ_S	Coût de trans. sur u_{St}	0,0003
γ_L	Coût de trans. sur u_{Lt}	0,3776
γ_{CD}	Coût de trans. sur u_{CDt}	0,0519

C. Paramètres choisis en minimisant l'écart entre les fonctions de réponse théoriques et empiriques

Paramètre	Description	Valeur
ϕ_L	Échéance des prêts	0,99305
ϕ_S	Échéance des titres	0,85981
ϕ_{CD}	Échéance des *CD*	0,99227
θ_1	Portion des remboursements tirée des dépôts	0,17666*
θ_2	Portion des nouveaux prêts revenant comme dépôts	0,17666
ρ	Revenu marginal décroissant	0,046

* θ_1 et θ_2 doivent être égaux à l'équilibre de long terme.

de Sims (1989) qui émettait l'idée qu'un modèle de cycle réel devait être en mesure de reproduire assez fidèlement les dynamiques observées dans les fonctions de réponse d'un VAR. Un peu de la même façon, les valeurs des coefficients ont été choisies de façon à minimiser la différence entre les fonctions de réponse produites à partir du modèle VAR et celles générées par le modèle théorique. Plus précisément, l'exercice consiste à minimiser

$$\sum_{t=1}^{T} v_t' F_t^{-1} v_t \tag{11}$$

où v_t mesure l'écart entre la fonction de réponse du modèle VAR et celle du modèle théorique au temps t et F_t est la matrice diagonale contenant les variances associées à chacune des réponses du VAR au temps t. Il est bien certain que la procédure utilisée maximise les chances du modèle d'épouser les dynamiques observées : cependant, il reste que l'essentiel des mouvements de portefeuille sont tributaires des différentiels de taux d'intérêt et des coûts d'ajustement des principaux postes du bilan et que ces derniers coefficients ont été déterminés à l'aide d'informations qui n'étaient pas reliées aux fonctions d'impulsion[4].

Étant donné le nombre substantiel de calculs, nous avons minimisé l'équation (11) en n'utilisant que les cinq réponses liées au choc sur le taux des bons du Trésor (v_t est donc un vecteur 5x1)[5]. Ce choc a été choisi parce qu'il est un déterminant important de la variance de la plupart des variables du VAR (un fait démontré par la décomposition de variance présentée au tableau 2). Notons que les variances ont été calculées en utilisant une intégration de Monte-Carlo avec 500 tirages (voir Doan, 1990 : 10-4) et que T a été fixé à un horizon de 52 semaines. De façon plus précise, notre procédure de calcul est la suivante : i. des valeurs initiales pour les coefficients ϕ, θ, et ρ sont fixées ; ii. les coûts de transactions et le taux r_{CD} sont alors calculés de façon à ce que l'équilibre stable du modèle reproduise les proportions moyennes des postes du bilan observées en 1988 : le calcul de l'équilibre stable fait aussi appel au taux d'intérêt moyens observés en 1988 et repris au Tableau 1 ; iii. le modèle est ensuite solutionné en incorporant l'évolution des différents taux d'intérêt donnée par le modèle VAR suite à un choc sur le taux sur les bons du Trésor. De nouvelles valeurs pour ϕ, θ, et ρ sont alors données par l'algorithme d'optimisation qui cherche à minimiser la distance donnée par l'équation (11) . Les étapes i. à iii. sont reprises jusqu'à convergence[6].

---

4. Une idée similaire a été proposée par Watson (1993) : les paramètres d'un modèle pourraient être choisis de façon à minimiser la différence entre les caractéristiques du processus générant les données et les caractéristiques du modèle théorique dans la dimension qu'on tente d'expliquer. Si on poussait plus loin cette logique d'estimation, tous les paramètres du modèle pourraient être estimés de cette façon ce qui nous rapprocherait de la méthode plus générale de l'inférence indirecte de Gouriéroux, Monfort et Renault (1993). Plus spécifiquement, Smith (1993) propose deux méthodes d'estimation reposant sur ce principe qu'il applique à un modèle de cycle réel. Cette avenue pourrait sûrement être poursuivie dans des travaux ultérieurs.

5. L'équation (11) a été minimisée en utilisant l'algorithme du simplexe disponible avec le logiciel MATLAB.

6. Les sous-routines MATLAB utilisées sont disponibles dans Sigouin (1993).

TABLEAU 2

DÉCOMPOSITION DE VARIANCE APRÈS 13, 26 ET 52 PÉRIODES

	T	TBILL	OVER	CPAP	RDEP	DEP	CD	LOANS	SEC	LIQU
	13	94,88	4,63	0,09	0,25	0,09	0,00	0,02	0,01	0,03
TBILL	26	91,17	8,27	0,13	0,28	0,08	0,00	0,01	0,03	0,02
	52	89,13	10,17	0,22	0,21	0,07	0,00	0,01	0,15	0,03
	13	67,27	31,04	0,20	0,79	0,22	0,01	0,14	0,28	0,04
OVER	26	79,85	18,98	0,14	0,57	0,17	0,00	0,11	0,17	0,02
	52	81,82	17,20	0,17	0,40	0,12	0,01	0,07	0,18	0,02
	13	93,66	4,22	1,66	0,19	0,12	0,00	0,06	0,00	0,03
CPAP	26	90,72	7,96	0,86	0,26	0,10	0,00	0,04	0,04	0,02
	52	88,96	9,88	0,70	0,20	0,09	0,00	0,03	0,12	0,02
	13	89,30	3,07	0,21	6,91	0,17	0,01	0,04	0,27	0,01
RDEP	26	89,47	6,97	0,17	2,95	0,16	0,03	0,04	0,21	0,00
	52	88,29	9,23	0,19	1,89	0,16	0,06	0,03	0,14	0,00
	13	1,31	1,91	3,04	0,24	78,60	1,92	4,40	7,48	1,11
DEP	26	0,98	1,28	4,63	0,22	64,75	5,49	11,07	10,09	1,48
	52	0,70	0,72	3,69	1,95	46,93	12,18	20,87	11,97	0,98
	13	4,35	3,88	0,34	0,23	1,67	87,63	0,37	1,39	0,15
CD	26	11,73	2,65	0,56	0,26	1,12	80,41	0,28	2,87	0,13
	52	19,25	2,66	0,65	0,21	0,79	72,13	0,31	3,88	0,13
	13	17,78	3,15	0,18	1,57	10,25	9,82	57,06	0,15	0,04
LOANS	26	29,88	1,86	0,18	4,80	10,14	5,08	47,53	0,49	0,03
	52	32,30	1,87	0,11	7,24	11,52	3,59	40,45	2,90	0,02
	13	18,64	1,62	3,58	1,08	3,26	2,40	5,91	63,19	0,32
SEC	26	29,73	1,39	5,06	1,61	2,45	4,59	4,85	49,29	1,03
	52	42,09	3,05	4,20	1,36	2,30	6,86	3,49	35,57	1,09
	13	2,38	1,47	0,82	3,64	7,87	1,62	2,50	2,18	77,53
LIQU	26	4,19	1,95	0,90	4,28	7,68	1,56	2,56	2,47	74,41
	52	4,85	2,43	1,18	4,23	7,68	1,51	2,56	3,09	72,47

NOTE : Chaque entrée donne le pourcentage de la variance d'une variable ligne expliquée par une variable colonne selon un horizon de prévision donné par la colonne T.

Compte tenu de la simplicité du modèle et du peu d'études du genre auxquelles nous pourrions comparer nos résultats, les coefficients obtenus (troisième panneau du Tableau 2) nous apparaissent raisonnables. L'échéance moyenne pour les prêts (ϕ_L) témoigne d'une certaine inertie, ce qui n'est pas surprenant compte tenu de notre discussion sur la nature de ce poste. Une valeur similaire pour ϕ_{CD} semble indiquer que les certificats de dépôt sont utilisés dans un processus d'appariement avec les prêts. Par contre, ϕ_S est beaucoup plus faible, montrant ainsi que les titres ont une moins grande inertie et qu'ils sont utilisés de façon plus active dans les modifications de portefeuille des banques. Le coût d'ajustement sur les réserves montrent un revenu marginal légèrement décroissant. Finalement, les coefficients d'encaissement et de décaissement (θ_1 et θ_2) semblent un peu faibles mais ceci est peut être imputable à la grande simplicité du modèle ou au fait que des données agrégées sont utilisées pour fixer ces paramètres alors que le modèle ne considère qu'une seule banque et non pas le secteur bancaire dans sa totalité.

3. RÉSULTATS

Les résultats obtenus à l'aide des modèles empirique et théorique sont résumés par les graphiques 1 à 4. Les trois premières colonnes de chaque graphique présentent les fonctions de réponse obtenues à partir du VAR. Elles constituent les faits dynamiques à interpréter. La première colonne illustre les réponses du niveau des taux d'intérêt (r_S ou TBILL sur les graphiques, r_R ou OVER, r_L ou CPAP et r_D ou RDEP) au choc mentionné. La deuxième colonne montre les écarts entre chacun des taux d'intérêt et celui offert sur les bons du Trésor. La troisième colonne montre le comportement dynamique des variables du bilan (*D* ou DEP sur le graphique, *CD, L* ou LOANS, *S* ou SEC et *R* ou LIQU). Finalement, la dernière colonne montre la dynamique de ces mêmes variables produite à l'aide du modèle théorique. Les résultats présentés correspondent à un horizon de 52 semaines. Nous discuterons plus spécifiquement de deux expériences qui, du moins *a priori*, pourraient être interprétées comme découlant d'un resserement de la politique monétaire.

La première expérience (graphique 1) illustre le comportement des variables suite à un choc au taux des bons du Trésor, la variable la plus importante de notre système selon les résultats de décomposition de variance donnés au tableau 1[7]. Ainsi, on peut constater qu'un choc de TBILL est relativement persistant et qu'il entraîne dans sa course la plupart des autres taux d'intérêt. Notons cependant que certains écarts se creusent ; notamment celui du taux sur les avances à un jour. Il reflète la volonté de la banque centrale de contrecarrer le mouvement à la hausse du taux sur les bons du Trésor (voir Racette, Raynauld et Sigouin, 1995). Un écart beaucoup plus permanent se creuse en faveur du taux

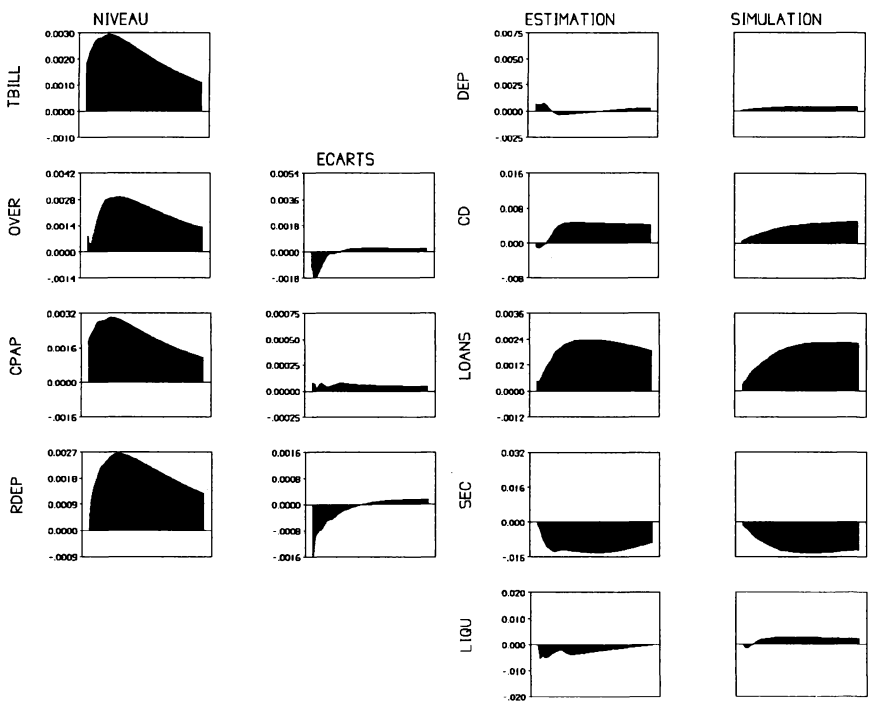
7. Afin de ne pas surcharger la présentation graphique, nous n'avons pas tracé les intervalles de confiance des fonctions d'impulsion. Dans le cas du choc de TBILL qui explique la plus grande partie de la variance des variables du système, la plupart des résultats illustrés sont significativement différents de zéro.

sur le papier commercial. Notons aussi que le taux rémunérant les dépôts est relativement lent à emboîter le pas au taux des bons du Trésor. La troisième colonne montre que le choc de TBILL provoque une hausse temporaire des dépôts, une contraction puis une reprise marquée des *CD*, une hausse graduelle mais durable des prêts, une réduction notable des titres gouvernementaux et une gestion un peu plus serrée des liquidités. Sans l'ombre d'un doute, un choc de TBILL correspond à une hausse soutenue de l'activité économique et reflète nécessairement un choc de demande. À la lumière de ces résultats, il est exclus d'associer un choc de TBILL à une politique monétaire restrictive.

Le modèle théorique, tel qu'étalonné, reprend assez fidèlement l'essentiel du comportement des variables étudiées. Compte tenu que le taux sur les bons du Trésor paraît agir à titre de «taux pivot» —un fait que la décomposition de variance du tableau 2 vient appuyer— ces résultats sont très encourageants et nous permettent d'ajouter aux analyses VAR habituelles. Le modèle théorique

GRAPHIQUE 1

CHOC DE TBILL (r_S)



NOTE : Pour fins de normalisation, les bornes inférieure et supérieure de chaque graphique correspondent aux valeurs extrêmes atteintes par les différentes variables à la suite de perturbations touchant toutes les variables du modèle.

nous permet d'avancer avec plus de confiance une interprétation structurelle aux fonctions de réponse obtenues. Ainsi, un choc non anticipé de TBILL, en provoquant un hausse persistante de l'écart entre les taux sur les prêts et ceux sur les titres, suscite un réaménagement du portefeuille des banques. On assiste alors à une hausse des prêts devenus maintenant plus rémunérateurs, financée à même une émission de certificats de dépôt et une diminution du volume des titres gouvernementaux et des liquidités[8]. Tel qu'anticipé lors de la spécification initiale du modèle théorique, l'évolution des dépôts semble dominée par leur nature exogène et difficilement contrôlable.

La deuxième expérience (graphique 2) présente un choc au taux des prêts au jour le jour (OVER ou r_R). Dans le contexte canadien, un tel choc peut être associé à une intervention de la banque centrale. De plus, tel que noté par Racette et Raynauld (1991), il paraît annoncer une baisse future de TBILL et un ralentissement de l'activité économique. L'écart positif qui se creuse avec TBILL demeure pour environ quatre mois. Parallèlement, on remarque une baisse subite des dépôts du public reflétant probablement une gestion plus serrée des comptes du gouvernement canadien de sorte à ce que cet écart positif se maintienne. Au graphique précédent, l'écart négatif avec le taux des bons du Trésor était associé à une hausse des dépôts. Ceci laisse présumer d'un lien étroit entre la variation des dépôts et du taux des fonds à un jour. Le niveau des liquidités semble aussi stimulé par l'écart très favorable entre OVER et TBILL.

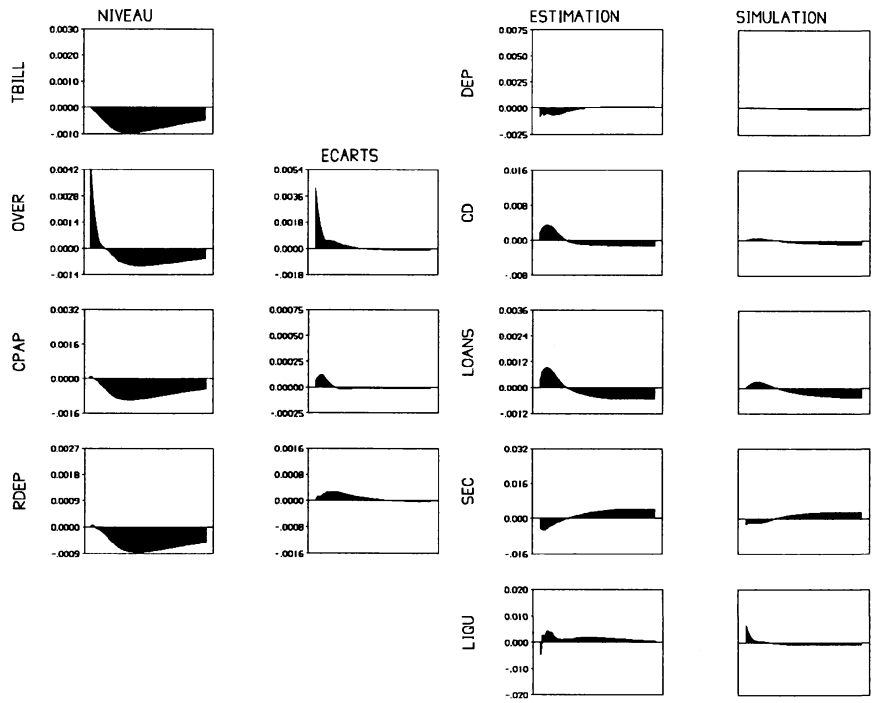
Notons aussi la hausse de *CD* et la baisse de SEC qui semblent venir contrecarrer à court terme l'effet de la politique monétaire. En fait, elles permettent aux banques de profiter malgré tout de l'accroissement temporaire de CPAP en octroyant de nouveaux prêts. Dès que l'écart entre CPAP et TBILL se referme, les banques cessent d'octroyer autant de nouveaux prêts et préfèrent investir dans les titres gouvernementaux et réduire leur stock de *CD*. Encore une fois, les fonctions de réponse tirées de notre modèle théorique sont relativement conformes à la dynamique observée, si complexe soit-elle. Ceci nous porte à croire que les actions des banques sont largement dominées par des ajustements de portefeuille visant à tirer avantage des écarts existant entre les différents taux du marché. Si le choc de OVER peut être identifié comme résultant d'une politique monétaire restrictive, il ne semble pas gêner outre mesure les décisions des banques. Les banques continuent néanmoins à tirer profit des opportunités de placement qui s'offrent à elles en réaménageant leur portefeuille et en émettant des certificats de dépôts. La contraction du volume de prêts octroyés ne survient que lorsque leur rendement devient moins attrayant par rapport à celui offert sur les bons du Trésor. De plus ce résultat est encourageant car cet épisode de choc n'a pas servi à fixer les paramètres du modèle.

---

8. Bernanke et Blinder (1992), avec un modèle relativement similaire, obtiennent des ajustements de portefeuille de même type où les activités de prêts peuvent être soutenues en liquidant des titres gouvernementaux. Leur modèle n'inclut cependant pas les CD.

GRAPHIQUE 2

CHOC DE OVER (r_R)



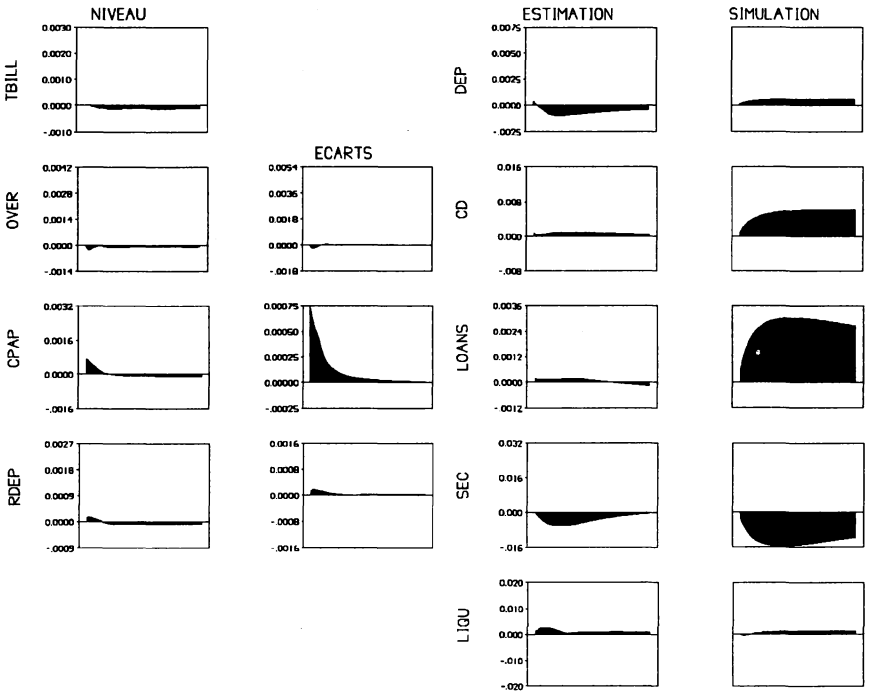
NOTE : Pour fins de normalisation, les bornes inférieure et supérieure de chaque graphique correspondent aux valeurs extrêmes atteintes par les différentes variables à la suite de perturbations touchant toutes les variables du modèle.

Comme le montrent les autres expériences (graphiques 3 et 4), le succès à reproduire l'effet des chocs de CPAP (r_L) et RDEP (r_D) est beaucoup plus modeste. Le cas de RDEP est tout de même plus satisfaisant que celui de CPAP. Il est difficile d'identifier à quoi correspondent ces chocs. Bernanke (1990) associe un choc de CPAP à une augmentation du risque de défaut ; ceci ne peut toutefois être capté par notre modèle puisque les banques ont été supposées neutres au risque. Notons de plus que ces deux derniers chocs expliquent une proportion minime des variances de chaque variable du système (voir tableau 2) et n'ont manifestement pas la même importance que les chocs de TBILL et OVER[9].

9. De façon similaire aux résultats de décomposition de variance, les intervalles de confiance des fonctions de réponse (non illustrés) indiquent aussi que la plupart des effets ne sont pas statistiquement différents de zéro.

GRAPHIQUE 3

CHOC DE CPAP (r_L)



NOTE : Pour fins de normalisation, les bornes inférieure et supérieure de chaque graphique correspondent aux valeurs extrêmes atteintes par les différentes variables à la suite de perturbations touchant toutes les variables du modèle.

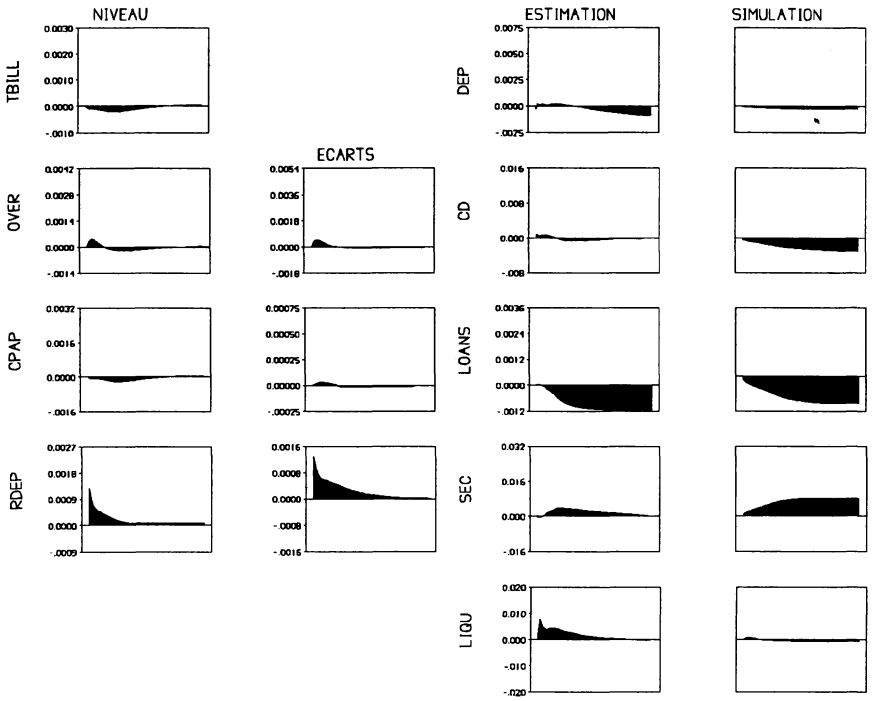
CONCLUSION

L'analyse traditionnelle de la transmission de la politique monétaire a toujours privilégié l'examen des agrégats monétaires larges ou étroits qui constituent l'essentiel du passif des banques à charte. En prenant comme point de départ les travaux empiriques sur l'approche du crédit, nous avons proposé un modèle dynamique formel qui, en incorporant à la fois des éléments de l'actif et du passif du système bancaire, a permis d'encadrer notre compréhension du rôle des banques dans la transmission des chocs monétaires des années 80. Plus spécifiquement, trois constatations principales se dégagent de nos résultats empiriques.

Les banques à charte n'hésitent pas à procéder à des remaniements de portefeuille substantiels pour profiter des écarts de taux d'intérêt qui peuvent se creuser au cours du cycle économique. Ce résultat qui ressort nettement de notre VAR hebdomadaire est aussi corroboré par la simulation du modèle théorique qui semble de plus, bien s'accommoder de l'hypothèse de taux d'intérêt exogènes au système

GRAPHIQUE 4

CHOC DE RDEP (r_D)



NOTE : Pour fins de normalisation, les bornes inférieure et supérieure de chaque graphique correspondent aux valeurs extrêmes atteintes par les différentes variables à la suite de perturbations touchant toutes les variables du modèle.

bancaire, tel qu'indiqué par Shaffer (1993). Notons aussi l'importance des certificats de dépôts qui sont utilisés activement par les banques pour s'assurer d'une base de financement moins variable que les dépôts du public et ainsi fournir un véhicule d'appariement intéressant en contrepartie des activités de prêt. Comme l'ont noté Romer et Romer (1989) dans le cadre américain, la flexibilité procurée par cet instrument pourrait aussi permettre aux institutions bancaires canadiennes d'atténuer d'éventuels effets de politiques monétaires restrictives sur la quantité de dépôt à leur disposition.

Le portrait que nous traçons des institutions bancaires canadiennes semble beaucoup plus correspondre au rôle qu'on pourrait leur attribuer selon l'approche traditionnelle. Cependant, la période étudiée ne permet pas d'identifier de mesures précises pouvant être associées à des interventions restrictives de la part des autorités monétaires : ainsi, un choc au taux des prêts au jour le jour n'a ni l'importance, ni l'effet que l'on attribue généralement au taux sur les fonds fédéraux

américains, un bon indicateur des actions de la Réserve fédérale américaine selon Bernanke et Blinder (1992). Ce sont plutôt les taux des bons du Trésor qui ressortent de notre analyse en se faisant un relais des effets de demande agrégée auxquels les banques s'ajustent passivement. Dans un tel contexte, notre support à l'approche traditionnelle n'est donc pas surprenant.

Si nos résultats ne sont pas tout à fait concluants, ils ont toutefois permis d'améliorer notre compréhension de l'évolution des conditions monétaires au cours des années 80 et, en particulier, du rôle qu'y ont joué les institutions bancaires canadiennes. Bien que reposant sur un modèle formel, notre interprétation des résultats demeure toutefois largement qualitative. Les travaux récents de Gouriéroux, Monfort et Renault (1993) et Smith (1993) sur l'inférence indirecte pourraient sûrement nous permettre de procéder à un couplage beaucoup plus serré entre notre modèle dynamique et sa représentation VAR. Il y a vingt-cinq ans, dans une étude tirée de sa thèse de doctorat, Lise Salvas-Bronsard (1972) nous traçait déjà le chemin rigoureux de la formulation théorique, de l'estimation et de la recherche de politiques reposant sur la solution de problèmes dynamiques.

ANNEXE 1

DESCRIPTION DES DONNÉES

Description des séries chronologiques hebdomadaires utilisées pour l'estimation du VAR. (Données du mercredi)

r_S : Taux rémunérant les bons du Trésor du gouvernement canadien pour le terme de 91 jours. (série CANSIM B113884)

r_R : Taux rémunérant les prêts au jour le jour (moyenne sur 7 jours). (série CANSIM B113862)

r_L : Taux rémunérant le papier commercial de premier choix des sociétés pour le terme de 3 mois. (série CANSIM B113858)

r_D : Taux rémunérant les dépôts d'épargne non transférables par chèques des particuliers. (série CANSIM B113874)

D : Total des dépôts en dollars canadiens moins les effets du secteur privé en cours de compensation (y compris les dépôts du gouvernement canadien) auquel on a soustrait la catégorie de dépôts ci-après. (séries CANSIM B113257-B113609-B113610)

CD : Total des billets à terme au porteur (BDN) et des certificats de dépôts de large dénomination (CD) émis par les banques canadiennes. (séries CANSIM B113609+B133610)

L : Total des avoirs canadiens de seconde liquidité, du papier à court terme et des effets bancaires. (séries CANSIM B113254 +B113279+B113264)

S : Bons du Trésor et obligations du gouvernement canadien détenus par les banques à charte canadiennes. (séries CANSIM B113402+B113503+ B113504)

R : Total des encaisses, des dépôts à la Banque du Canada et des prêts à vue spéciaux et à court terme détenus par les banques canadiennes. (séries CANSIM B113502+B113404+B113280 +B113512)

ANNEXE 2

QUELQUES FAITS STYLISÉS

Bilan des banques à charte canadiennes
Moyenne de 1988

ACTIF	%	PASSIF	%
Liquidités	2,50	Dépôts	83,10
Titres	6,80	CD	16,90
Prêts	90,70		

Quelques faits...

- Proportion de l'actif considéré par rapport à l'ensemble des avoirs en dollars canadiens : environ 85 %
- Proportion de l'actif considéré par rapport à l'ensemble de l'actif (y compris les avoirs libellés en monnaies étrangères) : environ 56 %
- Proportion des dépôts considérés par rapport à l'ensemble des engagements en dollars canadiens : environ 74 %
- Proportion des dépôts considérés par rapport à l'ensemble du passif et du capital (y compris les engagements libellés en monnaies étrangères) : environ 49 %
- Proportion des dépôts considérés par rapport à M3 : environ 93 %

ANNEXE 3

CŒFFICIENTS DE RÉSERVES « AGRÉGÉS»

Le montant des dépôts en contrepartie desquels les banques doivent maintenir des réserves primaires et secondaires ne peut être calculé directement à partir du bilan des banques. Ceci s'explique notamment par le fait que les banques ne sont pas tenues de détenir des réserves sur les dépôts accumulés sous un régime enregistré d'épargne retraite. Or, cette catégorie de dépôt n'apparaît pas distinctement au bilan des banques. Il s'ensuit que le total des dépôts sujets aux réserves est inférieur au total des dépôts affichés au bilan. Ainsi, afin de déterminer les coefficients de réserves primaires et secondaires « agrégés », nous procédons comme suit :

- Premièrement, nous calculons le volume moyen des dépôts totaux des banques pour chaque tranche de quatre périodes consécutives se terminant le deuxième mercredi de chaque mois. On a alors le montant total des dépôts correspondant à la période du calcul des réserves requises pour le mois suivant.
- Pour chaque catégorie de réserves, on divise le montant minimal requis à chaque mois—tel que calculé par la Banque du Canada à partir des séries CANSIM B813, B814 et B825—par la moyenne des dépôts calculée précédemment. On obtient ainsi deux ratios exprimant les réserves requises comme une fraction des dépôts totaux. Ce sont les coefficients de réserves requises recherchés.
- Pour chaque mois (d'une durée de quatre périodes), on prend la moyenne des dépôts des quatre premières périodes des six périodes précédant le mois en question. On multiplie ensuite la moyenne ainsi obtenue par le coefficient de réserves requises pour chaque catégorie. On obtient alors les réserves primaires et secondaires requises pour un mois entier.

Notons qu'en réalité, les banques sont tenues de maintenir le minimum requis sur la base d'un moyenne bimensuelle. Il se peut donc qu'en certaines occasions (pour quelques jours ou même une semaine), le montant de réserves effectivement détenu par les banques soit inférieur au minimum prescrit par la loi en autant que cela soit compensé ultérieurement. Dans notre modèle théorique, cela est impossible parce que la banque doit détenir le montant de réserves prescrit sur une base hebdomadaire.

BIBLIOGRAPHIE

BALTENSPERGER, E. (1980), « Alternative Approaches to the Theory of the Banking Firm », *Journal of Monetary Economics,* 6 : 1-37.

BERNANKE, B. (1990), « On the Predictive Power of Interest Rates and Interest Rate Spreads » *New England Economic Review* (novembre-décembre) : 51-68.

BERNANKE, B., et A. BLINDER (1988), « Credit, Money and Agregate Demand », *American Economic Review,* 78 : 435-39.

BERNANKE, B., et A. BLINDER (1992), « The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission », *American Economic Review,* 82 : 901-21.

BERNANKE, B., et M. GERTLER (1995), « Inside the Black Bock : The Credit Channel of Monetary Policy Transmission », NBER Working Paper No 5146.

CAMPBELL, J.Y., et P. PERRON (1991), « Pitfalls et Opportunities : What Macroeconomists Should Know about Unit Roots », *NBER Macroeconomics Annuals,* 6 : 141-201.

CARON, JEAN-PAUL (1992), « Les taux à terme administrés des banques », Working paper 92-4, Banque du Canada.

CHOW, G. (1991), « Dynamic Optimization Without Dynamic Programming », *Economic Modelling,* 9 : 3-9.

COOLEY, T.F., et S.F. LEROY (1985), « A Theoretical Macroeconometrics — A Critique », *Journal of Monetary Economics,* 16 : 283-308.

DOAN, T. A. (1990), *RATS 3.10 User's Manual,* VAR Econometrics, Evanston IL.

CHRISTIANO, L., et M. EICHENBAUM (1992), « Identification and the Liquidity Effect of a Monetary Policy Shock », dans *Political Economy, Growth, and Business Cycles*, ed. A. CUKIERMAN, Z. HERCOWITZ et L. LEIDERMAN, MIT Press, Cambridge.

ELYASIANI , E., KOPECKY, K.J., et D. VAN HOOSE (1995), « Costs of Adjustment, Portfolio Separation, and the Dynamic Behavior of Bank Loans and Deposits », *Journal of Money, Credit and Banking,* 27 : 955-74.

GERTLER, M. (1988), « Financial Structure and Aggregate Economic Activity : An Overview », *Journal of Money Credit and Banking,* 20 : 559-588.

GOURIÉROUX, C., A. MONFORT, et E. RENAULT (1993), « Indirect Inference », *Journal of Applied Econometrics,* 8 : S85-S118.

KASHYAP, A. K., STEIN, J.C., et D. W. WILCOX (1993), « Monetary Policy and Credit Conditions : Evidence from the Composition of External Finance », *American Economic Review*, 83 : 78-98.

KASHYAP, A., et J.C. STEIN (1995), « The Impact of Monetary Policy on Bank Balance Sheets », *Carnegie-Rochester Conference on Public Policy,* 42 : 151-202.

KING, S. R. (1986), « Monetary Transmission : Through Bank Loans or Bank Liabilities ? », *Journal of Money, Credit and Banking,* 18 : 290-203.

KLEIN, M.A. (1971), « A Theory of the Banking Firm », *Journal of Money, Credit and Banking,* 3 : 205-218.

LITTERMAN R. (1979), « Techniques of Forecasting Using Vector Autoregressions », Working Paper No. 115, Federal Reserve Bank of Minneapolis.

MARTIN, P. (1989), *Inside the Bank of Canada's Weekly Financial Statistics : A Technical guide,* Vancouver, The Fraser Institute.

NATHAN, A., et E. NEAVE (1989), « Competition and Contestability in Canada's Financial System : Empirical Results », *Canadian Journal of Economics,* 22 : 576-594.

PYLE, D.H. (1971), « On the Theory of Financial Intermediation », *Journal of Finance,* 26 : 737-747.

RACETTE, D., et J. RAYNAULD (1991), « La politique monétaire canadienne : entre l'arbre, l'écorce et la forêt », *L'Actualité économique/Revue d'analyse économique,* 67 : 381- 99.

RACETTE, D., et J. RAYNAULD (1992), « Will the Check-list Approach ever Get Us to Price Stability ? », *Canadian Journal of Economics,* XXV : 819-838.

RACETTE, D., J. RAYNAULD, et C. SIGOUIN (1995), « Mécanisme de transmission de la politique monétaire, intermédiation financière et différentiels de taux d'intérêt : un survol de la littérature avec une perspective canadienne », dans *Le crédit, les écarts de taux d'intérêt et la transmission de la politique monétaire*, ed. K. CLINTON, Banque du Canada, Ottawa.

ROMER, C., et ROMER D. (1989), « Does Monetary Policy Matter ? A New Test in the Spirit of Friedman et Schwartz », *NBER Macroeconomics Annual,* 4 : 121-70.

SANTOMERO, A. (1984), « Modeling the Banking Firm : A Survey », *Journal of Money, Credit and Banking,* 16 : 576-602.

SALVAS-BRONSARD, L. (1972), « Les techniques quantitatives de la politique économique », Université catholique de Louvain, Faculté des sciences sociales et politiques.

SHAFFER, S. (1993), « A Test of Competition in Canadian Banking », *Journal of Money, Credit and Banking,* 25 : 49-61.

SIGOUIN, C. (1993), « La politique monétaire analysée à la lumière d'un modèle dynamique du comportement des banques à charte canadiennes », Mémoire de maîtrise, École des Hautes Études Commerciales.

SIMS, C.A. (1989), « Models and Their Uses », *American Journal of Agricultural Economics* : 489-494.

SIMS, C.A. (1992), « Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts : The Effects of Monetary Policy », *European Economic Review,* 36 : 975-1000.

SMITH, A.A. Jr (1993), « Estimating Nonlinear Time-Series Models Using Simulated Vector Autoregressions », *Journal of Applied Econometrics,* 8 : S63-S84.

TOBIN, J. (1982), « The Commercial Banking Firm : A Simple Model », *Scandinavian Journal of Economics,* 84 : 495-530.

WATSON, M. W. (1993), « Measures of Fit for Calibrated Models », *Journal of Political Economy,* 101 : 1011-41.