

Une analyse économétrique de la demande et de l'offre de dépôts des sociétés de crédit populaire : le cas des Caisses populaires

The demand for and supply of deposit by credit unions: the Caisses populaires' case

Jean-Pierre D. Chateau

Volume 55, Number 2, avril-juin 1979

URI: <https://id.erudit.org/iderudit/800825ar>

DOI: <https://doi.org/10.7202/800825ar>

[See table of contents](#)

Publisher(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (print)

1710-3991 (digital)

[Explore this journal](#)

Cite this article

Chateau, J.-P. D. (1979). Une analyse économétrique de la demande et de l'offre de dépôts des sociétés de crédit populaire : le cas des Caisses populaires. *L'Actualité économique*, 55(2), 207-229. <https://doi.org/10.7202/800825ar>

Article abstract

The aim of the study is to explain Quebec major credit union's deposit market by way of integrating its public demand function with the institution's rate-setting operation. The demand for Caisses' deposits is specified as a dynamic stock adjustment model. On the other hand, the intermediary's rate-setting reduced form is derived from a risk-return portfolio balance model in which the managers maximize the expected utility of reserves. The two models are integrated by means of a liability composite rate.

Econometric estimates of the integrated model provide us with interesting policy insights. For instance, the Quebecois public views chartered banks' deposits as a weak substitute for Caisses' deposits; it is also more responsive to nonrate arguments, such as loan eligibility or the institution's ethnic appeal. On the supply side, competitive liability rates are more important than returns on assets when the Caisses set its deposit rate. Finally, the impact growth imbalance between loans and deposits is well captured by a flow variable, without infringing on the steady determination based on rates.

UNE ANALYSE ÉCONOMÉTRIQUE DE LA DEMANDE ET DE L'OFFRE DE DÉPÔTS DES SOCIÉTÉS DE CRÉDIT POPULAIRE : LE CAS DES CAISSES POPULAIRES

Introduction

En termes de passifs, les Caisses populaires Desjardins de Québec constituent la plus importante institution financière québécoise, devant, par exemple, les deux banques à charte de la province. En dépit, cependant, de leur taille et de leur statut spécial (coopérative financière œuvrant principalement dans le secteur des ménages), il est surprenant que la littérature scientifique sur le sujet soit aussi rare et entièrement descriptive. A notre connaissance, exception faite de l'étude pertinente de Julien (1975), il ne semble point exister de travaux traitant en termes quantitatifs du comportement d'intermédiation financière des Caisses. Dès lors, l'objectif de la présente étude est d'offrir une telle connaissance quantitative pour le passif du bilan des Caisses, l'actif ayant été traité lors d'une paire d'articles antérieurs (Chateau 1977 et 1979).

Aussi, le présent article vise à expliquer, en termes de modèles fortement spécifiés, le marché de dépôts des Caisses. Ou plus précisément, son but principal est d'intégrer un modèle de demande, par le public, de dépôts des Caisses à celui d'offre de l'instrument financier par celles-ci, offre qui prend la forme d'une détermination du taux sur leurs dépôts. Evidemment, afin de progresser dans cette voie, nous avons dû faire abstraction des détails institutionnels périphériques au marché de dépôts (à cet effet, on consultera Chateau, 1977), pour nous concentrer sur la spécification robuste et dynamique de modèles s'inspirant à la fois de la théorie de choix rationnel de portefeuille en incertitude et de procédures d'optimisation sous contraintes.

Quant à l'argumentation de nos deux prochaines sections, elle s'agencera comme suit : pour la demande de dépôts, tout d'abord, nous élaborons un modèle d'ajustement dynamique de stocks. Celui-ci sera, ensuite, intégré au modèle (d'offre) de détermination du taux sur dépôts

des Caisses par le biais d'un taux compétitif de passif. Enfin, l'estimation de ces modèles intégrés fait l'objet de la seconde section, et les principales implications financières qui en découlent sont synthétisées à titre de conclusion.

SECTION I — *Marché de dépôts des Caisses populaires*

Tout marché de passif d'une institution d'intermédiation financière est généralement appréhendé à l'aide d'une équation de demande, ici de dépôts du public non bancaire, et d'une équation d'offre de l'instrument financier, cette dernière étant exprimée sous forme de détermination par l'institution de son taux sur dépôts. Dans le développement qui suit, le modèle d'offre découlant de celui de demande, nous débiterons par la spécification de cette dernière.

1.1 *Fonction de demande de dépôts du public*

Idéalement, la demande d'un certain type de dépôts par le public s'obtient, entre autres, à partir d'une analyse d'espérance mathématique-variance du portefeuille global d'actifs (les passifs étant des actifs négatifs) du public sous contraintes de bilan et de richesse. Dans le cas d'espèce, toutefois, les matrices fédérale et provinciale des flux financiers permettant une telle approche globale et, dès lors, l'obtention de la demande de dépôts des Caisses comme une de ses équations, ne sont point disponibles pour une période chronologique relativement longue. Aussi, considérerons-nous comme alternative un modèle plus limité d'ajustement du stock de dépôts des Caisses (cf. Chateau, 1977 ou Clinton, 1974) qui intègre les hypothèses suivantes :

- i) les taux d'intérêt sont homogènes en actifs liquides du public (multiplication par le scalaire W , sa richesse¹), ce, afin de capter l'impact absolu du portefeuille liquide du public sur les dépôts des Caisses, lors de variations des taux d'intérêt ;
- ii) les taux compétitifs, c'est-à-dire d'instruments susceptibles de constituer de bons substituts aux dépôts des Caisses (représentés par le taux sur ceux-ci, r_{td}), sont synthétisés en un nombre restreint de taux représentatifs de diverses maturités et types d'investissement, ce, afin d'obvier au problème de multicollinéarité endémique en séries chronologiques.

Ces taux, qui diffèrent de ceux sur actifs des Caisses utilisés lors de la détermination du taux sur dépôts, sont respectivement :

- 1) le taux sur dépôts à terme des banques à charte, r_{cb} , afin d'appréhender le « price leadership » de celles-ci sur ce marché. Il synthétise aussi

1. La définition des variables et leur symbolique sont présentées à l'appendice A, auquel on se référera.

l'ensemble des taux sur dépôts à court terme d'autres intermédiaires financiers du secteur des ménages ;

2) le taux d'intérêt obligataire, r_b , retenu en vue de capter l'impact des obligations liquides, à long terme et rendement fixe, sur les dépôts des Caisses ;

3) l'inverse du ratio prix/bénéfices à la Bourse de Toronto, r_{epv} , comme taux surrogatif du rendement variable sur titres industriels.

iii) la vitesse d'ajustement de la richesse liquide du secteur privé s'avère différente de celle des taux d'intérêt retenus : ce qui suppose que l'ajustement d'un accroissement de richesse est sans doute plus rapide que celui afférent à l'accroissement d'un taux d'intérêt particulier puisque l'allocation de liquidités nouvelles à un actif donné implique des coûts de transaction inférieurs à ceux encourus lors d'une réallocation de fonds existants d'un actif à un autre. De plus, l'ajustement dynamique adopté, équation aux différences finies, implique un profil temporel entre ajustement conjoncturel et d'équilibre. Sont également implicites au modèle les concepts de période moyenne d'ajustement et d'élasticité moyenne d'équilibre.

Soit alors, au vu des hypothèses précédentes, la spécification de la demande de dépôts sous contrainte de disponibilités financières liquides du public :

$$TD = \underline{A}\underline{X}W + \beta W + \gamma W_{-1} + \delta TD_{-1} \quad (1)$$

où \underline{X} désigne le vecteur (4 x 1) des taux d'intérêt, W les disponibilités liquides du public et TD les dépôts totaux des Caisses. Quant à (\underline{A} , β , γ , δ), il représente le vecteur (7 x 1) des coefficients à estimer. Enfin, le tableau 1 synthétise les expressions des paramètres de réponse à court (C.T.) et long (équilibre) terme (L.T.) implicites au modèle (1).

TABLEAU 1

COEFFICIENTS IMPLICITES AU MODÈLE ⁽¹⁾ DE DEMANDE PAR LE PUBLIC DE DÉPÔTS DES CAISSES

Variable explicative	Effets à C.T.	Effets à L.T.	Elasticité à L.T. (η_{L-T})	Période moyenne d'ajustement
\underline{X}	$\underline{A}W$	$\frac{\underline{A}W}{(1-\delta)}$	$\frac{\underline{A}W}{(1-\delta)} * \frac{\underline{X}^{(1)}}{TD}$	$\delta(1-\delta)^{-1}$
W	$\underline{A}\underline{X} + \beta$	$\frac{\underline{A}\underline{X} + \beta + \gamma}{(1-\delta)}$	$\frac{\underline{A}\underline{X} + \beta + \gamma}{(1-\delta)} * \frac{W^{(1)}}{TD}$	$\frac{\gamma + \delta(\underline{A}\underline{X} + \beta)}{\delta(1-\delta)(\underline{A}\underline{X} + \beta + \gamma)}$

(1) Elasticités calculées aux moyennes d'échantillon de TD , \underline{X} et W .

Il appert dès lors que le volume de dépôts effectués par le public auprès des Caisses est fonction, en première approximation, de sa richesse relative W , ainsi que de l'intermédiation dynamique à laquelle il procède entre dépôts auprès des Caisses (taux sur ceux-ci, r_{td}) et divers instruments financiers compétitifs et substituts (leurs taux représentatifs, r_{cb} , r_b et r_{ep} , respectivement).

1.2 Détermination du taux sur dépôts des Caisses

Du côté de l'offre, les Caisses déterminent le taux sur dépôts auquel elles acceptent le volume de dépôts désiré par le public à ce taux ; celui-ci équilibre dès lors offre et demande en volume à long terme sur ce marché. L'optique de la « *liability management* » (cf. Freedman (1974) et Slovin (1972)) n'exclut point cependant des déséquilibres momentanés des flux d'actifs et de passifs représentatifs de l'institution en question ; il convient également de tenir compte de la dynamique des taux, deux points sur lesquels nous reviendrons ultérieurement. Comme la détermination du taux sur dépôts (la variable de décision de la fonction d'offre) est concomitante à celle d'investissement en actifs des fonds récoltés au passif, nous la réintégrons dans une analyse espérance mathématique-variance d'équilibre de portefeuille du système des Caisses².

En bref, les grandes lignes de l'argumentation que nous développerons sont les suivantes. Les managers des Caisses s'efforcent de maximiser sous contraintes une fonction d'utilité exprimée en termes de rendements attendus sur divers marchés et de leur variance. Dans le cas d'espèce et/ou volumes, les Caisses acquièrent des actifs sur les marchés où elles sont « *interest-rate-takers* » et déterminent leur taux sur dépôts (marché de passif) de façon à accepter le volume désiré par le public à ce taux. Quant à la composante incertitude de l'analyse risque-rendement de portefeuille, elle est perçue de la façon suivante : à l'actif, l'incertitude est liée aux taux de rendement financier (intérêt et gain ou perte de capital) disponibles sur les marchés auxquels les Caisses participent, au passif, celle-ci est fonction du montant de dépôts effectués par le public. Enfin, nous supposons que les Caisses appréhendent la compétition sur

2. Alors que le modèle théorique que nous allons développer est présenté en termes de comportement d'une Caisse individuelle, l'estimation de la forme finale se fera pour le système dans son ensemble puisque c'est ce dernier qui est intégré à la demande globale de dépôts du public. Ceci présume que nous faisons les hypothèses usuelles d'agrégation pour ce type de problème (cf. Parkin (1970) ou Gosh et Parkin (1972)) ; c'est-à-dire que les variables en volumes et flux sont obtenues par sommation sur les Caisses (et Unions régionales) après élimination des doubles emplois éventuels du bilan consolidé. Quant aux taux d'intérêts propres aux Caisses (il n'y a pas de problème pour les taux de marché), c'est-à-dire ceux sur prêts personnels et hypothécaires ainsi que ceux sur dépôts, ils ont été calculés à partir d'un échantillon de 120 Caisses représentatives (pondération) de l'activité provinciale (cf. Chateau (1977) appendice A, pour plus de détails).

dépôts comme suit : les taux compétitifs, retenus lors de l'analyse de la demande de dépôts, sont pondérés par leur *réponse d'équilibre* dérivée de l'analyse précédente, et déterminent un taux composite et compétitif de passif. Cette approche nous permet ainsi d'intégrer demande globale de dépôts du public et offre du système consolidé des Caisses.

Soit, comme point de départ de notre formulation analytique, la spécification de la fonction objectif que les Caisses maximisent. Alors que celles-ci ne dédaignent point faire référence à leur statut coopératif originel, il y a de bonnes raisons³ de croire que leurs managers s'efforcent d'optimiser la taille de l'institution, et ce, par le biais de la croissance des dépôts, d'où de leurs actifs. Or, cette dernière n'est possible que par une croissance de leurs diverses réserves (leur patrimoine propre) qui, statutairement, doivent représenter un pourcentage minimum⁴ du passif total des Caisses. Par la rétention de profits (par hypothèse, supposons cette

3. Les pièces à conviction afférentes à une philosophie de profit-croissance ou encore une approche managériale de l'institution abondent *ad nauseam*. A titre illustratif, ne mentionnons ici que deux textes. Le premier, le *Sommaire du rapport du comité de liquidité* (document 3, exécutif FQCPD du 15-5-76), présenté au comité exécutif indique, page 3 : (nous avons ajouté les crochets et mis en italique certaines expressions) « S'inscrivant dans cette évolution [concurrence plus vive à l'intérieur du secteur financier], les CP ont multiplié les types de dépôts d'épargne occasionnant par ce fait même une *augmentation du coût du passif-dépôts*. Pour faire face à cette compétition omniprésente, elles ont dû également *investir dans la publicité* et porter une *attention accrue à leur politique de taux d'intérêt* ».

Pour pouvoir payer ces coûts plus élevés et soutenir cette compétition croissante, les CP devront orienter un *maximum d'épargne vers les actifs plus productifs* et, en réciprocité, *réduire au minimum nécessaire les actifs liquides* qui, par définition, *sont moins rémunérateurs* ».

Le second, « PQ hangs hopes on co-ops for money », *Financial Post*, décembre 1976, pages 1 et 4 (sous la plume de S.E. Gordon) indique (p. 4) : « There are concerns expressed within the government [Consumer and Co-operatives Ministry, Quebec], though, that the cherished principles of member control and democracy within the co-op movement may be eroded by the growing influence of *technocrat-managers* as the movement becomes an *increasingly sophisticated economic organization...* In theory, these [the CP's] 16,000 directors are the decision makers of the movement, but how can they be expected to countervail the *expertise of technocrats* if they have no access to the kinds of training programs that are reserved for the *permanent cadres* ».

Mentionnons, enfin, que (i) depuis 1971 les Caisses payent un impôt fédéral sur profits à taux réduit ; (ii) depuis 1977, le gouvernement provincial envisage également de les taxer (iii) que le gouvernement provincial souhaite amender la législation afférente aux associations coopératives afin de permettre aux Caisses de procéder aux prêts industriels et commerciaux propres au secteur bancaire. En bref, les Caisses deviennent et se comportent de plus en plus en *banque conventionnelle*.

4. Selon Julien (1975, p. 25) : « if the ratio of its reserves to its total liabilities is smaller than 10%, a Caisse Populaire must retain at least one tenth of its annual profits. If this ratio is larger than 10%, a Caisse Populaire is required to retain only 5% of its annual profits ». A titre d'hypothèse de travail et pour fixer les idées, supposons que la fraction θ des profits versés aux réserves est de 5% pour le système dans son ensemble. Il en résulte dès lors que la croissance des dépôts est fonction de celle des réserves c'est-à-dire du volume de profits puisque le coefficient de rétention θ est donné. Dans ce cas, l'optimisation de la taille du système des Caisses correspond à celle de leurs profits.

fraction θ comme donnée), ces réserves constituent la base de la croissance des dépôts, et partant, de celle des actifs. Ce n'est toutefois pas notre propos ici de juger si cette croissance est motivée par des considérations philanthropiques ou une approche plus managériale, quoique les buts des managers s'avèrent souvent réconciliables avec la philosophie coopérative (des services plus abondants et meilleurs grâce à une mise en commun des ressources).

Dans le cas d'espèce, nous allons appréhender ce *désir de croissance*⁵ en postulant que les managers des Caisses (gérants et directeurs) visent à maximiser l'utilité attendue des réserves. Soit leur fonction d'utilité :

$$U(R) = 1 - e^{-\omega R}$$

où U désigne l'utilité par période de décision (trimestrielle ici) et où $\omega > 0$ mesure l'aversion au risque, laquelle est, par hypothèse, constante. Comme nous considérons un modèle d'équilibre unipériodique, cette fonction se réécrit aussi :

$$U(R) = 1 - e^{-\omega R_0} - e^{-\omega \theta \pi}$$

où R_0 se réfère aux réserves initiales et $\theta \pi$ au montant de profits alloué aux réserves (leur accroissement) au cours de la période de décision. Par translation du point de référence, on a :

$$U(\pi) = 1 - e^{-b\pi}$$

où $b = \omega \theta$. De plus, faisons l'hypothèse que le profit (sur la valeur nette des Caisses) est distribué $\simeq N(\mu_\pi, \sigma_\pi^2)$. Les managers maximisent alors l'utilité attendue de profits normalement distribués, c'est-à-dire

$$E[U(\pi)] = 1 - \exp\left(-\frac{b}{2}\mu_\pi + \left(\frac{b}{2}\right)^2\sigma_\pi^2\right)$$

ou encore

$$\pi^* = \mu_\pi - \frac{b}{2} \sigma_\pi^2 \quad \text{puisque } \max E[U(\pi)] \Leftrightarrow \max \left(\mu_\pi - \frac{b}{2} \sigma_\pi^2\right)$$

Avant de définir, toutefois, les variables de π^* , il nous faut considérer le truisme comptable du bilan des Caisses que nous formulons sous forme de contrainte afin d'identifier variables de décision et prédéterminées. Soit :

$$\begin{aligned} CF + R + B + L + M + MA - TD - K \\ - ML = 0 ; \sum_{t=1}^{n+m} x_t = 0 ; t, \Delta(t) \end{aligned} \quad (2)$$

5. Gosh et Parkin (1972) adoptent une approche similaire : le désir de croissance de l'institution est couplé à celui de sécurité, cette dernière étant appréhendée par le concept d'utilité attendue des réserves. Hendry et Anderson (1977) ont cependant émis certaines réserves quant à la validité de l'approche de la maximisation de l'utilité attendue des profits dans le cas de sociétés coopératives.

où CF désigne l'encaisse monétaire, R les réserves, B les titres, L les prêts personnels, M les hypothèques, MA les actifs divers, TD les dépôts, K le capital propre des Caisses, et ML , leurs passifs divers. Dès lors, les six premiers termes ($x_i : 1 \dots 6$ ou n) désignent les montants d'actifs et les trois derniers ($x_i : n + 1 \dots m$ ou 9) ceux de passifs, ces derniers constituant des actifs négatifs au vu de (2). Parmi ceux-ci, seuls font l'objet d'une décision simultanée les variables non prédéterminées. Dans le cas d'espèce, nous considérons comme variables prédéterminées, par nature ou destination, CF , MA , K et ML (cf. Chateau, 1977 et 1979).

Pour les variables non prédéterminées, nous postulons que les Caisses acquièrent leurs actifs sur des marchés où elles sont « *interest-rate-takers* » mais déterminent leur taux sur dépôts (marché de passif) de façon à absorber le volume désiré par le public à ce taux. Quant à la composante incertitude de l'analyse risque-rendement de leur portefeuille, elle est spécifiée de la façon suivante : à l'actif, l'incertitude est liée aux taux de rendement financier (taux facial ajusté de gains ou pertes de capital) disponibles sur les marchés auxquels les Caisses participent et, au passif, elle est fonction du volume de dépôts effectués par le public (cf. Chateau, 1979a). Au vu de, nous introduisons les définitions et notations suivantes :

$$\underline{v}' = (R, B, L, M, r_{td}) = \{v_j\} \quad j : 1 \dots 5$$

désigne le vecteur (1 x 5) de décision, c'est-à-dire des montants détenus en portefeuille à l'actif et un taux au passif, et

$$\hat{\underline{m}}' = \{\mu_j\} = \{E(r_s, r_b, r_l, r_m, -TD)\} \quad j : 1 \dots 5$$

le vecteur des espérances mathématiques des taux financiers sur actifs (r_s, r_b, r_l, r_m) et du montant de dépôts ($-TD$).

Nous sommes maintenant à même de définir les variables de π^* , c'est-à-dire μ_π et σ_π^2 . Puisque le vecteur (5 x 1) des paramètres observés sur variables de décision se définit comme

$$\underline{m} = \hat{\underline{m}} + \underline{e}_m$$

où \underline{m} désigne le vecteur (5 x 1) des taux financiers attendus sur actifs et du montant attendu de dépôts et \underline{e}_m celui (5 x 1) des erreurs de prévision, le revenu net ou profit observé, abstraction faite des coûts de gestion, se définit comme

$$\pi = \underline{m}' \underline{v} = r_s R + r_b B + r_l L + r_m M - r_{td} TD \quad (3)$$

Dès lors que

$$\pi = (\hat{\underline{m}} + \underline{e}_m)' \underline{v}$$

et que

$$\begin{aligned}\mu_{\pi} &= E(\pi), \text{ on a} \\ \mu_{\pi} &= \hat{m}'\underline{v} + E(\underline{e}'_m)\underline{v} \\ &= \hat{m}'\underline{v} \quad \text{puisque par hypothèse, } E(\underline{e}_m) = 0.\end{aligned}\quad (3a)$$

Quant à la variance des profits, elle se définit comme

$$\begin{aligned}\sigma_{\pi}^2 &= E\{[\pi - E(\pi)]^2\} \\ &= \underline{v}'E(\underline{e}_m\underline{e}'_m)\underline{v} \\ &= \underline{v}'S\underline{v}\end{aligned}\quad (3b)$$

où $E(\underline{e}_m\underline{e}'_m) = S = \{\sigma_{jk}\}$ désigne la matrice des variances-covariances de \underline{e}_m . Au vu des arguments de π^* , l'équivalent certain à maximiser se réécrit alors

$$\begin{aligned}\pi^* &= \hat{m}'\underline{v} - \frac{b}{2}\underline{v}'S\underline{v} \quad \text{ou encore} \\ \pi^* &= [r_s r_b r_1 r_m - TD] \{R B L M r_{td}\} \\ &\quad - K[R B L M r_{td}]S_{\pi^*}\{R B L M r_{td}\}\end{aligned}\quad (4)$$

où $\frac{b}{2} = K$ et S se réécrit S_{π^*} et $[\]$ et $\{ \}$ désignent des vecteurs lignes et colonnes, respectivement.

Dans la mesure où les Caisses maintiennent une encaisse liquide, disons $(1 - \alpha)\%$ de leurs dépôts, la contrainte de budget de la fonction objectif des Caisses s'écrit :

$$R + B + L + M = \alpha TD \quad (5)$$

Comme nous supposons aussi que les Caisses établissent un taux composite de passif à partir des taux compétitifs de la fonction de demande, l'expression (1) devient une contrainte de l'expression (4) et se réécrit :

$$TD = a_1 r_{td} + a_2 r_{cb} + a_3 r_b + a_4 r_{epr} + a_5 + w \quad (6)$$

où la constante a_5 et l'erreur w approximent les effets de la richesse du public et des variables autres que celles d'intérêt, respectivement.

Par substitution de (5) et (6) en (4), la fonction financière des Caisses devient alors

$$\begin{aligned}\pi^* &= [r_s r_b r_1 r_m - TD] \{R B L M r_{td}\} \\ &\quad - K[R B L M r_{td}]S_{\pi^*}\{R B L M r_{td}\} \\ &\quad - \lambda [R + B + L + M - \alpha(a_1 r_{td} + a_2 r_{cb} + a_3 r_b + a_4 r_{epr} + a_5 + w)]\end{aligned}\quad (7)$$

où λ désigne un multiplicateur de Lagrange.

Lors de la maximisation de (7), comme les Caisses sont conscientes que leur taux sur dépôts détermine le niveau de leurs dépôts par l'intermédiaire du terme $a_1 r_{td}$, il convient de purger \tilde{y}' de ce terme avant d'arriver à une spécification (forme réduite) testable. Soit alors les conditions de premier ordre de π^* :

$$\begin{bmatrix} \frac{\delta\pi^*}{\delta R} \\ \frac{\delta\pi^*}{\delta B} \\ \frac{\delta\pi^*}{\delta L} \\ \frac{\delta\pi^*}{\delta M} \\ \frac{\delta\pi^*}{\delta r_{td}} \\ \frac{\delta\pi^*}{\delta \lambda} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} r_s \\ r_b \\ r_1 \\ r_m \\ -\overline{TD} \\ \alpha\overline{TD} \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} | \\ 2KS & Z \\ | \\ | \\ | \\ \hline Z' & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} R \\ B \\ L \\ M \\ r_{td} \\ \lambda \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} \quad (8)$$

où $Z' = [1 \ 1 \ 1 \ 1 \ -a_1]$, $\overline{TD} = (TD - a_1 r_{td})$ la composante exogène des dépôts, et S_{π^*} demeure inchangé sauf pour le terme $S_{r_{td}r_{td}}$ qui devient $S_{r_{td}r_{td}} + a_1/K$. Les conditions de second ordre impliquent que

$$\begin{bmatrix} -2KS & -Z \\ -Z' & 0 \end{bmatrix}$$

soit une matrice définie négative. Enfin, la forme réduite solution de (8) s'écrit :

$$\begin{bmatrix} R \\ B \\ L \\ M \\ r_{td} \\ \lambda \end{bmatrix} = \frac{1}{Z'S^{-1}Z} \begin{bmatrix} \frac{S^{-1}(Z'S^{-1}Z) - S^{-1}ZZ'S^{-1}}{2K} & S^{-1}Z \\ Z'S^{-1} & 2K \end{bmatrix} \begin{bmatrix} r_s \\ r_b \\ r_1 \\ r_m \\ -\overline{TD} \\ \alpha\overline{TD} \end{bmatrix} \quad (9)$$

Dans le modèle (9), comme seule nous intéresse ici l'opération de détermination du taux sur dépôts (pour les fonctions de demandes d'actifs, on consultera Chateau, 1977 et 1979), nous récrivons de façon détaillée l'expression qui fera l'objet de l'estimation subséquente :

$$r_{td} = b_1 r_s + b_2 r_b + b_3 r_1 + b_4 r_m - b_5 (a_2 r_{cb} + a_3 r_b + a_4 r_{ep}) + [b_6 - b_5 a_5] + \{u - b_5 w\} \quad (10)$$

où le terme entre parenthèses désigne le taux compétitif et composite de passif, celui entre crochets, la constante de l'expression (10), et celui entre $\{ \}$, son erreur stochastique. La spécification (10) indique dès lors que le taux sur dépôts dépend⁶ à l'équilibre : (i) positivement des taux d'intérêt sur les actifs des Caisses ; (ii) positivement du taux composite (construit à partir de la fonction de demande) lorsque les taux (signes négatifs) entre parenthèses sont ceux d'instruments financiers substitués aux dépôts des Caisses ; (iii) négativement des facteurs qui accroissent les dépôts, notamment les chocs structurels transmis par le modèle de demande (1), e.g. une variation de la richesse nette du public.

Enfin, avant d'estimer économétriquement la forme réduite (10), il nous faut considérer les aspects dynamiques du modèle ainsi que l'éventualité de déséquilibres momentanés des flux financiers.

Tout d'abord, dans les modèles de détermination de taux sur instruments financiers de passif, on s'attend à ce qu'à l'équilibre la somme des coefficients des taux d'intérêts explicatifs soit égale à l'unité ; l'impact global d'une variation des taux de marché est dès lors complètement transmise au taux sur dépôts par le mécanisme de *liability management*. En pratique, il s'agit d'un processus adaptatif et déphasé (dynamique chronologique entre équilibres) qui tient également compte des anticipations de taux propres à la « *term structure of interest rate* ».

D'autre part, si le modèle de détermination du taux sur dépôts implique que les stocks et flux d'actifs affectent peu ou prou l'équilibre à long terme (le taux de croissance des dépôts et prêts est sensiblement du même ordre de grandeur), il peut évidemment exister des déséquilibres momentanés. Afin d'en tenir compte, nous avons introduit dans notre modèle une variable de déséquilibre des flux de prêts et de dépôts dont la dynamique est également adaptative ; cette variable réduit alors à u l'erreur stochastique $[u - b_5 w]$ de (10) puisque le terme $b_5 w$ formalisait les variations de dépôts non imputables aux variables d'intérêt de la demande globale, l'expression (1).

Enfin, étant donné la multicollinéarité endémique probable lors de l'estimation de l'expression (10), nous avons, d'une part, omis, au vu de

6. La matrice du membre de droite de l'expression (9) indique que tous les coefficients des variables exogènes dépendent de la matrice des variances-covariances S , ainsi que du coefficient d'aversion au risque b , puisque $K = b/2$.

l'expérimentation antérieure (Chateau, 1977), les taux sur actifs liquides⁷, r_s et r_b , d'autre part, nous avons introduit un taux composite d'actif construit à partir des taux restants, r_1 et r_m . Comme on le constatera, cette approche va dans le même sens et s'inspire de celle du taux composite de passif construit à partir des taux représentatifs de la fonction de demande. Tous deux répondent, d'ailleurs, à la même préoccupation, la collinéarité existant entre les taux financiers exogènes.

SECTION II — *Quantification du marché de dépôts des Caisses*

Comme lors de la section théorique, nous considérerons successivement les fonctions agrégées de demande puis d'offre de dépôts de l'intermédiaire financier en question. Pour les deux modèles, l'analyse des résultats empiriques qui suit, traitera simultanément des aspects quantitatifs des coefficients et de leurs implications de politique financière. Débutons par celui de demande.

2.1 *Volume de dépôts*

Coefficients estimés et paramètres financiers implicites sont présentés au tableau 2. On notera qu'en vue de capter les effets d'intermédiation du public, nous avons utilisé à la fois taux de rendement financier et écarts ou différences intertaux. Quant aux réponses implicites, elles s'obtiennent à partir des estimations des régressions et des moyennes d'échantillon des variables. A titre illustratif, la moyenne d'échantillon (période 1962.I à 1974.II) des disponibilités liquides du public W , est de 10.623 milliards de dollars courants ; dès lors, en moyenne sur la période considérée, l'effet à court terme d'une variation de 100 points de base (1%) du taux d'intérêt sur dépôts est de l'ordre de $.0007573 * 10.623 = .00805$ (\approx C\$ 80,5 millions) et celui à long terme d'environ $.00805/.0367 = .2192$ (\approx C\$ 219,2 millions). Les élasticités ponctuelles et retards moyens sont également calculés aux moyennes d'échantillon des variables.

Taux d'intérêt et différences intertaux caractérisent l'allocation des actifs liquides du public, notamment en dépôts des Caisses. Dans les deux cas, quoiqu'en valeur l'importance des réponses soit non négligeable tant à court qu'à long terme, toutes les élasticités d'équilibre sont nette-

7. Dans la détermination du taux sur dépôts, l'importance des divers taux sur actifs est fonction de l'incertitude relative attachée à chacun d'eux. Pour les actifs liquides (R et B) des Caisses, l'incertitude sur taux dépend des marchés secondaires sur lesquels ils sont déterminés et sur lesquels les Caisses ne sont qu'un des nombreux participants. Or, cette incertitude semble supérieure à celle des taux sur prêts (marchés primaires) que les Caisses déterminent elles-mêmes. Aussi, il n'est pas étonnant que les Caisses détiennent plus de prêts que d'actifs liquides, et que les taux sur prêts soient prépondérants dans la détermination du taux sur dépôts.

TABLEAU 2

DEMANDE DE DÉPÔTS (TD) DES CAISSES. DIVERSES VARIANTES DU MODÈLE (1) ESTIMÉES PAR DOUBLES MOINDRES CARRÉS CORRIGÉS (PROCÉDURE HILDRETH-LU) POUR L'AUTOCORRÉLATION DES RÉSIDUS (DMC_{H-L})¹. PÉRIODICITÉ : 1962.I — 1974.II.

(Statistiques t de Student entre parenthèses)

Equation	Variables explicatives (V.E.)						Cste	Variables saisonnières			\bar{R}^2	$\sigma_a^2(\%)$	D.W.	ρ min	
	$r_{td} * W$	$r_{cb} * W$	$r_b * W$	W	W_{-1}	TD_{-1}		S_2	S_3	S_4					
Equation (1)	.0007573 (2.63)	-.0003713 (-2.37)	-.0005252 (-1.83)	.04184 (4.02)	-.0221 (-1.87)	.9633 (20.3)	-.0576 (-2.57)	.0054 (2.04)	-.0142 (-4.07)	-.0417 (-10.74)	.999	.66	1.82	.51	
Equation (2.1)		$(r_{td} - r_{cb}) * W$.00003874 (2.59)	$(r_{td} - r_b) * W$.0003623 (1.32)	$(r_{td} - r_{epr}) * W$ -.00047 (-2.48)	.0441 (4.78)	-.0119 (-1.03)	.894 (17.54)	-.0848 (-3.28)	.0049 (2.11)	-.0126 (-3.84)	-.0378 (-10.14)	.999	.97	2.01	.70
Equation (2.2)		.0003135 (2.19)	.0004168 (1.76)	—	.04279 (4.24)	-.02179 (-1.85)	.95 (20.49)	-.0583 (-2.57)	.0053 (2.06)	-.0139 (-4.02)	-.0417 (-11.07)	.999	.75	1.84	.57

Paramètres implicites aux équations (1) et (2.1)

Equation (1)	Accroissements unitaires (1%) des V.E.		Elasticité à L.T. $\eta_{L.T.}$	Retard moyen (en trimestres)	Equation (2.1)	Accroissements unitaires (1%) des V.E.		Elasticité à L.T. $\eta_{L.T.}$	Retard moyen (en trimestres)	
	V.E.	effets à C.T.				à L.T.	V.E.			effets à C.T.
r_{td}		.00805	.2192	.66	26.2	—				
r_{cb}		-.00394	-.10747	-.33	26.2	$r_{td} - r_{cb}$	-.00412	-.03882	-.12	8.43
r_b		-.00558	-.15202	-.62	26.2	$r_{td} - r_b$	-.00385	-.03631	-.15	8.43
—						$r_{td} - r_{epr}$.00499	.0471	.16	8.43
W		.0400	.48784	2.80	25.9	W	.04362	.29923	1.72	9.01

1. Le marché de dépôts ne constitue qu'un des blocks du modèle économétrique des Caisses (cf. Chateau, 1977). Aussi, les variables instrumentales des DMC de (1) sont les variables prédéterminées du modèle complet.

ment inférieures à l'unité. Ces dernières semblent également indiquer que le public réagit légèrement plus aux variations des taux d'intérêt qu'à celles de leurs écarts. Certes, ceci n'exclut point l'existence d'effets de substitution, du point de vue du public, entre ses dépôts auprès des Caisses et ceux auprès des banques à charte, voire avec les obligations à terme fixe et à plus longue échéance. Par contre, les titres en bourse semblent être complémentaires aux dépôts des Caisses, ce qui s'explique, partiellement du moins, par la nature et la maturité différentes de ces deux instruments financiers. Enfin, les réponses aux variations des taux d'intérêt ne sont pas symétriques : une variation de 100 points de base dans le taux (propre) sur dépôts des Caisses implique une réponse supérieure à une variation identique dans les taux substitués (effets croisés), indiquant ainsi qu'à accroissement égal, r_{td} attire les liquidités du public d'autres sources, notamment des banques à charte. Cette intermédiation positive en dépôts des Caisses semble également se perpétuer à plus long terme.

Cette préférence du public québécois pour les dépôts des Caisses est corroborée par une élasticité de richesse largement supérieure à l'unité : il en résulte dès lors que, lorsque les actifs liquides de celui-ci se gonflent, la part relative de ceux-ci allouée aux Caisses croît. Traduit en millions de dollars, cet effet est appréciable. Certes, si une fraction de ces dépôts additionnels auprès des Caisses constitue une allocation temporaire préalable à une allocation alternative ultérieure et définitive, la majeure partie de ceux-ci restent aux Caisses. De facto, cette allocation répond à des considérations autres que celles de rendement financier (quoiqu'il ne faille point sous-estimer le bonus sur dépôts), témoin l'éligibilité des déposants aux prêts personnels et hypothécaires à taux préférentiels (rabais sur taux). Parmi les facteurs qualitatifs, mentionnons surtout le fait que le public québécois semble très réceptif à la publicité nationaliste à laquelle les Caisses recourent pour attirer ses liquidités. A noter également, qu'à l'encontre de ce que Clinton (1974) avait constaté pour les passifs à court terme des sociétés de fiducie et de prêts hypothécaires, nous n'avons pas décelé (statistiquement) l'impact de la campagne des obligations d'épargne du Canada (ni du Québec, non plus d'ailleurs) sur le volume des dépôts détenus par les Caisses.

Enfin, l'ordre de grandeur identique des ajustements moyens des taux d'intérêt et des actifs liquides ne semble pas confirmer la notion communément acceptée qu'il s'avère plus facile d'ajuster un portefeuille par allocation de fonds nouveaux que par réallocation du portefeuille existant suite aux variations relatives des rendements sur actifs détenus. Au vu des retards moyens relativement longs, il est préférable d'avancer que, jusqu'à très récemment, l'intermédiation du public en dépôts des

TABLEAU 3

DÉTERMINATION DU TAUX (r_{tt}) OFFERT PAR LES CAISSES SUR LEURS DÉPÔTS. COEFFICIENTS ESTIMÉS PAR MOINDRES CARRÉS CLASSIQUES CORRIGÉS (PROCÉDURE D'HILDRETH-LU) POUR L'AUTOCORRÉLATION DES RÉSIDUS (MCC_{H-L}). PÉRIODICITÉ 1962.I — 1974.II.

	Constante	Variables d'Almon ¹					V. saisonnières		\bar{R}^2	σ_4 (%)	D.W.	ρ_{\min}	
		r_{cb}	r_1	Flux ²			S_3	S_4					
Coefficients	-.8800	1.2971	-.7256	7.3234	-6.9001	-2.5286	1.5564	.2022	.4442	.878	.692	1.43	.552
Statistiques t	(-1.28)	(2.51)	(-1.87)	(4.07)	(-3.75)	(-6.22)	(5.47)	(2.94)	(7.39)				

Profils temporels des variables d'Almon

Retards	r_{cb}		r_1		Flux	
	pondérations	statistiques t	pondérations	statistiques t	pondérations	statistiques t
0	.0836	1.42	-.4609	-3.06	-.0736	-4.18
1	.1095	2.31	-.2535	-2.73	-.1178	-6.56
2	.1195	2.73	-.0819	-1.84	-.1468	-7.00
3	.1135	2.77	.0538	6.41	-.1605	-6.89
4	.0916	2.70	.1538	6.13	-.1589	-6.70
5	.0538	2.60	.2176	4.89	-.1421	-6.54
6	.0000	.00	.2458	4.50	-.1100	-6.41
7			.2381	4.31	-.0626	-6.30
8			.1946	4.20	.0000	.00
9			.1152	4.12		
10			.0000	.00		
Σ	.5716		.4226		-.9722	
σ_Σ	.2160		.0693		.1392	
Retard moyen (en trimestres)	2.3 tr.		n.s. ³		3.4 tr.	

1. Ont été estimées par polynômes du second degré contraints à zéro à l'horizon temporel.

2. Flux = $\left[\frac{TD_{-1} - TD_{-2}}{TD_{-2}} - \frac{(L_{-1} + M_{-1}) - (L_{-2} + M_{-2})}{(L_{-2} + M_{-2})} \right]$, exprimé en pourcentage.

3. Non significatif. Le retard moyen n'a de sens que lorsque l'ensemble des pondérations est de même signe.

Caisses s'avérait être lente⁸ et peu sensible aux rendements financiers, proposition cohérente avec l'information institutionnelle a priori.

2.2 Taux sur dépôts

Comme le tableau 3 l'indique, le taux sur dépôts est une fonction positive des rendements obtenus sur les actifs détenus par l'intermédiaire financier ainsi que de ceux sur instruments de dette qui constituent des substituts aux passifs que les Caisses émettent. Ce taux est aussi une fonction négative d'une variable de flux appréhendant les déséquilibres conjoncturels des flux d'actifs et de passifs. Enfin, les dynamiques de ces variables sont du type d'Almon⁹.

Du point de vue méthodologique, étant donné la multicollinéarité endémique qui afflige toute analyse en séries chronologiques, nous nous sommes efforcés dès l'abord de réduire le nombre de taux financiers (variables exogènes) retenus, et ce, en considérant tant à l'actif qu'au passif la spécification de taux composites.

Au passif, tout d'abord, un taux composite est obtenu en pondérant les taux financiers (croisés) — dans le cas d'espèce, r_{cb} , r_b et r_{ep} retenus dans le modèle (1) de demande de dépôts du public — par leurs coefficients de réaction d'équilibre implicites à cette dernière équation, $\underline{AW}[1 - \delta]^{-1}$. Ces derniers, constituant les pondérations de l'équation

(10), sont alors divisés par $w = \sum_{i=2}^n |a_i|$ de sorte que la somme des

pondérations du taux composite (moyenne pondérée) soit égale à l'unité. Au vu des coefficients implicites du tableau 2, nous obtenons les expressions suivantes :

i) à partir de l'expression (1), tableau 2

$$r_{\text{composite, passif}} = \frac{.10747}{.25949} r_{cb} + \frac{.15202}{.25949} r_b = .414r_{cb} + .586r_b$$

ii) à partir de l'expression (2.1), tableau 2

$$r_{\text{cp, pas.}} = \frac{.03882}{.12223} r_{cb} + \frac{.03631}{.12223} r_b + \frac{.0471}{.12223} r_{ep} = .318r_{cb} \\ + .297r_b + .385r_{ep}$$

8. S'agissant de l'estimation (DMC_{H-L}) d'une forme autorégressive à erreurs liées, le coefficient positif (δ) de TD_{-1} de notre modèle est encore biaisé positivement. Il en résulte alors une sous-estimation du coefficient d'ajustement $(1 - \delta)$ des taux d'intérêt ainsi que de celui de la richesse. Comme la période d'ajustement des taux d'intérêt est estimée par $\delta(1 - \delta)^{-1}$, le biais mentionné ci-dessus a tendance à allonger le retard moyen des taux d'intérêt. Il en va de même, à un degré moindre, pour celui de W .

9. Les profils d'ajustement de polynômes du troisième degré contraints à zéro à divers horizons temporels, se sont révélés statistiquement peu significatifs, erratiques et peu compatibles avec nos hypothèses à priori.

TABLEAU 3A

DÉTERMINATION DU TAUX (r_{td}) OFFERT PAR LES CAISSES SUR LEURS DÉPÔTS. COEFFICIENTS ESTIMÉS PAR MCC_{H-L}
PÉRIODICITÉ : 1962.I — 1974.II.

	Constante	Variables d'Almon ¹					V. saisonnières		\bar{R}^2	σ_d (%)	D.W.	ρ_{min}	
		$r_{comp, pas.}$ ²		r_1		Flux ³	S_3	S_4					
Coefficients	-.8682	1.2651	-.6942	7.0577	-6.6552	-2.6135	1.6126	.1996	.4434	.873	7.12	1.43	.558
Statistiques t	(-1.20)	(2.26)	(-1.61)	(3.87)	(-3.55)	(-6.29)	(5.58)	(2.85)	(7.29)				

Profils temporels des variables d'Almon

Retards	$r_{comp, pas.}$		r_1		Flux	
	pondérations	statistiques t	pondérations	statistiques t	pondérations	statistiques t
0	.0868	1.33	-.4454	-2.87	-.0749	-4.14
1	.1105	2.15	-.2453	-2.55	-.1208	-6.50
2	.1189	2.54	-.0796	-1.70	-.1510	-6.98
3	.1121	2.56	.0512	5.31	-.1654	-6.90
4	.0897	2.46	.1476	6.01	-.1639	-6.74
5	.0526	2.35	.2094	4.71	-.1466	-6.59
6	.0000	.00	.2367	4.31	-.1136	-6.47
7			.2294	4.12	-.0647	-6.37
8			.1875	4.00	.0000	.00
9			.1110	3.92		
10			.0000	.00		
Σ	.5709		.4024		-1.0009	
σ_Σ	.2316		.0758		.1435	
Retard moyen (en trimestres)	2.2 tr.		n.s. ⁴		3.4 tr.	

1. Ont été estimées par polynômes du second degré contraints à zéro à l'horizon temporel.

2. $r_{composite, passif} = \sum_{i=0}^6 w_i (.87r_{cb} + .13r_b)_{-i}$, les pondérations étant déterminées à partir de l'équation (1) de TD.

3. Flux = $\left[\frac{TD_{-1} - TD_{-2}}{TD_{-2}} - \frac{(L_{-1} + M_{-1}) - (L_{-2} + M_{-2})}{(L_{-2} + M_{-2})} \right]$, exprimé en pourcentage.

4. Non significatif. Le retard moyen n'a de sens que lorsque l'ensemble des pondérations est de même signe.

ou encore, en supposant l'absence de complémentarité des titres en bourse (coefficient de r_{ep} identiquement nul),

$$r_{cp, pas.} = \frac{.03882}{.07513} r_{cb} + \frac{.03631}{.7513} r_b = .517r_{cb} + .483r_b$$

iii) à partir de l'expression (2.2), tableau 2

$$r_{cp, pas.} = \frac{.0661}{.16472} r_{cb} + \frac{.09811}{.16472} r_b = .404r_{cb} + .596r_b$$

De plus, en vue de tester la sensibilité du taux composite, nous avons paramétrisé les pondérations de r_{cb} et r_b dans les fourchettes [36 à 87.2%] et [64 à 12.8%] respectivement, ce, sous l'hypothèse d'absence d'effet croisé de complémentarité des titres en bourse. Comme les résultats nous l'ont indiqué, les coefficients estimés, tant du taux composite de passif que des autres variables exogènes, ne sont point insensibles à cette paramétrisation des pondérations.

A l'actif, ensuite, une procédure identique fut retenue. Puisque les Caisses locales allouent la majeure partie de leurs dépôts aux prêts personnels (L) ou hypothécaires (M) (exception faite des 25 à 35% de leur engagement vis-à-vis du public systématiquement déposé auprès des Unions régionales qui les investissent principalement en actifs liquides), notre taux composite d'actif est basé sur cette constatation. Nous avons dès lors pondéré (somme des pondérations égale à l'unité) les taux sur prêts personnels (r_1) et hypothécaires (r_m) par l'importance relative (moyenne d'échantillon de ces variables sur la période considérée, 1962.I — 1974.II) des montants de ces actifs dans le portefeuille des Caisses (cf. Chateau, 1977). Soit alors le taux composite d'actif :

$$r_{comp. actif} = .36r_1 + .64r_m.$$

Dans son ensemble, témoin les statistiques des tableaux 3 et 3a, les ajustements économétriques sont de bonne qualité ; quoique le D.W. révèle encore une certaine autocorrélation positive des résidus, sa valeur est supérieure à celle généralement obtenue pour ces équations financières lorsqu'estimées à partir de séries chronologiques (cf. Gramlich et Hulett, 1972 ; Slovin, 1972 ; ou encore Slovin et Sushka, 1975).

Si le tableau 3a illustre la pertinence d'un taux composite de passif, notre estimation finale (tableau 3) est cependant basée sur la composante principale de celui-ci, r_{cb} . Il semble, en effet, cohérent que les Caisses réagissent avec célérité (premiers coefficients temporels importants) aux variations de taux initiées par les banques à charte (*price leadership*) ; ceci est confirmé d'ailleurs par une période d'ajustement relativement courte, témoin un retard moyen d'un peu plus de 2 tri-

mestres¹⁰. D'autre part, la somme des pondérations du taux (composite) de passif est supérieure à celle du taux d'actif (r_1) ce qui indique que, dans la détermination de leur taux sur dépôts, les Caisses attachent plus d'importance à la compétition des autres intermédiaires financiers qu'aux rendements qu'elles obtiennent lors du réinvestissement de leurs dépôts en actifs. De plus, la paramétrisation du taux composite de passif nous a indiqué, témoin le tableau 3a, qu'un tel taux ne s'avère pertinent et statistiquement significatif — et ce, même pour diverses variantes de l'horizon temporel — que lorsque la composante r_{cb} est nettement supérieure à celle de r_b (r_b seul donne des résultats médiocres). Certes, une collinéarité certaine entre r_{cb} et r_b explique la faible importance relative des obligations comme instrument financier substitut aux dépôts des Caisses. Toutefois, l'information institutionnelle a priori corrobore le fait que les dépôts des banques à charte constituent un substitut (à rendement fixe) plus immédiat aux dépôts des Caisses que les obligations à maturité plus longue. La complémentarité, décelée antérieurement, des titres industriels confirme cette impression.

A l'actif, d'autre part, le taux sur prêts personnels semble aussi plus significatif qu'un taux composite. Si, à première vue, cela peut paraître surprenant, étant donné l'importance relative des hypothèques dans le portefeuille des Caisses, l'explication suivante semble attrayante : alors qu'au cours de la période considérée, le volume d'hypothèques est demeuré aux environs de 40% du portefeuille d'actifs, les prêts personnels sont passés de 9 à 22% de ce même portefeuille (cf. Chateau, 1977). Il est dès lors probable que r_1 appréhende simultanément l'impact d'un changement structurel du portefeuille ainsi que l'ajustement du taux sur dépôts aux fluctuations du taux sur cet actif de référence. De facto, les estimations obtenues avec un taux composite d'actif, même paramétrisé, ou sa composante hypothèque uniquement, furent médiocres. On notera également que le long profil temporel de r_1 n'implique un effet positif sur r_d qu'après trois trimestres¹¹. Ceci corrobore à nouveau la proposition que les Caisses s'adaptent immédiatement à la com-

10. Nous sommes conscients des problèmes d'agrégation temporelle existants suite à l'emploi de données trimestrielles pour les flux financiers, et de moyennes de données mensuelles pour les taux d'intérêt. Dans le cas d'espèce, le problème d'agrégation se pose en termes de validité d'équations trimestrielles, versus mensuelles ou hebdomadaires, lorsque la période au cours de laquelle les décisions sont prises est plus courte que celle des données utilisées. Le choix de la période de référence est particulièrement important lorsque le modèle est dynamisé et que sont calculés les retards moyens des variables, d'intérêt par exemple. En l'absence de séries hebdomadaires ou mensuelles ad hoc pour les données afférentes aux Caisses, nous ne pouvons comparer l'amplitude temporelle des effets déphasés des variables ; aussi nous bornerons-nous à mentionner qu'il y a une tendance générale à l'allongement des effets déphasés et retards moyens lorsque des données plus agrégées (trimestrielles ou annuelles) sont utilisées. On consultera à ce sujet, par exemple, Teigen (1974) ou Zellner et Montmarquette (1971).

11. Ce profil temporel semble trop long pour être analytiquement satisfaisant. Il n'est pas improbable que le biais d'agrégation temporelle soit positif et significatif.

pétition des autres marchés de dette alors qu'elles n'ajustent que plus lentement leur taux sur dépôts à celui sur prêts. Enfin, la somme des coefficients des taux d'actif et de passif est approximativement égale à l'unité : ceci indiquerait qu'à l'équilibre, l'impact global d'un changement des taux de marché (d'actifs et de passifs) est entièrement transmis aux déposants, selon notre modèle.

L'ultime variable, de flux, appréhende le déséquilibre conjoncturel entre flux de dépôts et de prêts, chacune des composantes étant exprimée en termes de taux de croissance trimestriel. Selon cette spécification, lorsque la croissance des prêts des Caisses excède celle de leurs dépôts, l'intermédiaire financier a tendance à accroître le taux sur dépôts. Inversement, lorsque les dépôts croissent plus rapidement que les prêts ne sont octroyés, le taux sur dépôts a tendance à diminuer. Toutefois, à plus long terme et à l'équilibre, prêts personnels et hypothécaires constituant la part du lion du portefeuille des Caisses, on s'attend à ce que leur taux de croissance à long terme soit substantiellement le même que celui sur dépôts. Comme la somme ($-.9722$ ou -1.0009) des pondérations l'indique, le taux sur dépôts est très sensible aux variations de flux. Dans le cas des Caisses, cela n'a rien d'étonnant pour les deux raisons suivantes. D'une part, le fait que les Caisses ne soient pas soumises aux coefficients de réserves obligatoires de la Banque du Canada, ne leur permet pas non plus de recourir à ce prêteur de dernier ressort, lors d'un déséquilibre de flux. D'autre part, étant donné la première raison et comme les Caisses allouent la majorité de leurs dépôts aux prêts, elles se doivent de maîtriser par modification du taux sur dépôts leur sensibilité aux variations des flux de dépôts. Cette sensibilité est d'ailleurs corroborée par une période d'ajustement relativement courte d'environ trois trimestres. Enfin, à titre d'information, mentionnons ici que diverses variables d'acceptation de demandes de prêts et d'appropriation de fonds pour celles-ci ne se sont point avérées significatives, étant donné sans doute leur collinéarité avec d'autres variables exogènes retenues.

Conclusion

Le thème central de l'article était d'expliquer le marché de dépôts des Caisses en intégrant modèles de demande du public et d'offre de l'instrument financier par l'intermédiaire. Dans chacun des cas, l'estimation économétrique semble corroborer, du moins en grande partie, les hypothèses et contraintes à priori incorporées aux modèles. Aussi, à titre de conclusion, synthétiserons-nous les implications financières majeures qui s'en dégagent.

Pour la demande, tout d'abord, soulignons la faible sensibilité du public, lors de l'allocation de ses ressources financières liquides, aux variations des rendements financiers offerts. Au mieux, son intermédia-

tion semble indiquer que dépôts auprès des banques à charte, voire investissements en obligations, constituent de faibles substituts aux dépôts des Caisses. Cette intermédiation est asymétrique puisque, à variation de taux égale, les Caisses attirent les liquidités du public d'autres sources. En bref, le public québécois réagit plus aux aspects qualitatifs que de rendement des dépôts des Caisses, proposition qui est corroborée par une élasticité de richesse supérieure à l'unité. Enfin, vitesses d'ajustement des taux d'intérêt et des actifs liquides sont lentes et du même ordre de grandeur, la dernière constatation étant surprenante au vu d'études similaires d'autres secteurs financiers.

Quant au modèle de détermination du taux sur dépôts, d'autre part, il met en évidence le rôle d'intermédiaire financier des Caisses : ce taux est une fonction positive du ou des taux représentatifs sur actifs en portefeuille des Caisses ainsi que du ou de ceux sur instruments de passif substituts offerts par leurs compétiteurs. Aussi, notons-nous avec intérêt que si, pour les Caisses, le taux sur passif compétitif est plus important que celui sur actifs détenus en portefeuille, témoin leurs pondérations respectives, leur somme est proche de l'unité. Constatation qui suggère que l'impact global d'un changement dans les taux de marché est ultimement transmis au taux sur dépôts des Caisses. En cela, notre théorie d'intermédiation assume que les Caisses offrent un service effectif de transmission des fonds des prêteurs aux emprunteurs, ce qui est cohérent pour le cas particulier des coopératives financières. De plus, le déséquilibre conjoncturel entre dépôts et prêts est bien capté par notre variable de flux, et ce, sans empiéter sur une détermination d'équilibre basée sur les taux financiers. Enfin, exception faite pour la variable composite d'actif (ou du taux sur prêts des Caisses), les profils temporels des variables de taux sont plutôt courts : en cela, ils indiquent que les attentes de l'institution s'ajustent plutôt rapidement aux variations des taux de marchés, du moins, au cours de la période considérée, 1962.I à 1974.II.

Jean-Pierre D. CHATEAU *

* Agrégé d'Economie et de Finance, McGill University et professeur invité, European Institute for Advanced Studies in Management. La présente recherche a bénéficié d'une subvention de recherche (S76-1170) du Conseil des Arts du Canada, Mr. J.P. Cockerline agissant à titre de chargé de recherche. Au fil de diverses versions, nous avons bénéficié des avis et critiques constructives de nos collègues MM. Errunza, Fortin, Losq et Rousseau ainsi que de ceux de l'éditeur et de lecteurs anonymes de la présente revue. Il va de soi que la responsabilité des opinions émises, ainsi que celle des erreurs éventuelles, nous incombe. Article soumis en août 1978 et révisé en avril 1979.

APPENDICE A

Symbolique et sources des données

Ci-dessous sont repris, par ordre alphabétique, les symboles des variables rencontrées dans le corps de l'article. Les flux monétaires, $\Delta(t)$, non désaisonnalisés sont exprimés, sur base trimestrielle, en milliards de dollars courants. Les montants ou stocks sont calculés en fin de période (t), et les taux de rendements financiers, exprimés en pourcent (100 points de base), constituent les moyennes trimestrielles d'observations en fin de mois.

- B* : investissement mobilier — titres ou obligations à plus d'un an détenus par les Caisses.
- CF* : encaisse monétaire et effet en transit du système consolidé des Caisses.
- K* : patrimoine ou fonds propres des Caisses.
- L* : prêts personnels (crédit à la consommation) octroyés par les Caisses.
- M* : prêts hypothécaires consentis par les Caisses.
- MA* : actifs divers des Caisses.
- ML* : passifs divers des Caisses.
- R* : réserves des Caisses (actifs financiers à moins d'un an).
- r_b : taux d'intérêt obligataire (rendement moyen sur 40 obligations), publié par McLeod, Young and Weir.
- r_{cb} : taux d'intérêt (moyenne pondérée) sur dépôts sans privilège de chéquier des banques à charte.
- r_{ep} : taux de rendement financier sur titres industriels (inverse du ratio prix/bénéfices de la Bourse de Toronto).
- r_l : taux d'intérêt sur prêts personnels des Caisses.
- r_m : taux (d'intérêt) hypothécaire des Caisses.
- r_{td} : taux (moyenne pondérée) sur dépôts totaux des Caisses. Pondération selon l'importance relative de leurs deux types d'épargne, ordinaire et stable ; ceux-ci correspondent, grosso modo, aux notions de dépôts à vue et à terme.
- TD* : engagement des Caisses vis-à-vis du public, c'est-à-dire dépôts à vue et à terme ainsi que parts sociales ; ces dernières constituaient le seul médium d'épargne stable (à terme) avant 1967. Notons qu'actuellement seul est disponible une série statistique des dépôts totaux.
- W* : richesse liquide (ou de dépôts) du public, c'est-à-dire la somme de la monnaie fractionnaire aux mains du public, des dépôts des banques, des principaux passifs des sociétés de fiducie, de crédit hypo-

thécaire, et des coopératives financières ainsi que les obligations d'épargne du Canada (différence première des montants détenus par le public). La richesse québécoise est obtenue en appliquant un coefficient de péréquation obtenu par ajustement économétrique du PNB québécois sur le PNB canadien.

Les données afférentes aux taux d'intérêt et flux financiers des Caisses sont tirées des comptes consolidés obtenus auprès de la Fédération du Québec des Caisses populaires Desjardins (Lévis). Les autres données proviennent de Cansim, de la Revue de la Banque du Canada et de Statistique Canada.

BIBLIOGRAPHIE

- CHATEAU, J.-P. (1977), « Une analyse économétrique du comportement d'intermédiation financière des sociétés de crédit populaire : le cas des Caisses Populaires », *L'Actualité Economique*, 53 (3), 415-47.
- CHATEAU, J.-P. (1979), « Choix rationnel en incertitude : un modèle dynamique de sélection du portefeuille d'actifs des sociétés de crédit populaire », *Journal de la Société de Statistique de Paris*, 119 (3).
- CHATEAU, J.-P. (1979a), *On the Theory of Financial Intermediation : Deposit Rate-Setting Under Supply Uncertainty*, Research Paper 7925, Brussels, The European Institute for Advanced Studies in Management, 25 pages.
- CLINTON, K.J. (1974), « The Demand for Liabilities of Trust and Mortgage Loan Companies », *Canadian Journal of Economics*, 8 (2), 191-204.
- FREEDMAN, Charles (1974), *The Foreign Currency Business of the Canadian Banks : An Econometric Study*, Ottawa, Bank of Canada Staff Research Studies, no. 10, 233 pages.
- HENDRY, D.F. and ANDERSON, G.J. (1977), « Testing Dynamic Specification in Small Simultaneous Systems : An application to a Model of Building Society Behaviour in the United Kingdom », in *Frontiers in Quantitative Economics*, M.D. Intriligator, ed., North-Holland.
- GOSH, D. and PARKIN, J.M. (1972), « A Theoretical and Empirical Analysis of the Portfolio, Debt and Interest Behaviour of Building Societies », *The Manchester School of Economic and Social Studies*, 40 (3), 231-44.
- GRAMLICH, E.M. and D.T. HULETT (1972), « The Demand and Supply of Savings Deposits » in Gramlich and Jaffee (1972), 13-62.
- GRAMLICH, E.M. and D.M. JAFFEE (1972), eds., *Savings Deposits, Mortgages and Housing*. Lexington : D.C. Heath.
- JULIEN, Y. (1975), *An Econometric Model of the Financial Behaviour of the Caisses populaires*. Unpublished doctoral dissertation, Graduate Faculty, Rensselaer Polytechnic Institute, 176 pages.
- PARKIN, M. (1970), « Discount House Portfolio and Debt Selection », *Review of Economic Studies*, 37 (4), 469-97.
- SLOVIN, M.B. (1972), « Deposit Rate Setting at Financial Institutions », in Gramlich and Jaffee (1972), 103-38.
- SLOVIN, M.G. and M.E. SUSHKA (1975), *Interest Rates on Savings Deposits : Theory, Estimation and Policy*. Lexington : D.C. Heath.
- TEIGEN, R.L. (1974), « Demand and Supply Functions for Money : Another Look at Theory and Measurement », *Econometrica*, 44, 377-85.
- Zellner, A. and C. Montmarquette (1971), « A Study of Some Aspects of Temporal Aggregation Problems in Econometric Analyses », *The Review of Economics and Statistics*, 53, 335-342.