

**CHAIRE** de coopérati  
**Guy-Bernier**

**ESG** UQÀM



---

**A**NALYSE DE L'APPARIEMENT  
DES CAISSES POPULAIRES ET  
D'ÉCONOMIE DESJARDINS ET DES  
SIX GRANDES BANQUES À  
CHARTRE CANADIENNES; ÉTUDE  
COMPARATIVE

---

PAR

Yasser Berbiche

No 0494-062

La Chaire de coopération Guy-Bernier de l'Université du Québec à Montréal a été fondée en 1987 grâce à une contribution financière de la Fédération des caisses populaires Desjardins de Montréal et de l'Ouest-du-Québec, contribution qui a été renouvelée en 1992 et 1995 et de la Fondation UQAM.

La mission de la Chaire consiste à susciter et à promouvoir la réflexion et l'échange sur la problématique coopérative dans une société soumise à des modifications diverses et parfois profondes de l'environnement économique, social et démographique. La réflexion porte autant sur les valeurs, les principes, le discours que sur les pratiques coopératives. Les véhicules utilisés par la Chaire de coopération Guy-Bernier pour s'acquitter de sa mission, sont: la recherche, la formation, la diffusion et l'intervention conseil auprès des coopérateurs et coopératrices des divers secteurs.

Au plan de la recherche, les thèmes généraux, jusqu'à présent privilégiés, portent sur -les valeurs coopératives, et le changement social -les rapports organisationnels et la coopération -les aspects particuliers de la croissance des caisses populaires -les coopératives dans les pays en voie de développement. Une attention particulière est portée depuis quelques années au secteur du travail, à celui des services sociosanitaires ainsi qu'au micro-crédit et tout récemment au commerce équitable et à l'évaluation des entreprises n'ayant pas le profit comme objectif.

Au plan de la formation, l'action s'effectue dans deux directions : - au niveau universitaire, par l'élaboration de cours spécifiques sur la coopération et par l'attribution de bourses pour la rédaction de mémoires et de thèses ayant un thème coopératif; tout récemment, la Chaire a formé un partenariat avec la Chaire Seagram sur les organismes à but non lucratif et le département d'organisation et ressources humaines de l'École des sciences de la gestion de l'UQAM pour démarrer, en septembre 2000, un programme de MBA pour cadres spécialisé en entreprises collectives - au niveau du terrain, en répondant à des demandes du milieu pour l'élaboration de matériel didactique et de programmes de formation spécifique.

Les résultats des travaux de recherche sont diffusés dans des cahiers de recherche qui parfois, sont des publications conjointes avec des partenaires. La Chaire organise aussi des colloques, séminaires et conférences.

L'activité d'intervention-conseil prend des formes variées : conférences, session d'information, démarche d'accompagnement en diagnostic organisationnel, en planification stratégique.

La Chaire entretient des activités au plan international en offrant des services de formation, d'organisation et de supervision de stages, de développement et d'évaluation de projet sur une base ponctuelle et institutionnelle, notamment auprès des pays de l'Afrique francophone. La Chaire a ainsi développé une collaboration privilégiée avec l'Université internationale de langue française au service du développement africain, l'Université Senghor. Des missions d'études et d'échanges sont aussi menées régulièrement dans d'autres pays : en Guinée, au Brésil, au Viêt-Nam, en Haïti et dans divers pays d'Europe surtout en France, Italie, Espagne et Belgique.

Chaire de coopération Guy-Bernier Mauro-F. Malservisi, titulaire Université du Québec à Montréal C. P. 8888, succ. « Centre-Ville » Montréal, Québec, H3C 3P8	Téléphone : 514-987-8566 Télécopieur : 514-987-8564 Adresse électronique : <a href="mailto:chaire.coop@uqam.ca">chaire.coop@uqam.ca</a> Site : <a href="http://www.chaire-ccgb.uqam.ca/">http://www.chaire-ccgb.uqam.ca/</a>
---	---

## RÉSUMÉ

Cette étude<sup>1</sup> a pour objet l'appariement de l'ensemble des caisses populaires et d'économie Desjardins ainsi que les six grandes banques à charte canadiennes, soit la Banque de Montréal, la Banque Nationale du Canada, la Banque de Nouvelle-Écosse, la Banque Canadienne Impériale de Commerce, la Banque Royale du Canada et finalement la Banque Toronto-Dominion. Dans ce document, nous nous proposons d'étudier les deux composantes du risque de taux d'intérêt, soit le risque-revenu et le risque-prix. Une fois la revue de littérature présentée, nous élaborons un modèle économétrique qui mesure les ajustements des revenus et des dépenses d'intérêt par 100 \$ d'actifs aux fluctuations des taux d'intérêt à court et à long terme. Après avoir estimé les équations de revenus et de dépenses d'intérêt par 100 \$ d'actifs, nous analysons le désappariement des institutions étudiées et isolons par la suite les variables qui permettent le mieux de prévoir l'évolution desdits revenus et dépenses. Nous effectuons par la suite des simulations de taux d'intérêt afin de déterminer leur impact sur la marge bénéficiaire des institutions ci-haut.

L'estimation de notre modèle s'est soldée par des résultats fort intéressants. Certes, les variables les plus importantes pour juger de l'évolution des revenus et des dépenses d'intérêt par 100 \$ d'actif sont inéluctablement les variables de taux d'intérêt à court et à long terme en raison du fait qu'elles représentent la base de notre analyse de l'appariement des institutions de dépôt étudiées. Outre ces deux variables, les variables qui ont la plus grande incidence sur la marge bénéficiaire de ces institutions sont le pouvoir financier, la variable auxiliaire, qui mesure l'impact de la récession 1990-92 sur les revenus et les dépenses d'intérêt, et la proportion des dépôts à terme dans les dépôts totaux. Par ailleurs, les caisses populaires Desjardins sont beaucoup plus désappariées que les banques à charte canadiennes. Les institutions les plus appariées, aussi bien à court terme qu'à long terme, sont la Banque Royale du Canada et la Banque Toronto-Dominion. Les caisses populaires Desjardins sont les plus désappariées à court terme alors que la Banque Nationale du Canada s'avère être l'institution de dépôt la plus désappariée à long terme.

---

<sup>1</sup> Nous tenons à remercier M. Mauro-F. Malservisi, directeur de la Chaire de coopération Guy-Bernier, pour son aide et son appui tout au long de cette recherche.

## INTRODUCTION

La volatilité accrue des taux d'intérêt au cours des deux dernières décennies et les faillites subséquentes de plusieurs institutions financières ont contraint ces dernières à se prémunir contre les conséquences désastreuses des changements non anticipés des taux d'intérêt. Les institutions de dépôt ont été particulièrement affectées dans la mesure où l'intermédiation financière demeure leur source principale de profit. En effet, l'augmentation des taux d'intérêt peut contribuer à des pertes importantes si la valeur marchande des actifs des institutions de dépôt décroît plus rapidement que celle des passifs. Ce changement différentiel dans les valeurs marchandes a lieu quand les actifs de ces institutions sont moins sensibles aux taux d'intérêt que ne le sont les passifs.

Comme les taux d'intérêt sont devenus extrêmement volatils et ont atteint des niveaux sans précédent, le degré auquel réagissent les actifs et les passifs aux variations des taux d'intérêt, traduisant le degré d'exposition des institutions de dépôt, revêt une importance capitale. Parmi les mesures de cette exposition, figure l'écart d'appariement. Les institutions de dépôt reconnaissent l'importance de la gestion de l'écart d'appariement dans la réduction du risque de taux d'intérêt et l'amélioration de leur performance (Brewer, 1985). C'est en effet dans cette optique que la promotion de la gestion de l'écart d'appariement a été entreprise. Améliorer la performance sous-entend accroître les rendements pour un niveau de risque donné ou gérer le risque de façon optimale pour un niveau de rendement donné.

Plusieurs études sur l'appariement des actifs et des passifs ont été entreprises dans le but de stabiliser la marge bénéficiaire des institutions de dépôt en analysant l'impact d'une variation de taux d'intérêt à court terme sur cette dernière. C'est là un risque-revenu. Ces études ont aussi contribué à l'avènement des instruments financiers nécessaires à la gestion du risque de taux d'intérêt. Toutefois, très peu d'études ont analysé l'incidence d'une variation des taux d'intérêt à long terme sur les valeurs marchandes des actifs et des passifs, soit le risque-prix (voir Williams et Pfeifer (1982)). Somme toute, les études empiriques à ce sujet demeurent fort limitées en raison de la pénurie de données officielles dans ce domaine. Il y a donc lieu de pousser plus avant les recherches empiriques concernant l'appariement.

Cette recherche se propose donc de rectifier les déficiences des études empiriques en traitant simultanément les deux composantes du risque de taux d'intérêt: le risque-prix et le risque-revenu. Nous étudierons l'appariement de l'ensemble des caisses populaires et d'économie Desjardins ainsi que les six grandes banques à charte canadiennes, soit la Banque de Montréal, la Banque Nationale du Canada, la Banque de Nouvelle-Écosse, la Banque Canadienne Impériale de Commerce, la Banque Royale du Canada et finalement la Banque Toronto-Dominion. En dépit du fait que ces institutions ont intégré, depuis quelques années déjà, différents outils développés par les théories de l'appariement, il n'en reste pas moins qu'il y ait encore beaucoup à faire.

Pour ce faire, nous élaborons un modèle économétrique inspiré de celui présenté par Mitchell (1985). Ce modèle mesure les ajustements des revenus et des dépenses d'intérêt par 100 \$ d'actifs aux fluctuations des taux d'intérêt à court et à long terme. Une fois les équations de revenus et de dépenses d'intérêt par 100 \$ d'actifs estimées, nous analyserons le désappariement des institutions étudiées et isolerons par la suite les variables qui permettent le mieux de prévoir l'évolution de ces revenus et dépenses. Nous effectuerons par la suite des simulations de taux d'intérêt afin de déterminer leur impact sur la marge bénéficiaire desdites institutions. Cette étude débute par une revue de la littérature portant sur le risque de taux d'intérêt.

## **1. REVUE DE LA LITTÉRATURE**

En raison du caractère, somme toute empirique de notre étude, nous proposons dans cette partie une revue des études empiriques traitant de l'appariement. Ceci nous permettra d'élaborer le modèle économétrique que nous utiliserons lors de nos estimations. En voici les plus importantes.

### **1.A Étude de Maisel et Jacobson (1978)**

Maisel et Jacobson (1978) examinent le degré auquel les mouvements des taux d'intérêt peuvent influencer les revenus et les coûts d'intérêt des banques. Ces auteurs essaient de mesurer la façon dont les banques s'ajustent à ces changements. Ils démontrent que les revenus et les coûts d'intérêt s'ajustent mutuellement comme ils le devraient dans un marché compétitif. Par ailleurs, les vitesses d'ajustement sont lentes, particulièrement si l'on tient compte des rendements totaux.

Ces auteurs s'appuient, dans leur étude, sur les courbes de revenus et de coûts. Les estimations des revenus nets et des coûts nets d'intérêt sont basées sur des données comptables. Le modèle qui est à la base de ces estimations se résume dans les deux équations suivantes<sup>2</sup>:

$$\frac{R_i}{A_i} = \frac{b_0}{A_i} + b_1 \frac{A_{1i}}{A_i} + \dots + b_k \frac{A_{ki}}{A_i} + \frac{e_i}{A_i} \quad (1.1)$$

$$\frac{C_i}{A_i} = \frac{c_0}{A_i} + c_1 \frac{A_{1i}}{A_i} + \dots + c_k \frac{A_{ki}}{A_i} + c_{k+1} \frac{L_1}{A_i} + \dots + c_{k+j} \frac{L_{ji}}{A_i} + \frac{u_i}{A_i} \quad (1.2)$$

La première équation exprime les revenus bruts ( $R_i$ ) des actifs rémunérés de la banque  $i$  en relation avec la valeur aux livres de toutes les catégories  $k$  des actifs rémunérés ( $A_{ki}$ ). La seconde équation relie les dépenses d'opération ( $C_i$ ) à la valeur aux livres des différentes catégories d'actifs ( $A_{ki}$ ) et de passifs ( $L_{ji}$ ). Les coefficients des équations sont les estimations des revenus et des coûts bruts pour chaque type d'actif et de passif. La différence entre les revenus et les coûts d'un actif donné représente son rendement net.

Selon ces auteurs, les rendements nets d'une classe d'actifs diffèrent considérablement d'une année à l'autre, alors qu'ils sont semblables si l'on utilise une moyenne constituée de plusieurs années. Cette convergence des rendements nets a lieu en dépit de la divergence des revenus bruts d'intérêt. Il est question d'un ajustement à la marge des rendements, inspiré du modèle classique d'allocation des ressources.

Maisel et Jacobson essayent dans une deuxième partie d'utiliser des rendements au marché plutôt que des rendements comptables. Pour ce faire, ils utilisent la relation de base de Macaulay (1938) qui stipule que la valeur marchande de chaque classe d'actif change en accord avec la "durée" moyenne de la classe, multipliée par le changement du rendement des titres sans risque de durée semblable:

$$\frac{dP}{P} = -\frac{d(r)}{(1+r)} D \quad (1.3)$$

où  $D$  est la durée et  $r$  le taux d'intérêt ou le taux de rendement à l'échéance.

---

<sup>2</sup> L'on divise le terme d'erreur par la variable de taille pour tenir compte de l'hétéroscédasticité.

Les résultats de cette étude démontrent que les actifs ayant des risques et des variances élevés ont les rendements les plus faibles en raison de l'augmentation des taux d'intérêt, au cours de la période d'analyse, aussi bien à court terme qu'à long terme<sup>3</sup>. Finalement, ces auteurs démontrent que les rendements totaux sont corrélés négativement avec les durées des actifs<sup>4</sup>.

### 1.B Étude de Olson & Simonson (1982)

Olson et Simonson (1982) examinent l'utilisation implicite de la gestion des écarts d'appariement par un groupe de banques. Ils étudient les sources cycliques du comportement de la marge nette d'intérêt à travers les effets de volume, les effets de dosage des actifs et des passifs et les effets du "pouvoir financier", défini comme étant la proportion des actifs financée par les passifs non reliés. Cette marge représente la différence entre les revenus d'intérêt et les coûts d'intérêt, exprimée en pourcentage des actifs rémunérés moyens<sup>5</sup>.

Olson et Simonson définissent la marge nette d'intérêt comme suit:

$$MNI(\%) = \left( \frac{R}{AR} \right) - \left( \frac{C}{AR} \right) = \left( \frac{R}{AR} \right) - \left( \frac{C}{PR} \times \frac{PR}{AR} \right) \quad (1.4)$$

où  $R$  représente les revenus d'intérêt,  $C$  les coûts d'intérêt et  $AR$  ( $PR$ ) les actifs (passifs) reliés aux taux d'intérêt.

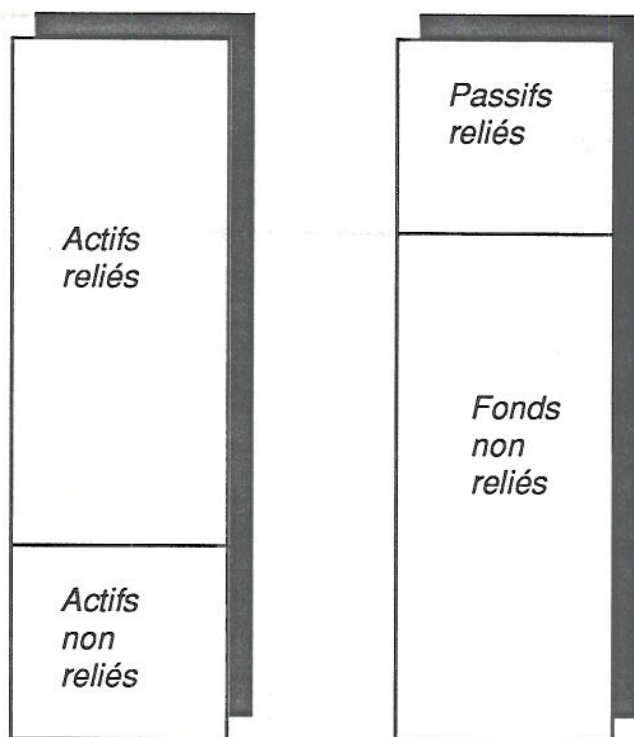
Les auteurs poursuivent en admettant certaines relations de financement au sein du bilan des banques. Ils supposent qu'une banque finance ses immobilisations, les autres actifs fixes et une partie de ses liquidités par des fonds propres. Ils supposent aussi qu'une portion des passifs non reliés finance l'excédent des comptes de liquidité. Le

<sup>3</sup> Mentionnons que la période étudiée, soit les années 1969 à 1975, a vu les taux d'intérêt augmenter à la suite du premier choc pétrolier.

<sup>4</sup> Ceci contredit à priori la théorie qui stipule que le rendement espéré est corrélé positivement avec les durées des actifs. En effet, plus une obligation a une longue durée, plus elle est risquée. Toutefois, il est à noter que la théorie ne se prononce que sur l'espérance mathématique du rendement et non sur les rendements réalisés, soit des rendements ex post, utilisés lors de la transposition empirique.

<sup>5</sup> Il ne faut pas confondre la marge nette d'intérêt et l'écart d'intérêt («spread»). Ce dernier représente la différence entre le taux de rendement des actifs rémunérés moyens et le coût des fonds, où les deux termes sont exprimés en pourcentage de leurs volumes respectifs. En ce qui a trait à la marge nette d'intérêt, elle représente la différence entre les revenus d'intérêt et les coûts d'intérêt, exprimée en pourcentage des actifs moyens.

surplus des passifs non reliés, que l'on notera  $PNR^1$ , et les passifs reliés financeront ensemble la totalité des actifs rémunérés. Ceci peut être schématisé comme suit:



**Figure 1.1** Décomposition des actifs et des passifs d'une institution de dépôt.

Autrement dit, la somme des passifs reliés et de l'excédent des passifs non reliés financeront la totalité des actifs rémunérés, soit:

$$AR = PR + PNR^1 \quad (1.5)$$

En substituant ce résultat dans l'équation (1.45), on obtient:

$$MNI(\%) = \frac{R}{AR} - \frac{C}{PR} \left( \frac{AR - PNR^1}{AR} \right) \quad (1.6)$$

$$\text{et } MNI(\%) = \left[ \frac{R}{AR} - \frac{C}{PR} \right] + \left( \frac{PNR^1}{AR} \times \frac{C}{PR} \right) \quad (1.7)$$

Le terme entre crochets représente l'écart moyen d'intérêt («spread»). Si les taux d'intérêt augmentent, le changement de l'écart d'intérêt («spread») sera négatif pour la banque

dont les passifs rémunérés sont plus sensibles aux variations de taux d'intérêt que ne le sont ses actifs.

Le "pouvoir financier", défini par ces auteurs comme étant le pourcentage des actifs d'une institution financé par l'excédent des fonds non reliés, est un facteur important dans la détermination de sa marge bénéficiaire. C'est ce ratio qui contribue aux variations de la marge bénéficiaire. En effet, les postes non reliés étant une source de fonds n'ayant pas de taux explicite, plus le pourcentage des actifs financé par l'excédent de ces fonds est important, plus les revenus nets d'intérêt le sont aussi.

Selon ces auteurs, il est clair que la direction d'un changement de l'écart d'intérêt n'indique pas nécessairement la direction de la marge nette d'intérêt. C'est le ratio du "pouvoir financier", qui est inéluctablement l'ingrédient le plus important de la sensibilité de la marge bénéficiaire aux variations de taux d'intérêt, combiné à un changement des rendements et des coûts d'intérêt qui contribuent à la variation de la marge nette d'intérêt. Ce ratio représente une source de désappariement inévitable<sup>6</sup>.

Olson et Simonson ont procédé à l'examen des mouvements des marges d'intérêt nettes par rapport aux taux du marché pour un échantillon de banques, en vue de s'assurer de la possibilité d'obtention d'une mesure de la sensibilité des actifs et des passifs. Leurs résultats stipulent que les banques ayant un écart d'appariement négatif font face à plus de contraintes dans le marché local en matière de croissance de leurs dépôts. Conséquemment, elles sont contraintes d'opter pour des stratégies basées sur les fonds achetés afin de satisfaire leur demande de prêts.

En régressant les variations de la marge nette d'intérêt sur les variations des ratios de dosage des actifs et de passifs, de volume et du "pouvoir financier", ces auteurs concluent que:

i) l'augmentation de la taille des actifs rémunérés est un facteur de sensibilité plus élevé pour les banques ayant un écart d'appariement positif au cours des sept années observées;

---

<sup>6</sup> C'est un écart d'appariement irréductible en raison de l'existence des fonds propres.

ii) pour ce qui est des banques ayant un écart d'appariement négatif, le réinvestissement des fonds venant à échéance semble être le facteur prépondérant de la sensibilité de la marge de ces banques;

iii) l'influence du "pouvoir financier" a été la plus élevée pour les années où les taux d'intérêt sont les plus hauts, en l'occurrence 1974 et 1979. Au cours de ces années, les institutions ayant des proportions élevées de dépôts avec opérations ont vu leur marge d'intérêt augmenter<sup>7</sup>. Ces marges ont semblé diminuer au cours des années 1975 et 1977, qui furent caractérisées par des niveaux de taux d'intérêt plus bas.

### 1.C Étude de Williams & Pfeifer (1982)

Williams et Pfeifer (1982) développent un modèle de moyennes mobiles qui utilise la durée, autrement dit l'élasticité du prix, en vue d'estimer le risque-prix d'un titre financier. Ce modèle estime les anticipations de taux d'intérêt sans risque et de rendement du marché, permettant ainsi de dériver les durées en termes d'anticipations du marché. L'analyse, basée sur les anticipations de croissance du prix d'un titre qui, à son tour, est fonction des anticipations de croissance du rendement du titre, est développée sur la base du concept de durée.

À partir du modèle d'évaluation du dividende, soit:

$$P_t = \frac{d_t(1+g)}{r_t - g} \quad (1.8)$$

où  $P_t$  est le prix de l'action en fin de période<sup>8</sup>,  $d_t$  le dividende par action versé durant la durée  $t$ ,  $g$  le taux de croissance des dividendes par action en fin de période et  $r_t$  le rendement requis par les investisseurs. En combinant les hypothèses qui sous-tendent cette formule, à savoir  $g$  et  $r_t$  constants, à la définition habituelle de la durée, ces auteurs dérivent la formule suivante:

$$D = \frac{1+r_t}{r_t - g} \quad (1.9)$$

---

<sup>7</sup> Ceci est normal car les dépôts avec opérations sont inclus dans le calcul du ratio du "pouvoir financier", en raison de la faiblesse de leur coût.

<sup>8</sup> Il est à noter que le calcul de la durée s'effectue en utilisant les rendements anticipés et non les rendements réalisés, en raison du fait que la durée concerne les flux monétaires futurs.

Le rendement au temps  $t$  reflète les anticipations des investisseurs quant au taux d'intérêt sans risque et au risque inhérent à la croissance du dividende. Il est par conséquent sensé être déterminé par les anticipations du taux sans risque et de taux de rendement comme suit:

$$r_t = \tilde{R}_{f,t+1} + \theta(\tilde{R}_{m,t+1} - \tilde{R}_{f,t+1}) \quad (1.10)$$

où  $\tilde{R}_{f,t+1}$  représente le taux sans risque anticipé à la période  $t+1$  prévu à la fin de la période  $t$ ,  $\tilde{R}_{m,t+1}$  le rendement du marché anticipé à la période  $t+1$  prévu à la fin de la période  $t$ ,  $\theta$  le facteur de réaction du marché par rapport au titre en question,  $\tilde{R}_{m,t+1} - \tilde{R}_{f,t+1}$  l'anticipation du rendement excédentaire par rapport au taux sans risque.

L'équation de la durée peut être réécrite en utilisant cette dernière formule:

$$D = \frac{1 + (1 - \theta)\tilde{R}_f + \theta\tilde{R}_m}{(1 - \theta)\tilde{R}_f + \theta\tilde{R}_m - g} \quad (1.11)$$

La durée est exprimée en termes du taux sans risque anticipé  $\tilde{R}_f$ , le rendement du marché  $\tilde{R}_m$ , le facteur de réaction  $\theta$  et le taux de croissance  $g$ .

Ces auteurs utilisent par la suite un modèle de moyennes mobiles afin de générer les valeurs anticipées des variables  $R_f$  et  $R_m$ , soit:

$$\begin{aligned} \tilde{R}_{f,t+1} &= R_f + \gamma_f(R_{f,t} - \tilde{R}_{f,t}) \\ \tilde{R}_{m,t+1} &= R_m + \gamma_m(R_{m,t} - \tilde{R}_{m,t}) \end{aligned} \quad (1.12)$$

où  $\tilde{R}_{f,t+1}$  et  $\tilde{R}_{m,t+1}$  représentent les anticipations à la fin de la période  $t$  pour la période  $t+1$ ,  $R_{f,t}$  et  $R_{m,t}$  sont les valeurs réalisées durant la période  $t$ , et  $\gamma_f$ ,  $\gamma_m$  les facteurs de réaction du taux sans risque et du rendement du portefeuille du marché respectivement.

En incorporant la formule de la durée à la formule ci-dessus, l'on obtient:

$$D = \frac{1 + (1 - \theta)\bar{R}_f + \theta\bar{R}_m + \gamma_f(1 - \theta)(R_{f,t} - \tilde{R}_{f,t}) + \gamma_m\theta(R_{m,t} - \tilde{R}_{m,t})}{(1 - \theta)\bar{R}_f + \theta\bar{R}_m + \gamma_f(1 - \theta)(R_{f,t} - \tilde{R}_{f,t}) + \gamma_m\theta(R_{m,t} - \tilde{R}_{m,t}) - g} \quad (1.13)$$

La relation entre  $D$ , la durée, et le prix peut être dérivée en utilisant celle entre  $g$  et  $P$ . En effet,

$$g = \frac{Pr - d}{P + d} \quad (1.14)$$

En substituant cette relation dans la formule de la durée, on obtient l'équation suivante:

$$D = \frac{1 + r}{r - \frac{Pr - d}{P + d}} \quad (1.15)$$

Par simplification, cette formule se réduit à:

$$D = 1 + \frac{P}{d} \quad (1.16)$$

Les résultats empiriques montrent que la majorité des estimations de  $\theta$  sont négatives alors que l'on s'attendait à des valeurs positives<sup>9</sup>. Les investisseurs devraient normalement exiger un taux de rendement plus élevé s'ils anticipent une augmentation du rendement du portefeuille de marché<sup>10</sup>. En effet, le taux de croissance anticipé des dividendes devrait normalement être relié positivement au rendement anticipé du portefeuille de marché, dans la mesure où les conditions économiques qui favorisent l'augmentation du taux de croissance du dividende, contribuent aussi à l'amélioration des anticipations de rendement en ce qui a trait au portefeuille de marché.

En conclusion, Williams et Pfeifer essaient de générer une alternative au bêta comme mesure du risque, sans y arriver toutefois. Leur contribution prend forme dans leur utilisation explicite de la durée comme mesure du risque-prix.

### 1.D Étude de Flannery (1983)

Flannery (1983) étudie empiriquement le degré de similitude entre les petites et les grandes banques en matière d'exposition au risque de taux d'intérêt. Il conclut que

---

<sup>9</sup> Nous pouvons expliquer ces valeurs négatives par l'absence d'une fonction explicite dans le modèle reliant le taux de croissance du dividende ( $g$ ) et le rendement du marché.

<sup>10</sup> Il est à noter que les rendements de certains titres financiers entretiennent une relation négative avec celui du portefeuille de marché.

les données ne supportent pas l'idée reçue qui veut que "les banques empruntent à court terme pour prêter à plus long terme".

Pour ce faire, Flannery utilise les revenus et les coûts comptables vu la contrainte des données disponibles. Il précise que les revenus (coûts) comptables réagissent aux changements des taux du marché avec un délai qui reflète l'échéance moyenne des actifs et des passifs formant le portefeuille de l'institution de dépôt, soit:

$$[R_t^+ - R_{t-1}] = \lambda [R_t^* - R_{t-1}] \quad (1.17)$$

où  $R_t$  représente le revenu d'opération courant au temps  $t$ ,  $R_t^+$  les taux au marché des actifs anciens qui ont atteint leur échéance et qui sont réinvestis,  $R_t^*$  le rendement cible de ces actifs et  $AT_t$ , l'actif total.

La structure de ce délai est spécifiée comme un ajustement partiel sur le plan empirique. L'équation appropriée pour ce processus d'ajustement est la suivante<sup>11</sup>:

$$\frac{R_t}{AT_{t-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 \left( \frac{R}{AT} \right)_{t-1} + \alpha_2 i_t + \alpha_3 \sigma_t^2 + \alpha_4 \left[ i_t \left( \frac{AT_t - AT_{t-1}}{AT_{t-1}} \right) \right] + \tilde{\varepsilon}_t \quad (1.18)$$

où  $R_t$  représente le revenu d'opération courant au temps  $t$ ,  $i_t$  le taux de rendement du marché,  $\sigma_t^2$  la variance périodique de  $i_t$  et  $AT_t$  l'actif total. Les quatre premiers termes tiennent compte de l'ajustement partiel standard des revenus au niveau qu'ils devraient atteindre si tous les fonds sont investis dans des actifs rapportant le taux courant du marché. Le cinquième terme, quant à lui, introduit le rendement des nouveaux actifs.

Les coûts d'opération sont définis de façon similaire:

$$\frac{C_t}{AT_{t-1}} = \beta_0 + \beta_1 \left( \frac{C}{AT} \right)_{t-1} + \beta_2 i_t + \beta_3 \sigma_t^2 + \beta_4 \left[ i_t \left( \frac{AT_t - AT_{t-1}}{AT_{t-1}} \right) \right] + \tilde{\mu}_t \quad (1.19)$$

<sup>11</sup> Cette équation a été élaborée dans un article précédent de cet auteur. Dans cet article, Flannery développe une méthode d'estimation des échéances moyennes des actifs et des passifs des banques. Cet auteur teste des modèles par régression afin de déterminer si les fluctuations des taux d'intérêt du marché ont un impact significatif sur la profitabilité des banques. Il conclut qu'effectivement les banques se sont prémunies contre le risque de taux d'intérêt en assemblant des portefeuilles d'actifs et de passifs d'échéances moyennes similaires.

Les revenus de l'institution de dépôt répondent à un changement permanent du niveau des taux du marché avec un délai qui reflète les vitesses d'ajustement des actifs et des passifs  $(\alpha_1, \beta_1)$  et l'impact initial des taux du marché sur le rendement de ses actifs et passifs  $(\alpha_2, \beta_2)$ . La variation cumulative des revenus d'opération, sur une période de longueur  $T$ , suivant un changement permanent des taux du marché s'écrit comme suit:

$$\sum_{t=0}^T [\alpha_2 \alpha_1^t - \beta_2 \beta_1^t] \quad (1.20)$$

Lorsque  $t$  tend vers l'infini, ceci devient:

$$\left[ \left( \frac{\alpha_2}{1 - \alpha_1} \right) - \left( \frac{\beta_2}{1 - \beta_1} \right) \right] \quad (1.21)$$

Si les revenus convergent de façon monotone vers cette valeur à long terme, l'équation (1.62) fournit la borne supérieure de l'impact d'une variation des taux d'intérêt du marché sur les revenus d'intérêt pour une période donnée.

Finalement, Flannery spécifie le même ajustement partiel pour les revenus nets d'intérêt<sup>12</sup>:

$$\frac{RNI_t}{AT_{t-1}} = \gamma_0 + \gamma_1 \left( \frac{RNI}{AT} \right)_{t-1} + \gamma_2 i_t + \gamma_3 \sigma_t^2 + \gamma_4 \left[ \left( \frac{AT_t - AT_{t-1}}{AT_{t-1}} \right) \right] + \tilde{v}_t \quad (1.22)$$

La réaction à long terme des revenus nets d'intérêt à un changement des taux du marché offre, aux dires de cet auteur, une mesure alternative de l'exposition au risque de taux d'intérêt:

$$\frac{\gamma_2}{1 - \gamma_1} \quad (1.23)$$

Les résultats de cette étude démontrent que la variabilité des taux du marché n'a qu'un effet minime sur la marge bénéficiaire des institutions de dépôt et que les marges des grandes banques sont affectées directement par le niveau des taux d'intérêt du marché. En outre, la contribution la plus importante de cet article est que l'hypothèse qui

<sup>12</sup> Ce modèle se plie au processus d'ajustement des variables observées aux variables désirées, tel que proposé par Koyck. Pour le lecteur intéressé, voir Johnston (1972) chapitre 10.

stipule que les banques sont actives dans la gestion du risque par l'appariement ne peut être rejetée pour une grande majorité de l'échantillon étudié. En effet, l'appariement par échéancier correspond à des estimations statistiquement différentes des valeurs de  $\alpha_1$  et de  $\beta_1$ . Les coefficients estimés sont statistiquement indifférenciables pour 63 % des banques étudiées. Une proportion de 28% des banques restantes ont des actifs d'échéances implicites significativement plus courtes. Parmi les banques qui ont des échéances d'actifs et de passifs différentes, 77% prêtent pour une échéance inférieure à celle de leurs emprunts.

Selon la conclusion empirique de Flannery, les banques, en tant que groupe, sont exposées à un risque de taux d'intérêt substantiel. Certaines banques peuvent choisir de subir un tel risque. Toutefois, la plupart des banques jouissent d'un choix important d'éléments d'actifs et de passifs qui leur permettent d'immuniser leurs marges de façon significative<sup>13</sup>. Les fluctuations notées dans le court terme ne sont pas menaçantes pour la viabilité et la profitabilité des banques à long terme.

#### Étude de Flannery & James (1984)

Flannery et James (1984) essaient de déduire les échéances effectives des postes du bilan ayant des dates de renégociation de taux ambiguës (dépôts à vue, dépôt d'épargne véritable, certificats de dépôt de détail et comptes de liquidité). Ceci est dû en majeure partie à l'importance des proportions de ces postes dans le bilan des institutions de dépôt et, ce faisant, à l'importance des échéances effectives de ces derniers dans l'évaluation de l'exposition desdites institutions au risque de taux d'intérêt.

Pour ce faire, ces auteurs estiment la sensibilité au rendement des actions d'une institution de dépôt en utilisant le modèle qui suit:

$$\tilde{R}_{jt} = \beta_{0j} + \beta_{mj} \tilde{R}_{mt} + \beta_{lj} \tilde{R}_{lt} + \tilde{\epsilon}_{jt} \quad (1.24)$$

où  $\tilde{R}_{jt}$  est le rendement sur les actions de la  $j^{\text{ème}}$  banque à la période  $t$ ,  $\tilde{R}_{mt}$  le rendement d'un portefeuille pondéré également d'actions à la période  $t$ , et  $\tilde{R}_{lt}$ , le rendement d'un indice d'obligations sans risque, d'échéance constante.

---

<sup>13</sup> L'intermédiation financière constitue un outil d'immunisation en vertu de la corrélation positive entre les taux d'intérêt des actifs et ceux des passifs. Voir l'article de Santomero (1984) à ce sujet.

Ces auteurs testent par la suite les postes du bilan dont l'échéance effective est incertaine. En effet, il n'est pas toujours évident de préciser à quelle catégorie certaines rubriques du bilan appartiennent, à savoir si leur échéance est inférieure ou supérieure à un an. Cette ambiguïté est due aux imperfections du marché qui peuvent, dans certains cas, rendre l'offre de certains titres financiers insensible aux fluctuations des taux d'intérêt. Parmi eux figurent les dépôts à vue, le dépôt d'épargne véritable, les certificats de dépôt inférieur à 100000 \$ et les comptes de liquidité. Selon Flannery et James, ces rubriques représentent 40,2% des actifs totaux des institutions de dépôt, faisant en sorte que la mesure des écarts d'appariement est extrêmement sensible à l'évaluation de leurs échéances véritables. L'équation utilisée en vue de tester ces éléments du bilan se définit comme suit:

$$\tilde{\beta}_{ij} = \alpha_0 + \alpha_1 \left( \frac{A_{CT}}{FP} \right)_j + \alpha_2 \left( \frac{DD}{FP} \right)_j + \alpha_3 \left( \frac{DDR}{FP} \right)_j + \alpha_4 \left( \frac{TD}{FP} \right)_j + \alpha_5 \left( \frac{CASH}{FP} \right)_j + \tilde{\varphi}_j \quad (1.25)$$

où  $A_{CT}$  représente les actifs nets sujets à réévaluation à l'intérieur d'une période d'un an,  $FP$  les fonds propres de l'institution de dépôt,  $DD$  les dépôts à vue,  $DDR$  les dépôts d'épargne réguliers,  $TD$  le temps jusqu'à l'échéance des dépôts de valeur inférieure à 100 000 \$,  $CASH$  la somme de l'encaisse et des effets en voie de compensation.

Cette formule a permis de tester les hypothèses suivantes:

- i) les dépôts à vue ont une échéance effective égale à celle des actifs nets sujets à réévaluation à l'intérieur d'une période d'un an ( $\alpha_2 = -\alpha_1$ );
- ii) la somme de l'encaisse et des effets en voie de compensation a une échéance effective égale à celle des actifs nets sujets à réévaluation à l'intérieur d'une période d'un an ( $\alpha_5 = \alpha_1$ );
- iii) les dépôts d'épargne réguliers ont une échéance effective égale à celle des actifs nets sujets à réévaluation à l'intérieur d'une période d'un an ( $\alpha_3 = -\alpha_1$ );
- iv) le temps jusqu'à l'échéance des dépôts de valeur inférieure à 100000 \$ a une échéance effective égale à celle des actifs nets sujets à réévaluation à l'intérieur d'une période d'un an ( $\alpha_4 = -\alpha_1$ );

v) tous les postes ayant une échéance incertaine ont une échéance effective égale à celle des actifs nets sujets à réévaluation à l'intérieur d'une période d'un an ( $-\alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = -\alpha_5$ );

vi) tous les postes ayant une échéance incertaine ont une échéance effective égale, soit celle des actifs et des passifs omis ( $\alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = \alpha_5 = 0$ ).

Les résultats de cette étude se résument comme suit:

i) comme prévu, la variable  $A_{CT}$  a un signe significativement négatif à chacune des mesures de sensibilité au taux d'intérêt bien que tous les autres coefficients du bilan ne soient pas significativement différents de zéro;

ii) les variables  $DD$ ,  $DDR$  et  $TD$  ont des échéances différentes de celle de la variable  $A_{CT}$ . Pour ce qui est de la variable  $CASH$ , l'évidence est moins concluante;

iii) les résultats rejettent l'hypothèse  $H_5$  alors qu'ils confirment l'hypothèse  $H_6$ . En somme, le marché semble évaluer les postes du bilan dont l'échéance est incertaine comme si leur échéance effective excède celle des actifs nets sujets à réévaluation à l'intérieur d'une période d'un an ( $A_{CT}$ ).

### 1.E Étude de Mitchell (1985)

Mitchell (1985) développe un modèle qui examine la vulnérabilité des institutions de dépôt au risque de taux d'intérêt. Ce modèle estime le risque-revenu et le risque-prix qui représentent les deux composantes du risque de taux d'intérêt. En estimant la vulnérabilité des institutions de dépôt au risque de taux d'intérêt au cours des périodes 1976-79 et 1980-83, Mitchell analyse l'adaptation de ces dernières à la volatilité grandissante des taux d'intérêt et à la déréglementation des marchés financiers. Cet auteur conclut que les institutions financières ont modifié leurs stratégies de gestion de portefeuille après 1979 et que l'exposition totale au risque de taux d'intérêt demeure négligeable.

Mitchell subdivise les portefeuilles d'actifs et de passifs en deux parties: le premier comprend les postes à court terme, le second, les postes à long terme. Les composantes à court terme de chaque portefeuille comprennent les éléments qui sont sujets à une renégociation à court terme et ceux dont la date de renégociation est plus longue, mais

qui sont sujets à des réévaluations fréquentes, selon les fluctuations des taux du marché. Les flux monétaires générés par les composantes à court terme sont hautement corrélés aux taux du marché courants, plus particulièrement ceux à court terme, et leurs valeurs marchandes sont relativement insensibles aux fluctuations non anticipées des taux d'intérêt. Pour ce qui est des composantes à long terme, elles comprennent les instruments à taux fixes et les instruments à taux variables dont les taux sont ajustés occasionnellement. Les flux monétaires générés par ces composantes sont fonction des taux d'intérêt à moyen et long terme courants et passés, et leurs valeurs marchandes sont relativement sensibles aux fluctuations des taux d'intérêt.

Pour ce faire, cet auteur exprime les flux monétaires générés par les deux portefeuilles (à court et à long terme) comme suit:

$$\begin{aligned} REV_t &= r_{A_{ln}} a_t A_t + r_{A_{ct}} (1 - a_t) A_t \\ DEP_t &= r_{P_{ln}} b_t L_t + r_{P_{ct}} (1 - b_t) L_t \end{aligned} \quad (1.26)$$

où  $REV_t$ , ( $DEP_t$ ) représente les revenus (dépenses) d'intérêt bruts,  $r_{A_{ln}}$  ( $r_{P_{ln}}$ ) les rendements des composantes à long terme du portefeuille des actifs (passifs), ( $r_{P_{ct}}$ ) les rendements des composantes à court terme du portefeuille des actifs (passifs),  $a_t$ , ( $b_t$ ) la proportion des composantes à long terme du portefeuille d'actif (passif);

$$\begin{aligned} a_t &\geq 0 \\ b_t &\leq 1 \end{aligned} \quad (1.27)$$

et  $A_t$ ,  $L_t$  représentent respectivement les actifs moyens et la somme des passifs et du capital moyens ( $A_t = L_t$ ).

Le premier terme de la partie droite des deux équations représente les flux monétaires générés par les composantes du portefeuille de long terme; le second, lui, représente ceux associés aux composantes de court terme.  $REV_t$ ,  $DEP_t$ ,  $A_t$  et  $L_t$  sont des variables observables.  $a_t$  et  $b_t$  sont des variables non observables et  $r_{A_{ln}}$ ,  $r_{P_{ln}}$ ,  $r_{A_{ct}}$  et  $r_{P_{ct}}$  sont des variables non observables qui reflètent les décisions de l'institution de dépôt en matière d'investissement.  $a_t$  et  $b_t$  sont supposés constants, et leurs valeurs sont assujetties à des estimations.  $r_{A_{ct}}$  et  $r_{P_{ct}}$  sont mesurés par le taux, au marché, à court terme courant ( $r_{CT}$ ). Quant à  $r_{A_{ln}}$  et  $r_{P_{ct}}$ , ils sont approximés, en émettant certaines hypothèses, selon le taux du marché à long terme  $r_{LT}$ , par:

$$r_{A_{LT}} = \sum_1^N q_n r_{LT, n+1} \quad (1.28)$$

$$r_{P_{LT}} = \sum_1^M s_m r_{LT, m+1}$$

$$\text{où } \sum_1^N q_n = \sum_1^M s_m = 1 \quad (1.29)$$

Ces hypothèses sont les suivantes:

- i) les proportions des composantes à long terme des portefeuilles d'actifs et de passifs qui sont renégoiés à chaque période sont constantes;
- ii) les acquisitions nettes des composantes à long terme sont assujetties aux pondérations définies comme suit:

$$q_n = \frac{(1-g)g^{n-1}}{(1-g^N)} \quad (1.30)$$

$$g = [1 - (1-d)c]f$$

et

$$s_m = \frac{(1-g)g^{m-1}}{(1-g^M)} \quad (1.31)$$

$$g = [1 - (1-j)i]p$$

où  $c$  ( $i$ ) représente la proportion des actifs (passifs) à long terme négociés à chaque période;  $d$  ( $j$ ) la proportion moyenne d'une période où les actifs (passifs) à long terme sujets à renégociation procurent leurs anciens rendements, c-à-d les rendements non encore renégoiés;  $f$  ( $p$ ) la proportion des actifs (passifs) à long terme acquis avant le début de la période courante et  $N$  et  $M$  le nombre des taux d'intérêt dans la moyenne mobile incluant le taux de la période courante.

Le modèle de base suivant représente la contrepartie opérationnelle des équations de  $REV_t$  et de  $DEP_t$ , soit:

$$\begin{aligned}
REVM_t &= a_1 + a_2 \left( \sum_1^N q_n r_{LT_{t-n+1}} \right) + a_3 r_{CT} + w_t \\
DEPM_t &= b_1 + b_2 \left( \sum_1^M s_m r_{LT_{t-m+1}} \right) + b_3 r_{CT} + v_t
\end{aligned}
\tag{1.32}$$

où

$$\begin{aligned}
REVM_t &= 100 \times \frac{REV_t}{A_t} \\
DEPM_t &= 100 \times \frac{DEP_t}{L_t}
\end{aligned}
\tag{1.33}$$

et  $w_t$  et  $v_t$  sont les termes d'erreur.

Les variables de taux d'intérêt sont exprimées en pourcentage. Les termes constants  $a_1$  et  $b_1$  captent, d'une part, les influences qui peuvent biaiser les estimations des autres paramètres et d'autre part, les effets qui résultent du fait que certaines composantes du bilan des institutions de dépôt ne peuvent pas être facilement classifiées dans le court ou le long terme. Modifier les portefeuilles utilisés pour tenir compte des composantes non reliées a deux effets sur les paramètres du modèle ainsi que leurs estimations:

- i)  $a_2 + a_3 \leq 1$  et  $b_2 + b_3 \leq 1$  au lieu de l'égalité stricte;
- ii)  $a_3 = b_3$  n'implique plus  $a_2 = b_2$  et vice versa.

Les tests statistiques basés sur les estimations du modèle de Mitchell démontrent l'évidence de l'exposition des institutions de dépôt au risque de taux d'intérêt. Selon cet auteur, une institution est immunisée contre le risque-revenu si:

$$a_3 = b_3^{14} \tag{1.34}$$

Une condition encore plus précise d'immunisation contre le risque-revenu est :

$$a_3 + a_2 q_1 = b_3 + b_2 s_1 \tag{1.35}$$

---

<sup>14</sup> Cette condition équivaut à un écart d'appariement nul.

en raison du fait que même les instruments qui échoient à long terme peuvent aussi être une source de risque-revenu. En ce qui a trait au risque-prix, une institution de dépôt est immunisée si<sup>15</sup>:

$$a_2 = b_2$$

$$\text{et} \quad (1.36)$$

$$q_n = s_m \quad \forall n = m$$

Mitchell aborde par la suite les changements que peuvent effectuer les institutions de dépôt en vue de faire face au risque de taux d'intérêt. L'auteur identifie trois changements possibles: 1) modifier les proportions relatives aux composantes à court et à long terme, 2) modifier les compositions des rubriques à long terme, 3) procéder simultanément aux deux modifications précédentes.

L'auteur modélise le premier changement en introduisant des variables auxiliaires dans le modèle de base, soit:

$$REVM_t = a_1 + \left( a_2 + a_2' z_t \right) \left( \sum_1^N q_n r_{LT_{t-n+1}} \right) + \left( a_3 + a_3' z_t \right) r_{CT_t} + u_t \quad (1.37)$$

$$DEPM_t = b_1 + \left( b_2 + b_2' z_t \right) \left( \sum_1^N s_m r_{LT_{t-m+1}} \right) + \left( b_3 + b_3' z_t \right) r_{CT_t} + v_t$$

où

$$\begin{aligned} z_t &= 0 \text{ entre } 1976.1 \text{ et } 1979.2 \\ z_t &= 1 \text{ entre } 1980.1 \text{ et } 1983.2 \end{aligned} \quad (1.38)$$

Comme définie, la variable  $z_t$  contribue à décaler les estimations des paramètres après 1979, année caractérisée par la grande volatilité des taux d'intérêt et l'accélération du mouvement de déréglementation. Pour une première approximation, une institution de dépôt est immunisée contre le risque-revenu à la première période si:

$$a_3 = b_3 \quad (1.39)$$

<sup>15</sup> Cette condition équivaut à un écart de durée nul.

À la seconde période, cette condition devient:

$$a_3 + a_3' = b_3 + b_3' \quad (1.40)$$

En ce qui concerne la condition d'immunisation contre le risque-prix à la première période, elle se résume à:

$$a_2 = b_2$$

et

$$(1.41)$$

$$q_n = s_m \quad \forall n = m$$

Dans la deuxième période, l'on retrouve la condition suivante:

$$a_2 = a_2', b_2 = b_2'$$

et

$$(1.42)$$

$$q_n = s_m \quad \forall n = m$$

Modéliser le deuxième type de changement requiert la modification des approximations des rendements des composantes à long terme,  $r_{A_{LT}}$  et  $r_{P_{LT}}$ . Les compositions des rubriques à long terme sont reflétées dans les pondérations  $q_n$  et  $s_m$  utilisées dans la définition de  $r_{A_{LT}}$  et  $r_{P_{LT}}$ . Conséquemment, tout changement dans ces rubriques peut être modélisé en définissant de nouvelles variables de rendement,  $r'_{A_{LT}}$  et  $r'_{P_{LT}}$ . Finalement, le modèle qui traite dudit changement se présente comme suit:

$$REVM_t = a_1 + a_2 r'_{A_{LT}} + a_3 r_{CT} + w_t$$

$$DEPM_t = b_1 + b_2 r'_{P_{LT}} + b_3 r_{CT} + v_t \quad (1.43)$$

où

$$r'_{A_{LT}} = \sum_1^N q_n r_{LT, n+1} \quad \text{entre 1976.1 et 1979.2}$$

$$r'_{P_{LT}} = \sum_1^{N'} q'_n r'_{LT, n+1} \quad \text{entre 1980.1 et 1983.2} \quad (1.44)$$

et  $r'_{P_{Ln}}$  est définie d'une façon analogue à  $r'_{A_{Ln}}$ . Une institution de dépôt est immunisée contre le risque-prix à la première période si:

$$a_2 = b_2$$

$$\text{et} \quad (1.45)$$

$$q_n = s_m \quad \forall n = m$$

et à la seconde période si:

$$a_2 = b_2$$

$$\text{et} \quad (1.46)$$

$$q'_n = s'_m \quad \forall n = m$$

Pour une première approximation, une institution de dépôt est immunisée contre le risque-revenu au cours des deux périodes si:

$$a_3 = b_3. \quad (1.47)$$

Le troisième type de changement peut être modélisé en introduisant à la fois les variables auxiliaires et les nouvelles variables de rendement dans le modèle de base:

$$REVM_t = a_1 + (a_2 y_t + a'_2 z_t) r'_{A_{Ln}} + (a_3 y_t + a'_3 z_t) r_{CT_t} + w_t \quad (1.48)$$

$$DEPM_t = b_1 + (b_2 y_t + b'_2 z_t) r'_{P_{Ln}} + (b_3 y_t + b'_3 z_t) r_{CT_t} + v_t$$

où

$$\begin{aligned} y_t &= 0 \text{ entre } 1976.1 \text{ et } 1979.2 \\ y_t &= 1 \text{ entre } 1980.1 \text{ et } 1983.2 \end{aligned} \quad (1.49)$$

et où  $z_t$ ,  $r'_{A_{Ln}}$  et  $r'_{P_{Ln}}$  sont définis comme précédemment.

Pour une première approximation, une institution de dépôt est immunisée contre le risque-revenu à la première période si elle obéit à la condition précédente, soit:

$$a_3 = b_3 \quad (1.50)$$

et à la deuxième période si:

$$a'_3 = b'_3 \quad (1.51)$$

Une institution de dépôt est immunisée contre le risque-prix à la première période si:

$$a_2 = b_2$$

et

$$(1.52)$$

$$q_n = s_m \quad \forall n = m$$

et à la deuxième période si:

$$a_2 = b_2$$

et

$$(1.53)$$

$$q'_n = s'_m \quad \forall n = m$$

Les données de l'étude proviennent des bilans semestriels des banques de juin 1976 à décembre 1983. Les variables dépendantes,  $REVM_t$  et  $DEPM_t$ , sont respectivement les revenus d'intérêt annualisés en pourcentage des actifs moyens et les dépenses d'intérêt annualisées en pourcentage des passifs totaux moyens (passifs plus capital). Les revenus d'intérêt incluent les revenus exemptés d'impôt, exprimés sur une base d'impôt équivalente. Le taux du marché à court terme  $r_{CT}$ , a été mesuré par trois taux différents: le taux des fonds fédéraux et les taux des bons du Trésor de 3 et 6 mois. À cet effet, les résultats des estimations ont été légèrement affectés par le choix de ces mesures. Aussi, le taux des fonds fédéraux et celui des bons du Trésor de 6 mois ont-ils produit de meilleures estimations. En ce qui a trait au taux du marché à long terme  $r_{LT}$ , il a été mesuré par les taux des bons du trésor de 1 an et les taux des obligations gouvernementales de 3 et 5 ans. Ces taux ont été combinés avec un ensemble de pondérations en vue de définir les taux  $r_{Act}$  et  $r_{Pct}$ .

$d$  et  $j$ , étant respectivement les proportions moyennes d'une période où les actifs et les passifs à long terme sujets à renégociation procurent les rendements non encore

renégociés, ont été fixés à 0.5, impliquant ainsi que les actifs et les passifs sont renégociés à l'intérieur d'une période de 6 mois.  $(1-f)$  et  $(1-p)$  mesurent le taux de croissance des composantes à long terme des portefeuilles d'actifs et de passifs respectivement. En supposant des niveaux d'investissements constants dans le temps, ils représentent aussi les taux de croissance des actifs et des passifs totaux. Mitchell donne à  $c$  et à  $i$ , les proportions des actifs et des actifs à long terme négociés à chaque période, trois valeurs chacune. Ces valeurs ont été établies à 0.1, 0.16 et 0.5, ce qui implique que les instruments des composantes à long terme sont remplacés complètement à tous les 5 ans, 3 ans et 1 an respectivement.  $N-1$  et  $M-1$  sont les nombres des taux d'intérêt retardés dans les approximations. Étant donné que les données sont semi-annuelles, les valeurs de  $N$  et  $M$  de 11, 7 et 3 sont cohérents avec les remplacements ayant lieu dans 5 ans, 3 ans et 1 an respectivement. Ces valeurs servent à la détermination des pondérations  $q_n$  et  $s_m$ , qui combinées avec les trois mesures mentionnées précédemment, donnent les estimations des taux  $r_{Actn}$ ,  $r'_{Actn}$ ,  $r_{Pcn}$  et  $r'_{Pcn}$ .

Dans le modèle de base et celui du changement des proportions, l'obligation de 3 ans et l'hypothèse que les portefeuilles à long terme sont complètement remplacés tous les trois ans, produisent les meilleurs estimations. Dans les deux autres modèles, les estimations les plus précises sont obtenues en introduisant, dans la première période, le taux de l'obligation de 5 ans et l'hypothèse que les composantes à long terme sont remplacées tous les cinq ans; à la deuxième période, le taux de l'obligation de 3 ans et l'hypothèse que les portefeuilles à long terme sont remplacés tous les trois ans. Finalement, selon Mitchell, les résultats des estimations se sont avérés insensibles quant au choix des valeurs de  $f$  et de  $p$ .

Les estimations des paramètres sont hautement significatives et ont les amplitudes et les signes anticipés. Cette étude s'est soldée par les résultats suivants:

- i) les composantes non reliées sont plus importantes dans le portefeuille des passifs que dans celui des actifs<sup>16</sup> ( $c$ -à-d,  $1-b_2-b_3 > 1-a_2-a_3$ );
- ii) les modèles estimés suggèrent que les grandes banques ont changé la composition de leurs portefeuilles après 1979;

---

<sup>16</sup> Ce résultat est plausible quand on sait qu'une proportion significative des passifs fournissent un rendement qui est relativement indépendant de celui du marché.

iii) les modèles qui sous-tendent le changement des compositions des portefeuilles produisent des équations avec des erreurs standardisées minimales et une meilleure statistique Durbin-Watson, comparativement au modèle de base. Ceci traduit le fait que les estimations fournies par ces modèles correspondent bien aux données utilisées.

iv) dans le modèle de changement des proportions, les paramètres  $a'_2$ ,  $b'_2$ ,  $a'_3$  et  $b'_3$  sont statistiquement significatifs à un niveau de confiance d'au moins 95%; ce qui traduit un changement dans les proportions d'un portefeuille donné allouées à une composante donnée.

v) le test de Fisher, appliqué au modèle de changement à la fois des proportions et de la composition, révèle que l'hypothèse qui stipule que la proportion d'un portefeuille allouée à une composante donnée est constante entre 1976 et 1983 est rejetée d'une façon significative;

vi) les modèles qui supposent un changement dans la composition des portefeuilles indiquent le rapprochement des dates de renégociation des taux des portefeuilles d'actifs et de passifs après 1979;

vii) avant 1980, les grandes institutions de dépôt ont fait face à une exposition au risque-revenu en raison des tailles différentes des composantes de leur portefeuille à court terme<sup>17</sup>;

viii) avant 1980, les institutions de taille moyenne ont fait face à une exposition au risque-prix<sup>18</sup> et, par le fait même, au risque-revenu<sup>19</sup>;

ix) avant 1980, les institutions de dépôt de petite taille n'ont pas fait face à une exposition au risque de taux d'intérêt selon le modèle de changement des proportions; toutefois, elles ont fait face au risque-revenu d'après le modèle de changement à la fois des proportions et de la composition<sup>20</sup>;

---

17 L'hypothèse  $a_3 = b_3$  et  $a_3 + a_2q_1 = b_3 + b_2s_1$  est rejetée.

18 L'hypothèse  $a_2 = b_2$  est rejetée.

19 L'hypothèse  $a_3 = b_3$  et  $a_3 + a_2q_1 = b_3 + b_2s_1$  est rejetée même si l'hypothèse  $a_3 = b_3$  ne l'est pas.

20 L'hypothèse  $a_3 + a_2q_1 = b_3 + b_2s_1$  est rejetée.

x) après 1980, les grandes institutions ont éliminé leur exposition au risque-revenu en augmentant la proportion du portefeuille de passifs dans les composantes à court terme<sup>21</sup>, alors que les institutions de taille moyenne n'ont pas réussi à réduire leur exposition au risque de taux d'intérêt<sup>22</sup>;

xi) la marge d'intérêt nette est affectée par l'augmentation non anticipée des taux d'intérêt<sup>23</sup>

En somme, les résultats de cette étude confirment le fait que les banques sont bien immunisées contre le risque de taux d'intérêt. Les banques de toute taille sont exposées à l'une ou aux deux composantes de ce risque au cours de la période 1976-83. Toutefois, le degré de vulnérabilité aux taux d'intérêt est jugé minime. Cette conclusion tient en dépit de la volatilité grandissante du milieu financier due au changement des procédures et de la réglementation.

Ce modèle est très intéressant dans la mesure où il tient compte à la fois du risque-revenu et du risque-prix. Nous nous inspirons de ce modèle pour fins d'élaboration de notre modèle économétrique dans la section qui suit.

## 2. MÉTHODOLOGIE DE L'ÉTUDE

En conformité avec nos développements antérieurs et dans le but d'enrichir les études empiriques ayant trait à l'appariement, nous proposons un modèle pour rendre compte des variations des revenus et des dépenses d'intérêt des institutions de dépôt. Ce modèle s'apparente grandement à celui proposé par Mitchell (1985). Nous observerons à la fois le degré d'exposition des institutions de dépôts au risque-revenu et au risque-prix en analysant l'ajustement des revenus et des dépenses d'intérêt aux fluctuations des taux d'intérêt à court et à long terme. Après avoir circonscrit notre échantillon, nous exposerons notre modèle ainsi que les techniques statistiques utilisées.

---

<sup>21</sup> Les hypothèses  $a_3 = b_3 + b'_3$  et  $a'_3 = b'_3$  ne peuvent pas être rejetées.

<sup>22</sup> Les hypothèses  $a_2 + a'_2 = b_2 + b'_2$  et  $a_3 + a'_3 + q_1(a_1 + a'_1) = b_3 + b'_3 + s_1(b_2 + b'_2)$ ,  $a'_2 = b'_2$  et  $a'_3 + a'_2 q'_1 = b'_3 + b'_2 s'_1$  sont rejetées.

<sup>23</sup> Pour ce faire, Mitchell a procédé à l'analyse de la sensibilité de l'écart ( $REV_t - DEP_t$ ) au changement des taux d'intérêt.

## 2.1 Échantillon:

Les données utilisées pour fins d'analyse empirique sont trimestrielles et s'étirent du premier trimestre de 1983 au quatrième trimestre de 1992. Pour ce qui concerne les banques à charte, ces données proviennent d'une part, des états des résultats trimestriels publiés dans la revue de l'Association des banquiers canadiens, et d'autre part, des bilans mensuels publiés dans la Gazette officielle du Canada, bilans qui ont été ensuite transformés en bilans trimestriels. À titre d'exemple, le bilan du premier trimestre a été établi en effectuant les moyennes des bilans publiés à la fin des mois d'octobre, novembre, décembre et janvier<sup>24</sup>.

Par ailleurs, les données ayant trait au mouvement Desjardins nous ont été fournies par la Confédération des caisses populaires et d'économie Desjardins du Québec. Ces données proviennent des bilans et des états des résultats trimestriels de l'ensemble des caisses populaires et des caisses d'économie Desjardins. Finalement, les taux d'intérêt et le produit intérieur brut (PIB) sont issus de Statistique Canada et de la Banque du Canada.

## 2.2 Modèle:

Le modèle que nous proposons est le suivant:

$$REV = \alpha_0 + \alpha_1 r_{CT} + \sum_{i=0}^n \alpha_i r_{LT_{t-i}} + \alpha_3 \frac{PH}{A_T} + \alpha_4 \frac{PF}{A_T} + \alpha_5 C + Dum + \varepsilon \quad (2.1)$$

$$DEP = \beta_0 + \beta_1 r_{CT} + \sum_{i=0}^n \alpha_i r_{LT_{t-i}} + \beta_3 \frac{DAT}{D_T} + \beta_4 \frac{PF}{A_T} + \beta_5 C + \beta_6 RAI + Dum + \varepsilon \quad (2.2)$$

où  $REV$  représente les revenus d'intérêt par 100 \$ d'actifs,  $r_{CT}$  le taux d'intérêt à court terme,  $r_{LT}$  le taux d'intérêt à long terme,  $PH$  les prêts hypothécaires,  $A_T$  les actifs totaux,  $PF$  le ratio du pouvoir financier<sup>25</sup>,  $C$  la variable cyclique,  $Dum$  la variable auxiliaire

<sup>24</sup> L'année financière des banques débute le premier novembre. Pour le premier trimestre, nous introduisons également le mois d'octobre car les résultats financiers du trimestre se sont accumulés du début de novembre jusqu'à la fin de janvier. Comme nous rapportons ces résultats aux données du bilan, celles-ci doivent inclure le mois d'octobre pour des fins de cohérence. Et ainsi de suite pour les autres trimestres.

<sup>25</sup> Nous définissons le pouvoir financier comme le ratio de l'avoir aux dépôts totaux.

(«dummy»),  $DEP$  les dépenses d'intérêt par 100 \$ d'actifs,  $DAT$  les dépôts à terme,  $D_T$  les dépôts totaux,  $RAI$  les revenus autres que d'intérêt par 100 \$ d'actifs et  $\varepsilon$  le terme d'erreur. Discutons ces variables l'une après l'autre.

### Le taux d'intérêt à court terme

Maisel et Jacobson (1978) ont examiné l'ajustement des revenus et des dépenses d'intérêt des banques aux fluctuations des taux d'intérêt. Flannery (1983) a, quant à lui, étudié les vitesses d'ajustement des actifs et des passifs aux fluctuations des taux du marché<sup>26</sup>, et indirectement, l'ajustement des revenus et des dépenses d'intérêt auxdites fluctuations. Mitchell (1985) a introduit les variables de taux d'intérêt dans son modèle afin de mesurer le risque de taux d'intérêt d'une institution de dépôt.

Nous avons mesuré la variable de taux d'intérêt à court terme par le biais du rendement des bons du Trésor du gouvernement fédéral de 3 mois. Une institution de dépôt est immunisée contre le risque-revenu si le coefficient de cette variable dans l'équation des revenus d'intérêt est égal à celui de la même variable dans l'équation des dépenses d'intérêt. Autrement dit, les revenus et les dépenses d'intérêt s'ajustent de façon identique à une fluctuation des taux d'intérêt à court terme, de telle sorte que la marge bénéficiaire de l'institution de dépôt demeure inchangée. Dans ce cas-ci, l'échéance moyenne des actifs à court terme de cette institution est égale à celle des passifs à court terme.

### Le taux d'intérêt à long terme

Nous avons mesuré le taux d'intérêt à long terme par les taux hypothécaires de 5 ans. L'introduction de cette variable dans le modèle a cette fois-ci comme but de mesurer la vulnérabilité de l'institution de dépôt aux fluctuations des taux d'intérêt à long terme. Cette dernière est immunisée contre le risque-prix si la somme des coefficients de cette variable dans l'équation des revenus d'intérêt ( $r_{LT_t}$ ,  $r_{LT_{t-1}}$ ,  $r_{LT_{t-2}}$ ,  $r_{LT_{t-3}}$ ...et<sup>27</sup> 3) est égale à celle des coefficients de la même variable dans l'équation des dépenses d'intérêt. Comme précédemment, nous dirons que les revenus et les dépenses d'intérêt s'ajustent de façon identique à une fluctuation des taux d'intérêt à long terme. Ceci se traduit par des

<sup>26</sup> Par opposition aux taux d'intérêt administrés qui, eux, sont déterminés par les institutions financières.

<sup>27</sup> Ceci dépend de la statistique T de la variable décalée. Nous nous arrêtons au dernier retard significatif.

durées identiques d'actifs et de passifs à long terme. Nous tenons à préciser qu'une telle approche a une lacune en raison de la corrélation entre les taux d'intérêt à court terme et ceux à long terme.

### **Le ratio des prêts hypothécaires à l'actif total**

Les actifs des caisses Desjardins comportent une forte proportion de prêts hypothécaires. Pour ce qui concerne les banques, cette proportion est de loin plus faible. Plus le pourcentage des prêts hypothécaires est élevé, plus les revenus d'intérêt par 100 \$ d'actifs devraient l'être aussi<sup>28</sup>. Nous prévoyons un coefficient de signe positif pour cette variable dans l'équation des revenus.

### **Le pouvoir financier**

Olson et Simonson (1982) ont étudié l'incidence du pouvoir financier, défini comme étant la proportion des actifs financée par les passifs non reliés. Ces auteurs ont démontré que ce ratio contribue aux variations de la marge bénéficiaire. En effet, les revenus nets d'intérêt sont, selon ces auteurs, d'autant plus élevés que la proportion des actifs financée par des fonds non reliés est grande. Ces derniers étant une source de fonds n'ayant pas de coût explicite, plus le pourcentage des actifs financé par l'excédent de ces fonds est important, plus les revenus nets d'intérêt le sont aussi.

Nous avons défini le pouvoir financier comme étant la proportion de l'avoir en termes des dépôts totaux. L'avoir étant une source de fonds n'ayant pas de taux explicite, plus ce ratio est élevé, plus les revenus nets d'intérêt le sont aussi. Nous attendons un signe positif et un signe négatif du coefficient de cette variable respectivement dans l'équation des revenus d'intérêt et celle des dépenses d'intérêt par 100 \$ d'actif.

### **La variable cyclique**

La variable cyclique a été introduite dans le modèle afin de prendre en compte la performance de l'économie et son incidence sur l'évolution des revenus et des dépenses d'intérêt des institutions de dépôts. Nous mesurons cette variable par la différence entre le taux de croissance du PIB en dollars constants du trimestre courant par rapport au

---

<sup>28</sup> Cela en raison de la rémunération importante des prêts hypothécaires par rapport à la plupart des autres catégories d'actif.

trimestre correspondant de l'année précédente et la moyenne des taux de croissance du PIB en dollars constants des trois derniers trimestres, compilés de la même façon.

Soulignons que la marge, définie comme étant la différence des revenus et des dépenses d'intérêt, est anti-cyclique. En effet, elle a tendance à baisser en période expansionniste, pour augmenter en période de récession. La diminution des volumes d'actifs et de passifs en récession est compensée par l'augmentation de la marge pendant la même période, ce qui permet aux institutions de dépôt de maintenir un niveau de profit acceptable. L'effet "volume" est donc, contrairement à l'effet "marge", pro-cyclique.

Les résultats statistiques se chargeront de la détermination de l'ampleur et du signe du coefficient de cette variable dans les deux équations.

#### **Les variables auxiliaires («Dummies»)**

Nous allons tenir compte de l'impact de la récession de 1990-92 sur les revenus et les dépenses d'intérêt des institutions de dépôt par l'introduction de variables auxiliaires (*dummies*). Certes, la variable cyclique considère les deux récessions de 1981 et 1990. En introduisant la variable auxiliaire, nous isolerons l'impact de la dernière récession sur les revenus et les dépenses d'intérêt des institutions de dépôt. Afin de pouvoir observer cet impact, nous donnerons à la variable auxiliaire la valeur de 1 pour la période de récession s'étirant du deuxième trimestre de 1990 au dernier trimestre de 1992. Cette variable prendra la valeur 0 pour les autres trimestres. Nous laissons le soin aux résultats statistiques de déterminer l'ampleur et le signe de cette variable dans les deux équations.

#### **La proportion des dépôts à terme dans les dépôts totaux**

Les dépôts à terme représentent le mode de financement le plus coûteux pour une institution de dépôts. Dans le contexte économique de baisse des taux qui a prévalu ces dernières années, la part des dépôts à terme dans l'ensemble des dépôts des particuliers n'a cessé d'augmenter, aussi bien dans le cas des banques à charte que de celui des caisses Desjardins, et cela au détriment des dépôts stables qui comportent un taux d'intérêt inférieur<sup>29</sup>. En effet, les particuliers ont opté pour des dépôts à terme fixe offrant relativement un meilleur rendement. Par ailleurs, plus ce ratio est élevé, plus les dépenses d'intérêt par 100 \$ d'actif le sont aussi en raison du coût onéreux de ce type de dépôts.

---

<sup>29</sup> Voir l'article de Théoret (1991).

Nous attendons un coefficient de signe positif de cette variable dans l'équation des dépenses d'intérêt.

### **Les revenus autres que d'intérêt**

Les revenus autres que d'intérêt, notamment les frais de services, représentent une part grandissante des revenus totaux des institutions de dépôts. Ces dernières, en imposant de tels frais, ont contrebalancé progressivement les coûts qu'elles encouraient pour administrer les dépôts ne comportant pas de taux explicite. L'augmentation des revenus autres que d'intérêt se traduit par une augmentation des dépenses d'intérêt. En effet, ce que reçoit l'institution financière d'un côté en termes de frais de services, elle le redonne de l'autre, en tout ou en partie, en accordant des rendements plus élevés.

En introduisant les revenus autres que d'intérêt par 100 \$ d'actif dans le modèle, nous voulons vérifier si leur accroissement a affecté significativement les dépenses d'intérêt des institutions de dépôts. Si tel est le cas, nous attendons un coefficient de signe positif pour cette variable dans l'équation des dépenses d'intérêt.

### **2.3 Techniques statistiques:**

Afin d'estimer les coefficients des équations des revenus et des dépenses d'intérêt, nous utiliserons le polynôme d'Almon de façon à prendre en compte l'ajustement décalé de la variable de taux d'intérêt à long terme. Les équations seront corrigées de l'autocorrélation des erreurs résiduelles par la technique itérative de Cochrane-Orcutt.

L'estimation du modèle sera étayée par la simulation de la réaction de la marge bénéficiaire, obtenue en soustrayant les dépenses d'intérêt des revenus d'intérêt exprimés en 100 \$ d'actif, aux fluctuations des taux d'intérêt du marché à court et à long terme. Nous allons dans un premier temps simuler l'impact d'une augmentation de 100 points de base du rendement des bons du Trésor, tout en maintenant constants les autres variables du modèle, tant du côté des caisses Desjardins que des banques. Nous déterminerons alors la variation de la marge à la suite de l'augmentation des taux d'intérêt à court terme. Nous appliquerons ensuite la même procédure au taux à long terme, en simulant l'impact, sur ladite marge, d'une hausse du taux des prêts hypothécaires de 5 ans. Force est de constater que cet exercice nous permettra aussi d'observer le temps requis pour que la marge se stabilise après l'augmentation simulée des taux d'intérêt.

### 3. ANALYSE ET INTERPRÉTATION DES RÉSULTATS

Dans la présente section, nous exposons les résultats des estimations de notre modèle empirique. Nous procéderons d'abord à l'analyse des résultats ayant trait aux caisses populaires Desjardins. L'analyse des résultats des grandes banques à charte canadiennes, soit la Banque de Montréal, la Banque Nationale du Canada, la Banque de Nouvelle-Écosse, la Banque Canadienne Impériale de Commerce, la Banque Royale du Canada et la Banque Toronto-Dominion, suivra ensuite. Les simulations décrites précédemment viendront appuyer les estimations du modèle.

#### 3.1 Estimation du modèle dans le cas des caisses populaires Desjardins

La performance du modèle dans le cas des caisses populaires Desjardins est très acceptable (voir le tableau 3.1). En effet, les coefficients de détermination des deux équations estimées sont assez élevés, se chiffrant respectivement à 72% et 91% dans l'équation des revenus d'intérêt par 100 \$ d'actif et celle des dépenses d'intérêt par 100 \$ d'actif. Pour ce qui concerne la statistique Durbin-Watson, elle est acceptable dans l'équation des dépenses d'intérêt par 100 \$ d'actif, mais plutôt faible dans le cas de l'équation des revenus d'intérêt par 100 \$ d'actif<sup>30</sup>.

Dans le but de renforcer la Durbin-Watson<sup>31</sup>, nous avons donc introduit dans le modèle la variable  $r_{LT}^2$ , soit le carré de la variable taux d'intérêt à long terme, afin de tenir compte de la chute dramatique des revenus d'intérêt par 100 \$ d'actif des caisses populaires Desjardins ces deux dernières années. En effet, des interviews auprès des gestionnaires du mouvement Desjardins nous ont révélé que la diminution des revenus d'intérêt par 100 \$ d'actif est due à l'accélération des renouvellements des hypothèques par les membres des caisses populaires, moyennant une pénalité, à la suite de la diminution des taux d'intérêt. Plus l'accélération de la baisse des taux d'intérêt est élevée, plus les revenus d'intérêt par 100 \$ d'actif baissent en raison de la hausse accélérée des renouvellements des hypothèques à des taux plus faibles. Nous attendions un coefficient de signe négatif pour cette variable dans les deux équations.

---

<sup>30</sup> Nous avons essayé d'y remédier sans toutefois y arriver: la Durbin-Watson demeure faible.

<sup>31</sup> En effet, une statistique Durbin-Watson faible peut indiquer qu'il manque des variables dans l'équation.

**Tableau 3.1**  
Estimation du modèle pour les caisses populaires Desjardins

Equation des revenus d'intérêt par 100 \$ d'actif		Equation des dépenses d'intérêt par 100 \$ d'actif	
Variables	Coefficients (Statistique-T)	Variables	Coefficients (Statistique-T)
$r_{CT}$	0,47 (4,34)	$r_{CT}$	0,49 (9,17)
$r_{LT}^2$	-0,03 (-2,81)	$r_{LT}^2$	-0,01 (-2,43)
$PH/A_T$	-	$DAT/D_T$	0,04 (6,31)
$PF$	-	$PF$	-0,53 (-3,67)
$Dum$	0,41 (1,83)	$Dum$	-
$r_{LT_t}$	0,43 (3,14)	$r_{LT_t}$	0,27 (2,59)
$r_{LT_{t-1}}$	0,30 (3,78)	$r_{LT_{t-1}}$	0,09 (3,78)
$r_{LT_{t-2}}$	0,17 (7,10)	$r_{LT_{t-2}}$	-
$r_{LT_{t-3}}$	0,04 (1,02)	$r_{LT_{t-3}}$	-
$R^2=0,72$	$D-W=1,18$	$R^2=0,91$	$D-W=1,47$

Par ailleurs, nous avons appliqué un polynôme d'Almon<sup>32</sup> du premier degré à la variable de taux d'intérêt à long terme, avec quatre retards pour l'équation des revenus d'intérêt par 100 \$ d'actif et deux retards pour celle des dépenses d'intérêt par 100 \$ d'actif. Dans l'équation des revenus d'intérêt par 100 \$ d'actif, parmi les variables significatives au seuil de 95% figurent les variables de taux d'intérêt à court et à long terme. Ces deux variables mesurent l'exposition des caisses populaires Desjardins au risque de taux d'intérêt<sup>33</sup>. Nous y reviendrons plus loin. La variable  $r_{LT}^2$ , qui mesure les renouvellements anticipés des hypothèques, s'est avérée significative. Ceci confirme les interviews effectuées auprès des dirigeants de Desjardins stipulant que la baisse des revenus d'intérêt par 100 \$ d'actif résulte desdits renouvellements. La dernière variable significative est la variable auxiliaire. La récession de 1990 semble avoir affecté significativement les revenus d'intérêt par 100 \$ d'actif, ce qui confirme nos attentes quant au caractère pro-cyclique de la marge bénéficiaire. D'autre part, la proportion des prêts

<sup>32</sup> Soulignons que cette technique sert à mesurer les ajustements décalés d'une variable, autrement dit, à estimer les retards sur cette variable.

<sup>33</sup> Se référer à la revue de la littérature et plus précisément au modèle de Mitchell (1985).

hypothécaires, le pouvoir financier et la variable cyclique, ne semblent pas affecter les revenus d'intérêt par 100 \$ d'actif. Ceci peut être expliqué par les problèmes de multicollinéarité entre les variables. Hormis la variable auxiliaire, toutes les variables ont le signe prévu.

En ce qui a trait à l'équation des dépenses d'intérêt par 100 \$ d'actif, seules les variables cyclique et auxiliaire ne sont pas significatives. Les autres variables sont significatives au seuil de 95% et ont les signes attendus, notamment la variable concernant les coûts implicites, soit "les revenus autres que d'intérêt". Les résultats montrent qu'une augmentation de 1 \$ par 100 \$ d'actif de ces revenus contribue à accroître les dépenses d'intérêt par 100 \$ d'actif de 1,19 \$ par 100 \$ d'actif. En effet, plus une caisse charge des frais de service, plus elle doit offrir des taux attractifs sur les dépôts des membres. On est ici en présence de vases communicants. Par ailleurs, le ratio du pouvoir financier semble avoir aussi une incidence sur les dépenses d'intérêt par 100 \$ d'actif. Plus une caisse se finance à même ses capitaux propres, ceux-ci n'ayant pas de coût explicite, plus elle réduit ses dépenses d'intérêt par 100 \$ d'actif.

**Tableau 3.2**  
L'appariement des caisses populaires Desjardins.

	Equation des revenus d'intérêt par 100 \$ d'actif	Equation des dépenses d'intérêt par 100 \$ d'actif
Coefficient de $r_{CT}$	0.47	0.49
Somme des coefficients de $r_{LT}$	0.90	0.36

Selon le tableau 3.2, les caisses populaires semblent être bien appariées à court terme. En effet, les revenus et les dépenses d'intérêt par 100 \$ d'actif réagissent de façon similaire aux fluctuations des taux d'intérêt à court terme. Ceci est dû au fait que les échéances des portefeuilles d'actifs et de passifs sont similaires. La situation est différente du côté du long terme où les caisses sont très désappariées. La durée du portefeuille d'actifs à long terme est plus courte que celle du portefeuille de passifs à long terme, faisant en sorte que les revenus d'intérêt par 100 \$ d'actif réagissent beaucoup plus aux fluctuations des taux d'intérêt à long terme que les dépenses d'intérêt par 100 \$ d'actif.

Pour ce qui concerne le taux d'intérêt à long terme, les résultats montrent que le taux du trimestre courant affecte grandement les revenus et les dépenses d'intérêt par 100 \$ d'actif. Plus on recule dans le temps, plus cette influence s'estompe. Ceci n'est pas sans incidence sur la marge bénéficiaire des caisses Desjardins.

### 3.2 Estimation du modèle dans le cas des banques à charte canadiennes

Notre modèle a connu une performance encore meilleure dans le cas des banques à charte (voir les tableaux d'estimation du modèle pour les différentes banques, de 3.4 à 3.16). En effet, les coefficients de détermination des deux équations estimées, les  $R^2$ , sont très élevés. De plus, les valeurs des Durbin-Watson se situent dans un intervalle acceptable, ce qui indique que notre modèle empirique est bien spécifié. La variable cyclique s'est avérée non significative dans l'équation des revenus d'intérêt par 100 \$ d'actif et ce, pour toutes les banques étudiées. Analysons les résultats des banques à charte l'une après l'autre, en commençant par le total des six grandes banques.

#### Total des six grandes banques

Nous avons jugé utile d'étudier le comportement du total des six grandes banques à charte afin de faciliter la comparaison entre le mouvement Desjardins et les banques à charte. Pour ce faire, nous avons appliqué à la variable de taux d'intérêt à long terme, un polynôme d'Almon du premier degré avec quatre retards dans l'équation des revenus d'intérêt par 100 \$ d'actif et trois retards dans celle des dépenses d'intérêt par 100 \$ d'actif. Dans le cas de l'équation des revenus d'intérêt par 100 \$ d'actif, nous avons corrigé l'autocorrélation des erreurs résiduelles à l'aide de la technique itérative de Cochrane-Orcutt. Seules les variables cyclique et du pouvoir financier ne sont pas significatives au seuil de 95% (voir le tableau 3.4). Celles qui le sont ont toutes le signe attendu. La variable auxiliaire semble avoir une forte incidence sur les revenus d'intérêt par 100 \$ d'actif, traduisant par le fait même la contribution de la récession de 1990 au déclin des revenus d'intérêt par 100 \$ d'actif des six grandes banques.

**Tableau 3.4**  
Estimation du modèle pour le total des six grandes banques

Equation des revenus d'intérêt par 100 \$ d'actif		Equation des dépenses d'intérêt par 100 \$ d'actif	
Variables	Coefficients (Statistique-T)	Variables	Coefficients (Statistique-T)
$r_{CT}$	0,37 (8,49)	$r_{CT}$	0,49 (14,87)
$PH/A_T$	0,04 (2,70)	$DAT/D_T$	0,08 (5,83)
$C$	-	$C$	0,44 (3,29)
$Dum$	-0,66 (-4,59)	$RAI$	-0,73 (-3,25)
$r_{LT_i}$	0,14 (2,84)	$Dum$	-0,71 (-7,08)
$r_{LT_{i-1}}$	0,12 (5,32)	$r_{LT_i}$	0,06 (1,24)
$r_{LT_{i-2}}$	0,10 (7,70)	$r_{LT_{i-1}}$	0,08 (4,46)
$r_{LT_{i-3}}$	0,08 (2,20)	$r_{LT_{i-2}}$	0,11 (4,16)
$R^2=0,98$	$D-W=2,09$	$r_{LT_{i-3}}$	-
		$R^2=0,99$	$D-W=2,09$

Dans l'équation des dépenses d'intérêt par 100 \$ d'actif, seul le pouvoir financier ne semble pas être significatif. Les autres variables, à l'exception de celle des revenus autres que d'intérêt<sup>35</sup>, ont le signe attendu. Comme précédemment, la variable auxiliaire a une grande incidence sur les dépenses d'intérêt par 100 \$ d'actif. C'est donc dire que la récession a fait baisser significativement les dépenses d'intérêt par 100 \$ d'actif. La variable "proportion des dépôts à terme dans les dépôts totaux", bien qu'elle soit très significative, n'a qu'une faible incidence sur les dépenses d'intérêt par 100 \$ d'actif.

**Tableau 3.5**  
L'appariement du total des six grandes banques.

	Equation des revenus d'intérêt par 100 \$ d'actif	Equation des dépenses d'intérêt par 100 \$ d'actif
Coefficient de $r_{CT}$	0.37	0.49
Somme des coefficients de $r_{LT}$	0.44	0.19

Par ailleurs, la situation du total des six grandes banques en matière d'appariement est peu reluisante. Si la situation demeure acceptable à court terme, elle semble à

<sup>35</sup> Peut-être en raison des très fortes provisions pour pertes qu'elles ont dû prendre au cours de la période étudiée, les banques ont-elles concomitamment rehaussé leurs frais de service et maintenu à des niveaux artificiellement bas les taux sur les dépôts.

posteriori inquiétante à long terme. Les résultats qui figurent dans le tableau 3.5 révèlent que les dépenses d'intérêt par 100 \$ d'actif réagissent plus vite que les revenus d'intérêt par 100 \$ d'actif aux fluctuations des taux d'intérêt à court terme. Ceci résulte du fait que les échéances des actifs à court terme sont supérieures à celles des passifs à court terme. À long terme, l'inverse se produit. Toutefois, la différence des ajustements des revenus et des dépenses d'intérêt est de beaucoup plus importante, en raison des écarts de durées considérables entre les actifs et les passifs à long terme.

Il est à noter que le taux d'intérêt à long terme du trimestre courant ne semble pas affecter les dépenses d'intérêt par 100 \$ d'actif du même trimestre. L'influence vient en premier lieu de la variation de taux du trimestre (t-2) et en second lieu du trimestre (t-1). Les revenus d'intérêt par 100 \$ d'actif d'un trimestre, quant à eux, sont influencés par le taux du trimestre courant ainsi que par ceux des trois trimestres précédents.

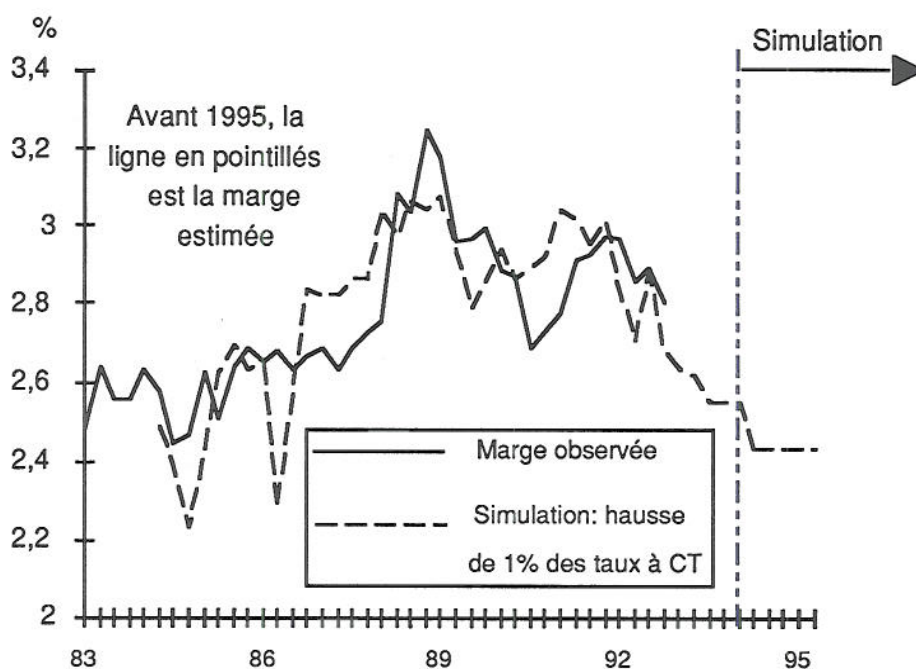
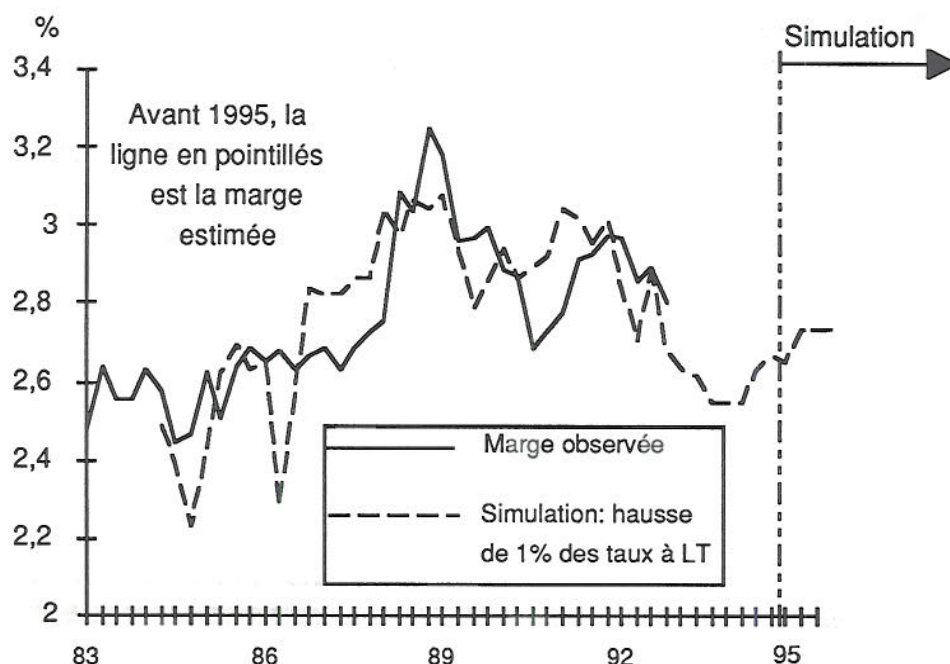


Figure 3.3 Simulation de la marge bénéficiaire du total des six grandes banques: augmentation des taux d'intérêt à court terme de 1%.

Comme dans le cas des caisses populaires Desjardins, nous avons procédé à une simulation de la marge bénéficiaire advenant une augmentation des taux d'intérêt à court terme de 100 points de base (voir le tableau 3.3). Il en résulte une diminution de la marge de 0,12 \$ par 100 \$ d'actif (voir le figure 3.3). À l'appui de l'analyse précédente de la situation d'appariement, la réaction de la marge à la suite d'une augmentation des

taux d'intérêt à long terme est plus importante dans la mesure où celle-ci augmente de 0,18 \$ par 100 \$ d'actif (voir le figure 3.4).



**Figure 3.4** Simulation de la marge bénéficiaire du total des six grandes banques: augmentation des taux d'intérêt à long terme de 1%.

### Banque de Montréal

Comme précédemment, nous avons appliqué, à la variable de taux d'intérêt à long terme dans les équations de revenus et de dépenses d'intérêt par 100 \$ d'actif, un polynôme d'Almon du premier degré avec respectivement quatre et trois retards. Dans le cas de l'équation des revenus d'intérêt par 100 \$ d'actif, nous avons procédé à la correction des erreurs résiduelles par la technique de Cochrane-Orcutt. Les résultats figurent au tableau 3.6. Les variables qui se sont avérées non significatives sont la proportion des prêts hypothécaires dans les actifs totaux et la variable cyclique. Le reste des variables sont significatives et ont le signe attendu. Le pouvoir financier et la variable auxiliaire semblent avoir une grande incidence sur les revenus d'intérêt par 100 \$ d'actif de cette banque.

**Tableau 3.6**  
Estimation du modèle pour la Banque de Montréal

Equation des revenus d'intérêt par 100 \$ d'actif		Equation des dépenses d'intérêt par 100 \$ d'actif	
Variables	Coefficients (Statistique-T)	Variables	Coefficients (Statistique-T)
Constante	-6,91 (-2,24)	Constante	-8,69 (-4,29)
$r_{CT}$	0,56 (4,59)	$r_{CT}$	0,49 (5,48)
$PF$	1,25 (3,82)	$PF$	0,85 (3,80)
$C$	-	$C$	0,14 (3,38)
$Dum$	-1,18 (-4,72)	$Dum$	-1,38 (-8,89)
$r_{LT_t}$	0,14 (1,03)	$r_{LT_t}$	0,17 (1,40)
$r_{LT_{t-1}}$	0,12 (1,55)	$r_{LT_{t-1}}$	0,19 (3,98)
$r_{LT_{t-2}}$	0,10 (1,94)	$r_{LT_{t-2}}$	0,22 (2,83)
$r_{LT_{t-3}}$	0,08 (0,84)	$r_{LT_{t-3}}$	-
$R^2=0,94$	$D-W=1,93$	$R^2=0,95$	$D-W=1,59$

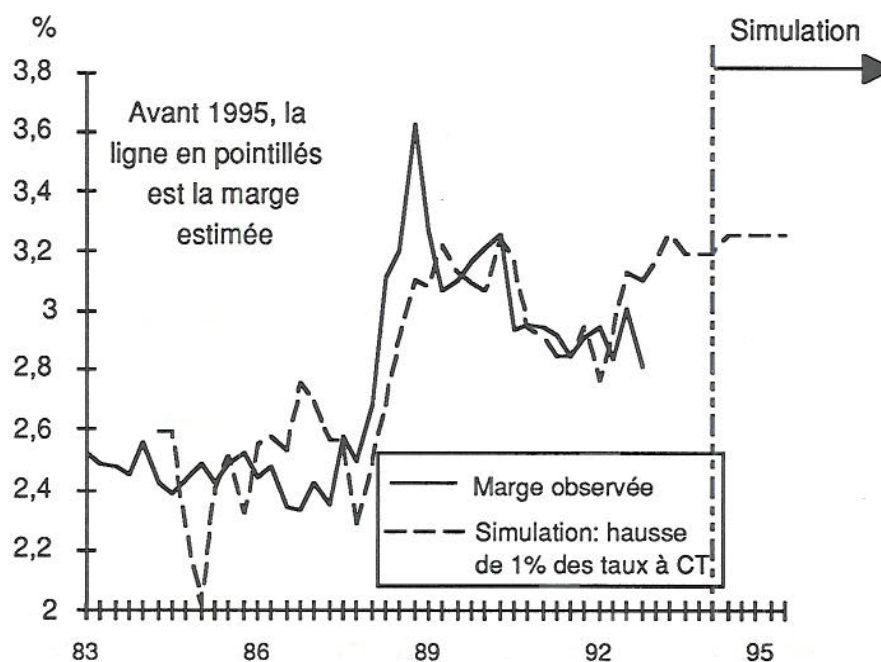
Pour ce qui concerne l'équation des dépenses d'intérêt par 100 \$ d'actif, les variables qui se sont avérées non significatives sont le ratio des dépôts à terme dans les dépôts totaux et les revenus autres que d'intérêt. Celles qui sont significatives ont le signe attendu, exception faite du pouvoir financier. Les variables les plus influentes sur les dépenses d'intérêt par 100 \$ d'actif sont inéluctablement la variable auxiliaire et le pouvoir financier.

L'analyse des coefficients des variables de taux d'intérêt révèle que la Banque de Montréal est peu désappariée à court terme, mais fortement désappariée à long terme (voir le tableau 3.7). L'échéance du portefeuille d'actifs à court terme est inférieure à celle du portefeuille de passifs à court terme. L'inverse se produit à long terme, mais cette fois-ci l'écart entre les durées des deux portefeuilles est nettement supérieur. Autrement dit, cette banque est plus vulnérable aux fluctuations des taux d'intérêt à long terme qu'elle ne l'est à court terme.

**Tableau 3.7**  
L'appariement de la Banque de Montréal.

	Equation des revenus d'intérêt par 100 \$ d'actif	Equation des dépenses d'intérêt par 100 \$ d'actif
Coefficient de $r_{CT}$	0.56	0.49
Somme des coefficients de $r_{LT}$	0.10	0.41

Pour étayer cette analyse, la simulation d'une augmentation des taux d'intérêt à court terme, toutes choses égales d'ailleurs, indique que la marge bénéficiaire de cette institution n'augmente que de 0,06 \$ par 100 \$ d'actif (voir le tableau 3.3 et le figure 3.5), alors qu'elle diminue de 0,13 \$ par 100 \$ d'actif lors d'une augmentation équivalente des taux d'intérêt à long terme<sup>36</sup>.



**Figure 3.5** Simulation de la marge bénéficiaire de la Banque de Montréal: augmentation des taux d'intérêt à court terme de 1%.

<sup>36</sup> Le diagramme de la simulation des taux d'intérêt à long terme ne figure pas dans le texte afin de ne pas surcharger ce dernier. Nous procédons de la sorte pour l'analyse des résultats des banques à venir.

## Banque Nationale du Canada

Afin de tenir compte des ajustements décalés de la variable de taux d'intérêt à long terme, un polynôme d'Almon du premier degré avec quatre retards a été appliqué à cette variable dans les deux équations estimées. Ces dernières ont été corrigées de l'autocorrélation par la technique de Cochrane-Orcutt. Les résultats sont résumés au tableau 3.8. Seules les variables de taux d'intérêt se sont avérées significatives.

**Tableau 3.8**  
Estimation du modèle pour la Banque Nationale du Canada.

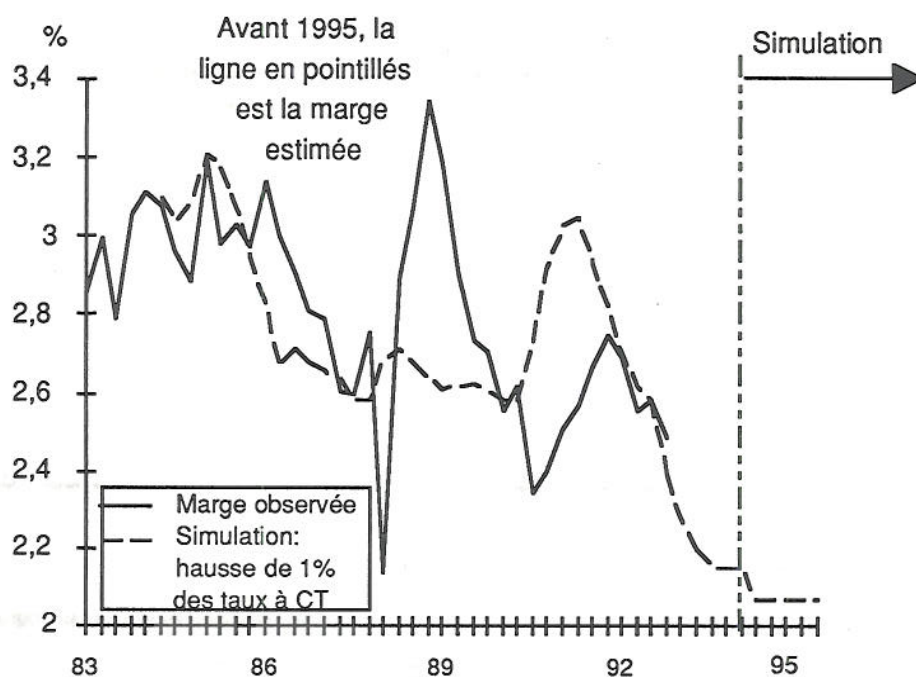
Equation des revenus d'intérêt par 100 \$ d'actif		Equation des dépenses d'intérêt par 100 \$ d'actif	
Variables	Coefficients (Statistique-T)	Variables	Coefficients (Statistique-T)
$r_{CT}$	0,29 (4,16)	$r_{CT}$	0,37 (7,20)
$r_{LT_t}$	0,11 (1,26)	$r_{LT_t}$	0,03 (0,38)
$r_{LT_{t-1}}$	0,13 (3,54)	$r_{LT_{t-1}}$	0,06 (1,95)
$r_{LT_{t-2}}$	0,16 (8,18)	$r_{LT_{t-2}}$	0,09 (5,96)
$r_{LT_{t-3}}$	0,18 (2,57)	$r_{LT_{t-3}}$	0,12 (2,22)
$R^2=0,84$	D-W=1,98	$R^2=0,87$	D-W=1,94

L'analyse de la situation d'appariement de la Banque Nationale montre que cette banque est désappariée à court et à long terme, le désappariement à long terme étant plus prononcé (voir le tableau 3.9). Les échéances des actifs à court terme sont supérieures à celles des passifs à court terme, alors que les durées des actifs à long terme sont inférieures à celles des passifs à long terme.

**Tableau 3.9**  
L'appariement de la Banque Nationale du Canada.

	Equation des revenus d'intérêt par 100 \$ d'actif	Equation des dépenses d'intérêt par 100 \$ d'actif
Coefficient de $r_{CT}$	0.29	0.37
Somme des coefficients de $r_{LT}$	0.47	0.27

Ceci étant, la simulation de l'augmentation des taux d'intérêt à court terme de 100 points de base montre que la marge bénéficiaire diminue de 0,08 \$ par 100 \$ d'actif (voir le tableau 3.3 et le figure 3.6). Advenant une augmentation du même ordre des taux d'intérêt à long terme, la marge bénéficiaire augmente de 0,30 \$ par 100 \$ d'actif.



**Figure 3.6** Simulation de la marge bénéficiaire de la Banque Nationale du Canada: augmentation des taux d'intérêt à court terme de 1%.

### Banque de Nouvelle-Écosse

La variable de taux d'intérêt à long terme dans les deux équations a été assujettie à un polynôme d'Almon du premier degré avec trois retards. Lesdites équations ont été ensuite corrigées de l'autocorrélation des erreurs résiduelles par la technique itérative de Cochrane-Orcutt. Dans l'équation des revenus d'intérêt par 100 \$ d'actif, les variables non significatives se sont avérées être la variable cyclique et le ratio des prêts hypothécaires par rapport aux actifs totaux (voir le tableau 3.10). Les variables significatives ont les signes attendus. Par ailleurs, le pouvoir financier et la variable auxiliaire ont une grande incidence sur les revenus d'intérêt par 100 \$ d'actif.

**Tableau 3.10**  
Estimation du modèle pour la Banque de Nouvelle-Écosse.

Equation des revenus d'intérêt par 100 \$ d'actif		Equation des dépenses d'intérêt par 100 \$ d'actif	
Variables	Coefficients (Statistique-T)	Variables	Coefficients (Statistique-T)
$r_{CT}$	0,14 (3,03)	$r_{CT}$	0,27 (5,57)
$PF$	0,21 (3,41)	$PF$	-
$Dum$	-0,53 (-3,73)	$RAI$	-0,75 (-2,65)
		$Dum$	-0,28 (-2,00)
$r_{LT_t}$	0,29 (4,48)	$r_{LT_t}$	0,23 (3,68)
$r_{LT_{t-1}}$	0,20 (11,99)	$r_{LT_{t-1}}$	0,14 (9,16)
$r_{LT_{t-2}}$	0,10 (2,03)	$r_{LT_{t-2}}$	0,04 (0,93)
$R^2=0,93$	$D-W=1,83$	$R^2=0,96$	$D-W=1,91$

En ce qui a trait à l'équation des dépenses d'intérêt par 100 \$ d'actif, trois variables sont non significatives: la proportion des dépôts à terme dans les dépôts totaux, le pouvoir financier et la variable cyclique. Le coefficient de la variable "revenus autres que d'intérêt", comme dans le cas du total des six grandes banques, n'a pas le signe attendu. La variable auxiliaire semble exercer une grande influence sur lesdites dépenses.

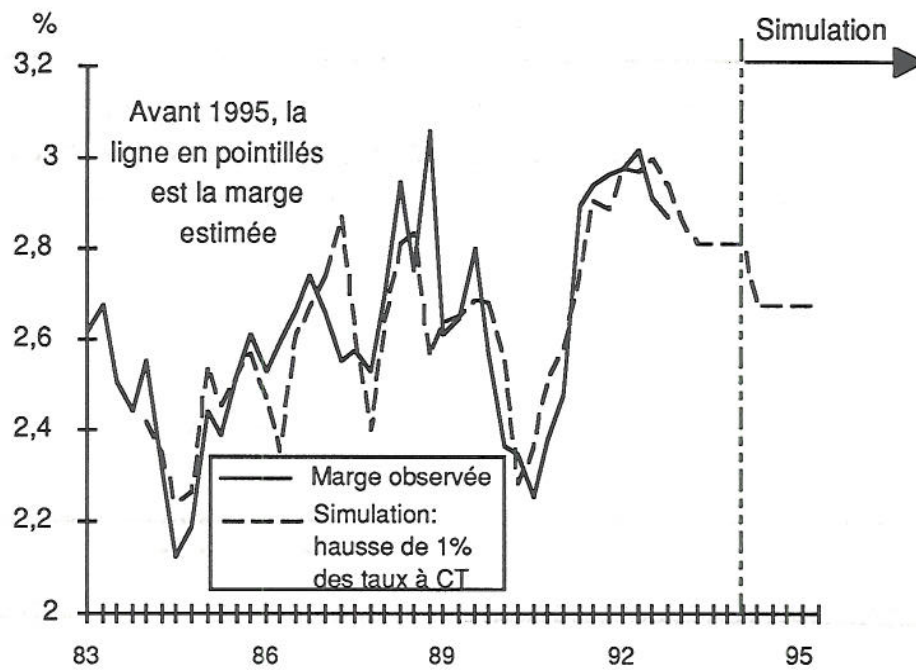
À en juger par les coefficients des variables de taux d'intérêt, cette banque est beaucoup plus désappariée à long terme qu'elle ne l'est à court terme (voir le tableau 3.11). En ce qui concerne les échéances et les durées des portefeuilles d'actifs et de passifs, respectivement à court et à long terme, le raisonnement est identique à celui de la Banque Nationale.

**Tableau 3.11**  
L'appariement de la Banque de Nouvelle-Écosse.

	Equation des revenus d'intérêt par 100 \$ d'actif	Equation des dépenses d'intérêt par 100 \$ d'actif
Coefficient de $r_{CT}$	0.14	0.27
Somme des coefficients de $r_{LT}$	0.59	0.37

La simulation d'une hausse de taux d'intérêt à court terme de 100 points de base révèle que la marge bénéficiaire diminue de 0,14 \$ par 100 \$ d'actif (voir le tableau 3.3 et

le figure 3.7). Une hausse du même ordre des taux d'intérêt à long terme, toutes choses égales d'ailleurs, occasionne une augmentation de la marge de 0,19 \$ par 100 \$ d'actif.



**Figure 3.7** Simulation de la marge bénéficiaire de la Banque de Nouvelle-Écosse: augmentation des taux d'intérêt à court terme de 1%.

### Banque Canadienne Impériale de Commerce

Nous avons, dans un premier temps, appliqué à la variable de taux d'intérêt à long terme dans les équations du modèle un polynôme d'Almon du premier degré avec quatre retards. L'équation des revenus a été ensuite corrigée de l'autocorrélation des erreurs résiduelles par la technique de Cochrane-Orcutt. Les résultats sont présentés au tableau 3.12. Les variables significatives sont celles des taux d'intérêt à court et à long terme et la variable auxiliaire. Cette dernière a une incidence non négligeable sur les revenus d'intérêt par 100 \$ d'actif, incidence qui s'est avérée négative.

**Tableau 3.12**  
Estimation du modèle pour la Banque Canadienne Impériale de Commerce.

Equation des revenus d'intérêt par 100 \$ d'actif		Equation des dépenses d'intérêt par 100 \$ d'actif	
Variables	Coefficients (Statistique-T)	Variables	Coefficients (Statistique-T)
$r_{CT}$	0,32 (7,81)	$r_{CT}$	0,40 (20,08)
$PH/A_T$	-	$DAT/D_T$	0,03 (4,03)
$PF$	-	$PF$	-0,31 (-10,57)
$Dum$	-0,25 (-2,31)	$Dum$	-0,22 (-4,01)
$r_{LT_t}$	0,18 (4,04)	$r_{LT_t}$	0,10 (4,52)
$r_{LT_{t-1}}$	0,15 (7,52)	$r_{LT_{t-1}}$	0,08 (7,63)
$r_{LT_{t-2}}$	0,12 (12,05)	$r_{LT_{t-2}}$	0,06 (8,41)
$r_{LT_{t-3}}$	0,08 (2,58)	$r_{LT_{t-3}}$	0,04 (2,38)
$R^2=0,98$	$D-W=1,85$	$R^2=0,99$	$D-W=1,92$

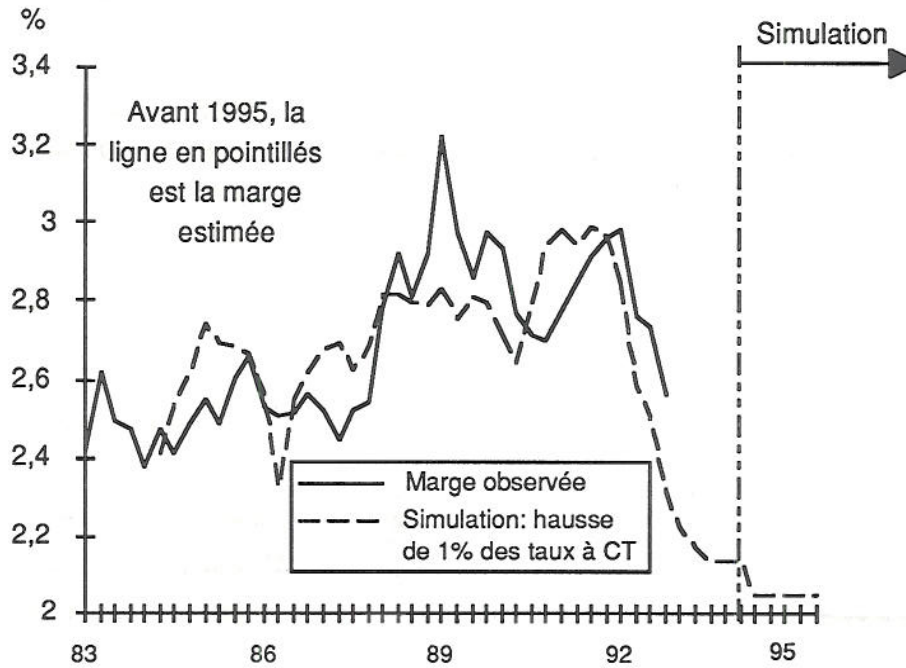
Concernant les dépenses d'intérêt par 100 \$ d'actif, hormis la variable cyclique et les revenus autres que d'intérêt, toutes les variables sont significatives et ont le signe prévu. Le pouvoir financier et la variable auxiliaire semblent avoir une grande incidence sur ces dépenses. Ceci implique que plus cette institution se finance à même ses capitaux propres, plus elle réduit ses dépenses d'intérêt par 100 \$ d'actif, dépenses dont le niveau a baissé en raison de la récession économique de 1990.

**Tableau 3.13**  
L'appariement de la Banque Canadienne Impériale de Commerce.

	Equation des revenus d'intérêt par 100 \$ d'actif	Equation des dépenses d'intérêt par 100 \$ d'actif
Coefficient de $r_{CT}$	0.32	0.40
Somme des coefficients de $r_{LT}$	0.53	0.28

La situation d'appariement de cette banque s'apparente grandement à celle de la Banque Nationale, avec un désappariement à long terme légèrement moins prononcé (voir le tableau 3.13). La simulation d'une augmentation des taux d'intérêt à court terme de 100 points de base montre que la marge bénéficiaire diminue de 0,09 \$ par 100 \$ d'actif (voir le tableau 3.3 et le figure 3.8). Advenant une augmentation du même ordre

des taux d'intérêt à long terme, la marge bénéficiaire augmente de 0,25 \$ par 100 \$ d'actif.



**Figure 3.8** Simulation de la marge bénéficiaire de la Banque Canadienne Impériale de Commerce: augmentation des taux d'intérêt à court terme de 1%.

### Banque Royale du Canada

En ce qui a trait à cette banque, nous avons appliqué à la variable de taux d'intérêt à long terme un polynôme d'Almon du premier degré avec quatre retards dans l'estimation des deux équations, équations qui ont été ensuite corrigées de l'autocorrélation par la technique itérative de Cochrane-Orcutt. Les résultats de cette estimation figurent au tableau 3.14. Dans l'équation des revenus d'intérêt par 100 \$ d'actif, les deux variables qui se sont révélées non significatives sont la variable cyclique et la proportion des prêts hypothécaires dans les actifs totaux. Quant aux coefficients des variables significatives, ils ont tous les signes attendus. La variable auxiliaire semble avoir un grand impact sur les revenus d'intérêt par 100 \$ d'actif.

**Tableau 3.14**  
Estimation du modèle pour la Banque Royale du Canada.

Equation des revenus d'intérêt par 100 \$ d'actif		Equation des dépenses d'intérêt par 100 \$ d'actif	
Variables	Coefficients (Statistique-T)	Variables	Coefficients (Statistique-T)
Constante	-	Constante	-4,13 (-3,32)
$r_{CT}$	0,39 (8,87)	$r_{CT}$	0,37 (6,86)
$PH/A_T$	-	$DAT/D_T$	0,06 (2,57)
$PF$	0,19 (3,14)	$PF$	-
$Dum$	-0,68 (-4,97)	$Dum$	-0,76 (-5,04)
$r_{LT_t}$	0,08 (1,61)	$r_{LT_t}$	0,12 (2,15)
$r_{LT_{t-1}}$	0,09 (4,01)	$r_{LT_{t-1}}$	0,11 (3,32)
$r_{LT_{t-2}}$	0,10 (7,31)	$r_{LT_{t-2}}$	0,09 (4,20)
$r_{LT_{t-3}}$	0,11 (3,04)	$r_{LT_{t-3}}$	0,08 (2,06)
$R^2=0,97$	D-W=1,87	$R^2=0,98$	D-W=1,73

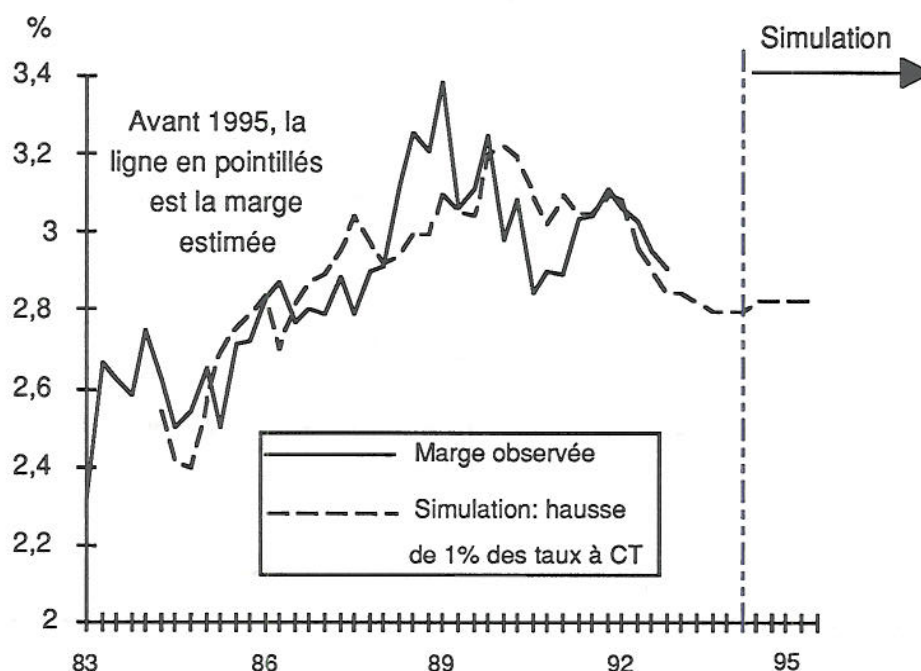
Les variables non significatives dans l'équation des dépenses d'intérêt par 100 \$ d'actif de cette banque sont le pouvoir financier, la variable cyclique et les revenus autres que d'intérêt. Celles qui sont significatives ont les signes attendus. Encore une fois, la variable auxiliaire exerce une grande influence sur les dépenses d'intérêt par 100 \$ d'actif.

**Tableau 3.15**  
L'appariement de la Banque Royale du Canada.

	Equation des revenus d'intérêt par 100 \$ d'actif	Equation des dépenses d'intérêt par 100 \$ d'actif
Coefficient de $r_{CT}$	0.39	0.37
Somme des coefficients de $r_{LT}$	0.30	0.40

L'analyse des coefficients des variables de taux d'intérêt révèle que la Banque Royale est assez bien appariée à court et à long terme (voir le tableau 3.15). L'échéance du portefeuille d'actifs à court terme est quelque peu inférieure à celle du portefeuille des passifs à court terme. À long terme l'écart de durée entre les deux portefeuilles demeure faible.

Les simulations d'augmentation des taux d'intérêt à court et à long terme, épaulent l'analyse d'appariement. Une augmentation des taux d'intérêt à court terme de 100 points de base contribue à relever la marge bénéficiaire de 0,02 \$ par 100 \$ d'actif, ce qui est négligeable (voir le tableau 3.3 et le figure 3.9). Advenant une augmentation équivalente des taux d'intérêt à long terme, la marge bénéficiaire diminue du même ordre. Ceci peut être expliqué par le fait que cette banque utilise les produits dérivés dans cette catégorie d'échéances là, notamment les swaps. Cette banque, est, par conséquent, très appariée aussi bien à court terme qu'à long terme.



**Figure 3.9** Simulation de la marge bénéficiaire de la Banque Royale: augmentation des taux d'intérêt à court terme de 1%.

### Banque Toronto-Dominion

En ce qui a trait à cette banque, nous avons appliqué, dans l'estimation de l'équation des revenus d'intérêt par 100 \$ d'actif, à la variable de taux d'intérêt à court terme, un polynôme d'Almon du premier degré avec quatre retards. Dans l'équation des dépenses d'intérêt par 100 \$ d'actif, l'on a eu recours au même polynôme mais avec un retard de moins. La technique de Cochrane-Orcutt a été utilisée pour corriger ces équations de l'autocorrélation des erreurs résiduelles. La variable cyclique s'est avérée non significative dans les deux équations. Celle des revenus autres que d'intérêt est non

significative dans l'équation des dépenses d'intérêt par 100 \$ d'actif (voir le tableau 3.16). Toutes les variables sont précédées du signe attendu.

**Tableau 3.16**  
Estimation du modèle pour la Banque Toronto-Dominion.

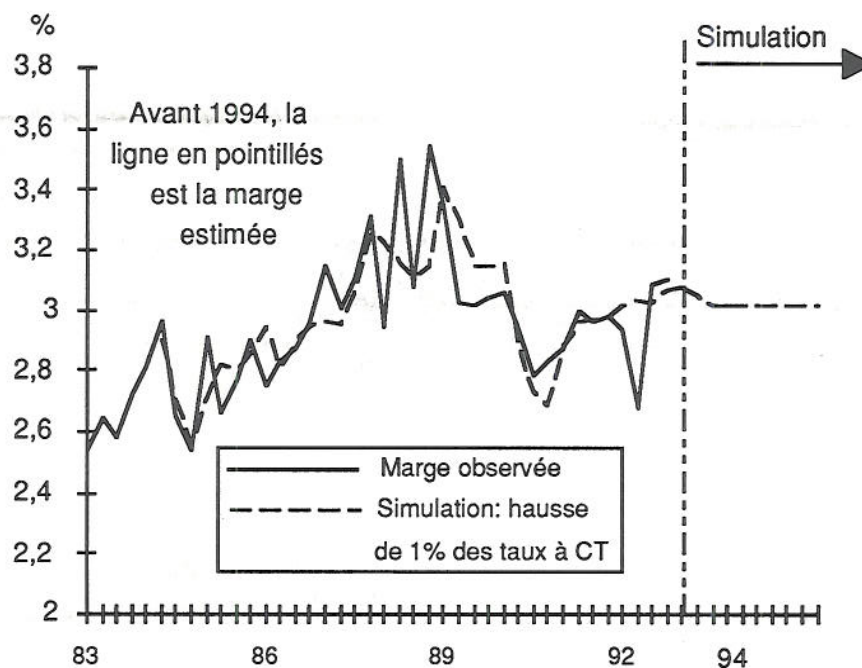
Equation des revenus d'intérêt par 100 \$ d'actif		Equation des dépenses d'intérêt par 100 \$ d'actif	
Variables	Coefficients (Statistique-T)	Variables	Coefficients (Statistique-T)
Constante	5,19 (4,49)	Constante	-
$r_{CT}$	0,46 (10,25)	$r_{CT}$	0,46 (9,03)
$PH/A_T$	0,69 (3,27)	$DAT/D_T$	0,04 (2,99)
$PF$	-0,53 (-5,67)	$PF$	-0,28 (-5,78)
$Dum$	-0,50 (-3,28)	$Dum$	-0,35 (-2,30)
$r_{LT_i}$	0,02 (0,34)	$r_{LT_i}$	0,08 (1,40)
$r_{LT_{i-1}}$	0,04 (1,14)	$r_{LT_{i-1}}$	0,06 (2,03)
$r_{LT_{i-2}}$	0,05 (2,63)	$r_{LT_{i-2}}$	0,04 (1,96)
$r_{LT_{i-3}}$	0,07 (2,14)	$r_{LT_{i-3}}$	-
$R^2=0,96$	$D-W=1,94$	$R^2=0,97$	$D-W=1,79$

La proportion des prêts hypothécaires dans les actifs totaux semble exercer une grande incidence sur les revenus d'intérêt par 100 \$ d'actif de cette banque. Lesdits revenus subissent aussi l'influence du pouvoir financier et de la variable auxiliaire. Quant aux dépenses d'intérêt par 100 \$ d'actif, les variables qui les affectent le plus s'avèrent être la variable auxiliaire et le pouvoir financier.

**Tableau 3.17**  
L'appariement de la Banque Toronto-Dominion.

	Equation des revenus d'intérêt par 100 \$ d'actif	Equation des dépenses d'intérêt par 100 \$ d'actif
Coefficient de $r_{CT}$	0.46	0.46
Somme des coefficients de $r_{LT}$	0.16	0.10

L'analyse de l'appariement de cette banque montre que cette dernière est immunisée à court terme et très peu désappariée à long terme (voir le figure 3.17). C'est donc dire que les échéances des portefeuilles d'actifs et de passifs à court terme sont égales. À long terme, l'écart de durée des deux portefeuilles est jugé minime.



**Figure 3.10** Simulation de la marge bénéficiaire de la Banque Toronto-Dominion: augmentation des taux d'intérêt à court terme de 1%.

Les simulations de taux d'intérêt confirment l'analyse ci-haut. La simulation de la réaction de la marge bénéficiaire à une augmentation du taux d'intérêt à court terme de 100 points de base, toutes choses égales d'ailleurs, révèle que la marge augmente de 0,01 \$ par 100 \$ d'actif, ce qui est négligeable (voir le tableau 3.3 et le figure 3.10). Dans le cas de l'augmentation du taux d'intérêt à long terme de 100 points de base, cette dernière diminue de 0,03 \$ par 100 \$ d'actif.

### Conclusion

Cette étude élabore un modèle économétrique qui rend compte de l'exposition des institutions de dépôts au risque issu des fluctuations des taux d'intérêt. La littérature traitant du sujet, nous fait part de l'existence de deux types de risque de taux d'intérêt: le risque-revenu et le risque-prix. Ce modèle tente d'isoler ces deux composantes du risque. Les institutions étudiées sont les caisses populaires Desjardins et les six grandes banques à charte canadienne, soit la Banque de Montréal, la Banque Nationale du Canada, la Banque de Nouvelle-Écosse, la Banque Canadienne Impériale de Commerce, la Banque Royale du Canada et finalement la Banque Toronto-Dominion.

Notre modèle est fortement inspiré de celui de Mitchell (1985), modèle qui étudie le risque de taux d'intérêt en analysant les ajustements des revenus et des dépenses d'intérêt par 100 \$ d'actifs aux fluctuations des taux d'intérêt, aussi bien à court terme qu'à long terme. Nous avons enrichi ce modèle en le dotant d'autres variables afin d'analyser, non seulement l'appariement des institutions de dépôt, mais aussi l'incidence de ces variables sur la marge bénéficiaire desdites institutions.

L'estimation de notre modèle s'est soldée par des résultats fort intéressants. Certes, les variables les plus importantes pour juger de l'évolution des revenus et des dépenses d'intérêt par 100 \$ d'actif sont inéluctablement les variables de taux d'intérêt à court et à long terme. Elles représentent, en effet, la base de notre analyse de l'appariement des institutions de dépôt étudiées. En estimant les retards sur la variable de taux d'intérêt à long terme à l'aide du polynôme d'Almon, l'on constate que les taux hypothécaires de 5 ans des trimestres (t-1) et (t-2) ont une grande incidence sur les revenus et les dépenses d'intérêt par 100 \$ d'actif, et par conséquent sur la marge bénéficiaire.

Outre ces deux variables, les revenus d'intérêt par 100 \$ d'actif sont fortement influencés par le pouvoir financier et la variable auxiliaire. En ce qui concerne les dépenses d'intérêt par 100 \$ d'actif, les variables qui ont la plus grande incidence sont le pouvoir financier, la proportion des dépôts à terme dans les dépôts totaux et la variable auxiliaire.

Par ailleurs, les caisses populaires Desjardins sont beaucoup plus désappariées que les banques à charte canadiennes. À court terme, les institutions les plus appariées sont la Banque Toronto-Dominion et la Banque Royale du Canada, suivies, dans l'ordre, par la Banque de Montréal, la Banque Nationale du Canada, la Banque Canadienne Impériale de Commerce, la Banque de Nouvelle-Écosse et finalement les caisses Desjardins. À long terme, les institutions les plus appariées demeurent la Banque Royale du Canada et la Banque Toronto-Dominion, suivies cette fois-ci, dans l'ordre, par la Banque de Montréal, la Banque de Nouvelle-Écosse, la Banque Canadienne Impériale de Commerce, les caisses Desjardins et la Banque Nationale du Canada.

À la lumière de ce qui précède, les institutions les plus appariées, aussi bien à court terme qu'à long terme, sont la Banque Royale et la Banque Toronto-Dominion. Les caisses populaires Desjardins sont les plus désappariées à court terme alors que la Banque Nationale du Canada s'avère être l'institution de dépôt la plus désappariée à long

terme. Les institutions qui voient leur marge bénéficiaire augmenter lors d'une hausse des taux d'intérêt à court terme sont la Banque de Montréal, la Banque Royale du Canada et la Banque Toronto-Dominion. Évidemment, les marges bénéficiaires des institutions restantes s'accroissent lors d'une augmentation des taux d'intérêt à long terme.

Nous avons traité le risque-prix en analysant l'ajustement des revenus et des dépenses d'intérêt par 100 \$ d'actif aux fluctuations des taux d'intérêt à long terme. Ensuite, et dépendamment des coefficients des variables de taux d'intérêt, nous avons analysé les durées des portefeuilles d'actifs et de passifs à long terme. Les études à venir devront essayer de circonscrire davantage le risque-prix qui est relié aux fluctuations des valeurs présentes tant des actifs que des passifs. À notre avis, il n'existe pas encore de méthodes d'ajustement empirique satisfaisantes à cet effet. Il serait intéressant aussi d'analyser empiriquement l'impact des instruments de couverture sur la situation d'appariement des institutions de dépôts afin de déterminer la couverture optimale pour chacune des institutions étudiées.

## BIBLIOGRAPHIE

- BIERWAG, G. O., G. G. KAUFMAN, et C. KHANG. 1978. "Duration and Bond Portfolio Analysis: an Overview". *Journal of Financial and Quantitative analysis*, vol. 13, no 4 (novembre), pp. 671-681.
- BIERWAG, G. O. et G. G. KAUFMAN. 1977. "Coping With the Risk of Interest Rate Fluctuation: a Note". *Journal of Business*, vol. 50, no 3 (juillet), pp. 364-370.
- BIERWAG, G.O. 1987. *Duration Analysis: Managing Interest Rate Risk*. Cambridge (Mass.): Ballinger, 341 p.
- BREWER, E. 1985. "Bank Gap Management and the Use of Financial Futures". *Federal Reserve Bank of Chicago*, mars/avril, pp.12-22.
- COOPER, I.A. 1977. "Asset Values, Interest Rate Changes and Duration". *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 12, no 5 (décembre), pp.701-723.
- COPELAND, T.E. et J.F. WESTON. 1988. *Financial Theory and Corporate Policy*, 3<sup>e</sup> éd. New York: Addison-Wesley, 946 p.
- ELTON, E.J. et M.J. GRUBER. 1991. *Modern Portfolio Theory and Investment Analysis*, 4<sup>e</sup> éd. New York: John Wiley & Sons, 736 p.
- FABOZZI, F. J. 1989. *Investment Management*. Cambridge: Ballinger Publishing Company, 780 p.
- FLANNERY, M.J. et C.M. JAMES. 1984. "Market Evidence on the Effective Maturity of Bank Assets and Liabilities". *Journal of Money, Credit, and Banking*, vol. 16, no 4 (novembre), pp. 435-445.
- FLANNERY, M.J. 1983. "Interest Rates and Bank Profitability: Additional Evidence". *Journal of Money, Credit, and Banking*, vol. 15, no 3 (août), pp. 355-362.
- FLANNERY, M.J. 1981. "Market Interest Rates and Commercial Bank Profitability: An Empirical Investigation". *Journal of Finance*, vol.13, no 4 (décembre), pp.1085-1101.
- GROVE, M. A. 1974. "On Duration and the Optimal Maturity of the Balance Sheet". *Bell Journal of Economics and Management Science*, vol. 5, no 2 (août), pp. 696-709.
- JOHNSTON, J. 1972. *Econometric Methods*, 2<sup>e</sup> éd. New York: McGraw-Hill Book Company, 437 p.
- KOLB, R.W. 1992. *Investments*, 3<sup>e</sup> éd. VILLE: Kolb Publishing Co, 814 p.
- MACAULAY, F. R. 1938. *The Movements of Interest Rates, Bonds Yields and Stock Prices in the United States Since 1856*. New York: NBER, 331 p.
- MAISEL S. J. et R. JACOBSON. 1978. "Interest Rate Changes and Commercial Bank Revenues and Costs". *Journal of Financial and Quantitative analysis*, vol. 13, no 4 (novembre), p. 687-700.

- MITCHELL, K. 1985. "Interest Rate Risk at Commercial Banks: an Empirical Investigation". *Federal Reserve Bank of Kansas City*, juillet, pp. 2-35.
- OLSON, R.L. et D.G. SIMONSON. 1982. "Gap Management and Market Rate Sensitivity". *Journal of Banking Research*, printemps, pp. 53-58.
- PLATT, R.B. 1986. *Controlling Interest Rate Risk: New Techniques and Applications for Money Management*. New York: Wiley, 414 p.
- SANTOMERO, A. M. 1984. "Modeling the Banking Firm". *Journal of Money, Credit, and Banking*, vol. 16, no 4 (novembre), pp. 574-616.
- SHARPE, W. F. 1964. "Capital Asset Prices: a Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk". *Journal of Finance*, vol. 19, no 3, (septembre), pp. 425-442.
- SIMONSON, D.G. et G.H. Hempel. 1982. "Improving Gap Management for Controlling Interest Rate Risk". *Journal of Banking Research*, été, pp. 109-115.
- THÉORET, R. 1991. "Un modèle économétrique des marges bénéficiaires des caisses populaires Desjardins du Québec et des banques à charte canadiennes", *L'Actualité économique*, vol. 67, no 1 (mars), p. 58-79.
- TOEVS, A.L. 1983. "Gap Management: Managing Interest Rate Risk in Banks and Thrifts". *Federal Reserve Bank of San Francisco*, printemps, pp. 12-34.
- WILLIAMS, A. O. et P. E. PFEIFER. 1982. "Risk Estimation in Active Investment management". *Journal of Finance*, vol. 37, no 2 (mai), pp. 399-411.