

Article

« Économies d'échelle et de gamme dans les Caisses Desjardins »

Mario Fortin, André Leclerc et Claude Thivierge

L'Actualité économique, vol. 76, n° 3, 2000, p. 393-421.

Pour citer cet article, utiliser l'information suivante :

URI: <http://id.erudit.org/iderudit/602329ar>

DOI: 10.7202/602329ar

Note : les règles d'écriture des références bibliographiques peuvent varier selon les différents domaines du savoir.

Ce document est protégé par la loi sur le droit d'auteur. L'utilisation des services d'Érudit (y compris la reproduction) est assujettie à sa politique d'utilisation que vous pouvez consulter à l'URI <http://www.erudit.org/apropos/utilisation.html>

Érudit est un consortium interuniversitaire sans but lucratif composé de l'Université de Montréal, l'Université Laval et l'Université du Québec à Montréal. Il a pour mission la promotion et la valorisation de la recherche. Érudit offre des services d'édition numérique de documents scientifiques depuis 1998.

Pour communiquer avec les responsables d'Érudit : erudit@umontreal.ca

ÉCONOMIES D'ÉCHELLE ET DE GAMME DANS LES CAISSES DESJARDINS*

Mario FORTIN

Université de Sherbrooke

André LECLERC

Université de Moncton (campus d'Edmundston)

Claude THIVIERGE

Statistique Canada

RÉSUMÉ – Nous utilisons les données comptables de 1 073 caisses populaires et d'économies Desjardins du Québec pour estimer une fonction de coût translogarithmique multiproduits dans le but de tester la présence d'économies d'échelle et de gamme. En utilisant l'approche par la production, nous définissons six catégories de produits, trois sortes d'intrants et trois variables de contrôle. Ces variables permettent de mesurer l'hétérogénéité de coûts provenant de la croissance à court terme de l'actif, de la densité d'occupation du sol et de la richesse de la clientèle. Nos résultats montrent que l'élasticité du coût par rapport à la production est de 0,98 et significativement inférieure à l'unité. Il y a donc de faibles économies d'échelle. Les économies de gamme semblent nettement plus importantes puisque nos estimés suggèrent que la production jointe permet de réduire les coûts d'opération de près de 50 %.

ABSTRACT – *Economies of Scale and Scope in the Caisses Desjardins.* Using accounting data from 1,073 *Caisses populaires et d'économie Desjardins*, we estimated a translogarithmic multi-product cost function enabling us to test for economies of scale and scope. Using the production approach, we defined six products, three inputs and three control variables to capture the cost heterogeneity stemming from short-term asset growth, localization of activities and clients' average wealth. We detected global scale economies, the output elasticity of the cost function being 0.98 and statistically less than one. However, global scope economies are much more important since the joint production allows for a cost savings of almost 50 %.

* Nous tenons à remercier Marc Prud'homme ainsi que deux arbitres anonymes pour leurs commentaires pertinents. Nos remerciements s'adressent aussi à Yves Dumas et Michel Goulet, de la Confédération des caisses populaires et d'économie Desjardins, qui nous ont fourni les données nécessaires à la réalisation de cette étude ainsi que des informations de première main sur les coûts et le système comptable de Desjardins. Cette recherche a reçu le soutien financier de la Chaire des caisses populaires acadiennes en études coopératives de l'Université de Moncton et du Fonds de recherche à allocation interne de l'Université de Sherbrooke.

INTRODUCTION

L'industrie bancaire subit depuis une quinzaine d'années d'importantes transformations. Alors que les opérations bancaires traditionnelles sont de plus en plus automatisées, les clients délaissent les produits d'épargne traditionnels pour rechercher une gamme de produits de plus en plus étendue. À la suite d'assouplissements réglementaires apportés aux États-Unis depuis près de 20 ans, les banques américaines ont pu élargir le cadre de leurs activités. Cela a accentué, voire même rendu possible, une tendance à une concentration plus forte de l'industrie. Comme le rapportent Berger et Mester (1997), le nombre de fusions bancaires est passé d'une moyenne annuelle de 190 entre 1960 et 1982 à plus de 400 depuis cette date. Le nombre de banques en opération aux États-Unis a ainsi fléchi de plus de 14 000 en 1980 à environ 9 000 en 1996.

Cependant, en parallèle à ces fusions, le nombre de faillites bancaires s'est accru et ces difficultés financières se sont manifestées avec une acuité particulière dans les institutions relativement petites et peu diversifiées. Comme ces tendances peuvent s'interpréter par la présence d'économies d'échelle et de gamme, une importante littérature s'est développée pour tester ces hypothèses. Bien qu'il y ait un large accord sur la présence d'économies d'échelle pour les petites banques, ce que montrent Clark (1988) ou Berger et Humphrey (1997)¹, il demeure une assez grande incertitude sur l'importance de ces économies et sur la taille minimale d'efficacité. La recherche n'a cependant pas permis de conclure de façon claire en la présence d'économies de gamme reliées aux activités bancaires traditionnelles de prêts et de dépôts.

L'évolution de l'industrie bancaire au Canada a été différente. Comme l'industrie était dominée par un petit nombre de grandes banques à succursales de propriété canadienne, la *Loi sur les banques* a été modifiée en 1980 dans le but d'aviver la concurrence. En vertu de l'annexe II de cette loi, les filiales d'institutions financières peuvent dorénavant obtenir une charte bancaire. Cette disposition a partiellement atteint ses buts. En effet, on a assisté à l'émergence de plus d'une centaine de banques de plus petite taille sur le marché canadien au cours des années quatre-vingt, la plupart étant des filiales de banques étrangères. Comme plusieurs de ces banques ont pu prospérer en dépit du fait qu'elles étaient beaucoup plus petites que les banques canadiennes de l'annexe I, on peut y voir un signe que leur actif se situait à un niveau suffisant pour opérer au-delà du seuil minimal d'efficacité. On a ainsi observé pendant cette décennie que les principales banques ont perdu des parts de marché des dépôts et des prêts.

1. La grande majorité des études rapportent une élasticité des coûts par rapport à la production se situant entre 0,90 et 1,02. Les estimés les plus faibles de cette élasticité sont ceux de Hardwick (1990) qui obtient un coefficient de seulement 0,796 avec un échantillon de *Building Societies* britanniques et Kim (1986) qui rapporte un spectaculaire 0,65 dans les banques israéliennes.

Cependant les faillites de la *Norbank* et de la *Commercial Bank* au milieu des années quatre-vingt ont miné la confiance envers les nouvelles banques de sorte que les actifs de plusieurs d'entre elles furent rachetés par de plus grandes banques². Par ailleurs, suite aux amendements de 1987 et au décloisonnement de 1992, les banques de l'annexe I ont acheté la quasi-totalité des sociétés de fiducie et de courtage. Comme le souligne Freedman (1998), ces acquisitions leur ont permis de récupérer les parts de marché des dépôts perdues au cours de la décennie précédente. Par ailleurs, l'annonce en 1998 des projets de fusions de la Banque Royale avec la Banque de Montréal et de la Banque TD avec la Banque Scotia ont relancé le débat sur la taille optimale des banques. Ces projets indiquent que les banques canadiennes cherchent à réaliser les bénéfices qu'apportent les économies d'échelle et de gamme. Cependant, la crainte que la concentration accrue nuise à la concurrence dans l'industrie a amené le gouvernement fédéral à ne pas autoriser ces fusions.

Le Mouvement des Caisses populaires et d'économie Desjardins est aujourd'hui, depuis l'achat par la Banque TD de la société de fiducie *Canada Trust*, le seul concurrent de taille respectable des banques à charte. En raison de leur structure de propriété, les coopératives d'épargne et de crédit sont à l'abri des prises de contrôle et des acquisitions. De plus, un cadre réglementaire plus souple a permis à Desjardins d'occuper plus rapidement que les banques une niche dans les services de fiducie et d'assurance, et même de posséder pendant quelques années une filiale bancaire, la Banque Laurentienne. Solidement implanté dans les milieux francophones, le Mouvement Desjardins est aussi la principale institution financière au Québec. Or, la performance financière de Desjardins dans les années quatre-vingt-dix fut relativement décevante. Cela s'est traduit à la fois par un rythme d'expansion de l'actif et une rentabilité plus faibles que ceux des banques à charte. Ainsi, de 1992 à 1997, le taux de rendement avant impôt sur l'avoir des banques est passé de 8,99 % à 18,17 % alors que celui des coopératives d'épargne et de crédit a tout juste progressé de 9,24 % à 9,83 %³. Si elle se poursuivait, cette plus faible rentabilité pourrait à long terme miner la capacité concurrentielle de Desjardins.

En dépit de l'ampleur des transformations et de l'importance des enjeux dans l'industrie bancaire, les coûts des intermédiaires financiers canadiens n'ont pas été étudiés depuis les travaux de Murray et White (1980, 1983) sur les *Credit Unions* de la Colombie-Britannique. Cette étude tente d'actualiser nos connaissances en estimant la fonction de coûts des Caisses populaires et d'économie Desjardins du Québec. Notre but principal est de déterminer l'impact de la taille

2. Les banques ayant fait faillite concentraient leurs actifs dans les provinces de l'Ouest canadien et étaient très actives dans le crédit commercial. Leur portefeuille de prêts a donc été particulièrement vulnérable à la chute des prix de l'énergie en 1985. Les banques ayant une meilleure diversification au niveau géographique et au niveau de la gamme de produits ont mieux supporté le choc.

3. Ces données proviennent des catalogues 61-219 et 61-008 de *Statistique Canada*.

des points de service et de la diversité de la gamme de produits sur les coûts. Ces questions prennent une importance cruciale aujourd'hui en raison de l'orientation que prend la restructuration de Desjardins. La taille moyenne des caisses est d'approximativement 40 millions de dollars alors que l'actif moyen des succursales bancaires est d'environ 120 millions de dollars. On soupçonne ce réseau dense de points de services d'engendrer des coûts additionnels et, ainsi, d'être en partie responsable de la moins grande rentabilité de Desjardins. Cette interprétation a donné lieu à un mouvement visant à réduire le nombre de caisses, 93 fusions de caisses du Mouvement Desjardins ayant été réalisées entre 1996 et 1998⁴.

Notre étude a été rendue possible par l'utilisation d'une base de données d'une très grande qualité, soit les données comptables de 1 073 caisses locales et d'économie Desjardins. En plus du degré de finesse que ces données permettent dans la classification des activités, l'utilisation d'une norme comptable unique applicable à toutes les observations réduit au minimum les problèmes pouvant être introduits dans l'échantillon par des regroupements effectués selon des critères différents. Par ailleurs, nous avons pu estimer une fonction comportant six produits distincts alors que la plupart des études empiriques définissent deux ou trois produits seulement. Finalement, il fut possible de combiner aux données comptables certaines variables provenant du système d'information de Desjardins afin de caractériser deux éléments potentiellement importants pour les coûts, soit la localisation et certaines caractéristiques de clientèle.

Ce texte est structuré de la façon suivante. La prochaine section explique pour quelles raisons l'hypothèse de maximisation des profits permet de caractériser le comportement des caisses. La deuxième section compare deux approches théoriques à la production bancaire et définit la fonction de coût que nous avons utilisée. La troisième section rappelle différents concepts d'économies d'échelle et de gamme. La quatrième section présente les données utilisées et les principaux résultats avant de conclure dans une dernière section. Le résultat le plus important de notre étude est que les caisses plus grandes peuvent opérer à un coût moyen plus faible. Il serait donc avantageux sur le plan des coûts de poursuivre le mouvement déjà entamé vers une réduction du nombre de caisses et une augmentation de l'actif moyen de chacune.

4. Comme la part sociale a surtout une valeur symbolique, les membres des caisses se préoccupent peu du rendement sur l'avoir. Par conséquent, même si des fusions de caisses permettaient de réduire les coûts, la pression des membres pour qu'elles se réalisent demeure faible tant que la caisse est rentable. L'ajustement vers un réseau moins dense devrait donc être plus lent que dans le cas d'une banque à succursales. C'est surtout lorsque des caisses locales subissent des pertes susceptibles de remettre en question leur survie que les fusions tendent à s'opérer.

1. LES OBJECTIFS ET LA FONCTION DE COÛT DES CAISSES POPULAIRES

Suivant la majorité des études récentes dont Murray et White (1983), Youn Kim (1986), Mester (1987), Hardwick (1989), Kolari et Zardkoohi (1990), Humphrey (1990, 1993) et Rezvanian, Mehdian et Elyasiani (1996), nous estimons une fonction de coût translogarithmique multiproduits. L'usage d'une forme fonctionnelle flexible est maintenant quasi obligatoire depuis que les formes fonctionnelles plus spécifiques ont été systématiquement rejetées dans les années soixante-dix, notamment par Flannery (1974) et Koot (1978). Kim (1986) a pour sa part rejeté l'existence d'un produit bancaire unique en faveur des fonctions multiproduits.

L'approche méthodologique que nous avons retenue repose sur l'hypothèse de maximisation des profits. Même si notre démarche ne vise pas en soi à vérifier l'objectif principal que poursuivent les caisses populaires, nous ne pouvons évacuer cette question car l'hypothèse de maximisation du profit pour expliquer le comportement des caisses populaires a parfois été contestée. Par exemple, Smith, Cargill et Meyer (1981 : 519) mentionnent que : « La plupart des auteurs reconnaissent que la maximisation du profit serait un objectif plutôt incongru pour une organisation qui se présente constamment comme sans but lucratif ». Ces auteurs continuent en soutenant que puisque dans une caisse populaire les membres sont à la fois les propriétaires et les utilisateurs, on ne peut simplement supposer que les membres tentent de maximiser le profit généré par leurs transactions avec la caisse populaire sans tenir compte du prix et de la quantité des services.

Cet argument oublie cependant trois choses. Tout d'abord, le surplus lié à la propriété coopérative du capital devrait en principe retourner aux membres. Que ceux-ci obtiennent ce surplus selon une règle de distribution *ex ante* prenant la forme d'abattements de prix ou *ex post* sous forme de ristournes ne change en rien le montant distribué. La maximisation des profits peut donc être un objectif légitime des membres. Deuxièmement, la caisse populaire opère sur un marché concurrentiel. Comme ni les ressources ni les clients ne sont captifs, le comportement de la coopérative est contraint par le marché qui, dans ce cas, est dominé par des institutions de type capitaliste. Ainsi, « ...dans la mesure où les caisses d'épargne et de crédit opèrent sur des marchés relativement concurrentiels et dans la mesure où la concurrence interne et externe pour les gestionnaires des caisses est relativement forte...la performance financière des caisses devrait être assez proche de celle prédite par un modèle de maximisation des profits » (Rousseau, 1984 : 5). Finalement, la diversité des intérêts de la trilogie coopérative, soit ceux des membres, des dirigeants élus et des gestionnaires, trouve souvent un point commun uniquement dans le profit maximal car chacun peut avoir avantage à ce que l'entreprise fasse le plus grand surplus possible.

Du côté des membres, il en va d'abord de la survie de l'entreprise qui, pour se prémunir contre les mauvaises créances et les périodes difficiles, doit créer des réserves financières à même les surplus. Ensuite, la rivalité épargnants-emprunteurs fait en sorte que dans une caisse populaire où, par exemple, la prise de décisions

est dominée par les épargnants, ces derniers vont chercher à obtenir le plus grand surplus possible sur le dos des emprunteurs. En effet, cela leur permet de recevoir le maximum de ristourne sur les dépôts. L'argument s'appliquerait de façon semblable dans une caisse populaire dominée par les emprunteurs, ces derniers ayant intérêt à ce que la caisse obtienne les plus grands surplus possibles auprès des déposants afin de maximiser la ristourne sur les prêts. Cette hypothèse de comportement est, sur le plan théorique, très bien représentée dans la littérature sur les coopératives d'épargne et de crédit. (Pichette, 1972; Walker et Chandler, 1977; Smith, Cargill et Meyer, 1981 et Smith, 1984). Notons cependant qu'au plan empirique, l'hypothèse de dominance par les membres-épargnants ou les membres-emprunteurs est en général rejetée (Smith, 1986).

Du côté des dirigeants, la présence de surplus importants est le reflet d'une direction efficace car la ristourne aux membres d'une partie du surplus leur montre qu'une partie de leur revenu est directement liée à la performance de l'entreprise. Les dirigeants peuvent justifier l'atteinte du profit maximal par le fait que le marché très concurrentiel dans lequel la caisse populaire opère l'oblige à agir comme ses compétiteurs. Cet argument est utilisé par Murray et White (1981, 1983) et Navratil (1981) lorsqu'ils supposent que l'objectif de la caisse populaire est la minimisation des coûts.

Enfin, comme une piètre rentabilité ne permet pas à la caisse d'être très généreuse envers ses gestionnaires, l'évolution du salaire et des autres bénéfices d'emploi des gestionnaires est elle aussi liée à la performance de la caisse. Ceux-ci ont donc intérêt à ce que la caisse réalise des surplus. L'intégration de la logique des gestionnaires dans la modélisation du comportement des caisses populaires s'est effectuée de deux façons.

D'abord Keatin et Keating (1975a et 1975b) et Keating (1979) ont, dans la tradition des recherches de Williamson (1964), développé l'argument que la structure organisationnelle et les droits de propriété peuvent influencer l'allocation et l'utilisation des ressources dans une coopérative d'épargne et de crédit. Ces deux facteurs donnent beaucoup de liberté d'action aux gestionnaires, si bien que ceux-ci ont la possibilité de fixer le niveau et la proportion des surplus qui seront distribués aux membres sous forme de ristourne. Étant donné que personne ne peut réclamer le droit de s'approprier le surplus non distribué, les auteurs supposent que les gestionnaires peuvent les utiliser à leur discrétion. Le modèle est alors construit en supposant que ceux-ci tentent de maximiser leur utilité, les variables de contrôle étant le niveau de production et d'émoluments. Également, Chateau (1977, 1979 et 1980), s'inscrivant dans la logique développée par Ghosh et Parkin (1972) pour l'analyse du comportement des *Building Societies* britanniques, suppose que les gestionnaires s'efforcent d'optimiser la taille de l'institution. En raison des normes de capitalisation, la croissance de l'actif n'est possible que par une croissance de la réserve, donc par la rétention des trop-perçus. De nouveau, l'atteinte de cet objectif requiert la présence de trop-perçus élevés.

On retrouve dans l'idée de recherche du profit ou du surplus maximal une synthèse des intérêts des trois intervenants et aussi, jusqu'à un certain point, une synthèse des logiques sur lesquelles ont été construits les modèles précédents. Cette hypothèse ne peut donc pas être écartée aussi facilement que Smith, Cargill et Meyer (1981) voulaient le laisser croire. Ainsi, lorsque soumise à une forte concurrence, les caisses populaires pourraient selon toute vraisemblance poursuivre un objectif de maximisation du profit et de minimisation des coûts.

2. LA FORME FONCTIONNELLE DE LA FONCTION DE COÛT

La fonction de coût estimée est de type translogarithmique. Bien que fréquemment utilisé dans les travaux empiriques, McAllister et McManus (1993) ont mis en doute la capacité de ce type de fonction à estimer correctement les coûts des banques américaines. Ils soutiennent que même s'il s'agit d'une fonction flexible qui s'ajuste en principe facilement à toute forme fonctionnelle, elle ne demeure qu'une approximation quadratique de la vraie fonction de coût autour du point d'expansion. Ils font observer que lorsque les observations sont très dispersées, comme c'est le cas avec les forts écarts dans la valeur de l'actif des banques américaines, la fonction translogarithmique est sujette à une erreur d'approximation qui peut fausser les résultats. Lorsque le nombre d'observations est assez grand, on peut pallier ce problème en estimant séparément sur des sous-échantillons constitués de banques regroupées selon leur taille⁵. L'autre solution qu'ils proposent, reprise plus récemment par Mitchell et Onvural (1996), consiste à utiliser la forme flexible de Fourier dont les termes trigonométriques permettent aisément d'accommoder une forte dispersion de taille. Cependant, McCallister et McManus montrent aussi que lorsque l'actif des institutions se maintient dans un intervalle compris entre 1/10 et 10 fois la moyenne échantillonnale, l'erreur d'approximation de la fonction translogarithmique est très faible. Berger et Mester (1997) concluent pour leur part que les fonctions trigonométriques ne procurent qu'une amélioration minimale de l'ajustement et que les estimés sont robustes au choix de la méthode d'estimation.

Nous avons donc retenu la fonction translogarithmique. Nos données sont une coupe transversale des résultats financiers pour la période de douze mois se terminant en juin 1995 de 1 073 caisses dont l'actif varie entre 1,7 millions de dollars et 321 millions de dollars avec une valeur moyenne de 41,9 millions de dollars. À l'exception des 61 plus petites caisses, nos observations demeurent donc à l'intérieur des bornes indiquées par McCallister et McManus.

Deux approches principales sont utilisées pour modéliser les coûts bancaires. Celle d'intermédiation considère qu'une banque achète des fonds pour produire des actifs productifs d'intérêts. Puisque les dépôts entraînent une dépense, ils sont

5. Une solution moins élégante, adoptée par Hardwick (1990), consiste à estimer sur tout l'échantillon puis à calculer les propriétés de la fonction de coût à des points d'expansion différents.

considérés comme un intrant de sorte que les coûts sont alors la somme des coûts d'opération et des dépenses en intérêt. L'approche par la production prend une autre perspective et définit la banque comme un producteur à la fois d'actifs financiers et de services de dépôts. Ces derniers font alors partie des produits bancaires de sorte que les coûts sont restreints seulement aux dépenses d'opération, soit le personnel, le capital et les autres intrants.

Au plan empirique, Humphrey (1990) souligne que l'approche par la production tend à surestimer les économies d'échelle. En effet, les grandes banques américaines ont souvent une meilleure cote de crédit qui leur permet d'emprunter à des taux plus avantageux que les petites institutions bancaires. Cela les incite à financer une plus grande partie de leur portefeuille d'actifs avec des fonds empruntés. Le ratio entre les coûts d'opération et les coûts totaux est ainsi une fonction négative de la taille des banques. Si on se base uniquement sur les coûts d'opération, on peut donc être amené à conclure en la présence d'économies d'échelle alors qu'il n'y a en fait qu'une substitution entre deux intrants dont le prix relatif change avec la taille de la banque.

Néanmoins, l'approche d'intermédiation présente certaines faiblesses. Les banques déploient des efforts promotionnels intenses pour attirer des dépôts du public, ce qui les identifie clairement comme un produit de l'activité bancaire. Par ailleurs, en refusant de considérer les dépôts comme un produit, on se prive de la capacité d'effectuer un des tests les plus intéressants d'économies de gamme, soit celui de la complémentarité de coûts entre les activités d'épargne et de crédit. L'approche de production est donc au plan conceptuel préférable et permet un plus large éventail de tests⁶. Finalement, l'approche d'intermédiation s'accommode mal des différentes catégories de dépôts que nous avons retenues. Lorsqu'on tient compte non seulement des dépenses en intérêt mais également des frais que les caisses prélèvent sur chaque type de dépôts, on constate que pour plusieurs caisses, certains types de dépôts produisent des revenus nets à la caisse⁷. Cela est incompatible avec le fait que ce type de dépôts soit défini comme un intrant.

En raison de toutes ces considérations, nous avons préféré l'approche de production. Afin de nous assurer que ce choix ne biaise pas les économies d'échelle estimées, nous avons pris soin de vérifier le lien entre la part des fonds empruntés et l'actif des caisses. Comme les caisses locales empruntent à leur fédération à un taux fixé par cette dernière, les grosses caisses ne jouissent d'aucun avantage de

6. L'estimation de la fonction de coût est possible lorsque les prix des intrants sont exogènes. Comme nous l'a fait remarquer un arbitre, si le coût des dépôts est relié négativement à l'actif, cela invalide l'hypothèse que les prix des intrants soient exogènes.

7. Le coût de revient des dépôts peut être vu comme la différence entre les revenus et les dépenses sur les dépôts. Dans le cas de l'épargne avec opérations, le taux d'intérêt est tellement faible que plusieurs caisses prélèvent des frais sur les opérations effectuées sur ces dépôts supérieurs aux intérêts qu'elles paient aux déposants.

coût d'emprunt par rapport aux plus petites⁸. Cette différence importante par rapport aux banques commerciales américaines se traduit par une absence de lien statistique, dans notre échantillon, entre l'actif et la part des fonds empruntés. En effet, l'hypothèse nulle que l'actif est sans effet sur la part des fonds empruntés atteint un niveau marginal de signification d'à peine 20 %. Cela implique donc que le ratio des coûts d'opération aux coûts totaux est insensible à l'actif.

On définit donc la fonction de coût multiproduits d'une caisse populaire par :

$$CT = CT(p, y) \equiv \min \{x'p : F(x, y) = 0\}, \quad (1)$$

où CT représente le coût total d'opération, p est le vecteur de prix des facteurs, y est le vecteur de produits alors que x désigne le vecteur des intrants.

Nous définissons six produits différents, soit trois types de prêts et trois types de dépôts. Les prêts à la consommation (y_1), les prêts hypothécaires à l'habitation et à l'investissement⁹ (y_2) et les prêts commerciaux et institutionnels (y_3) forment les catégories de produits associées aux services de prêts. Ils constituent respectivement 16 %, 54 % et 30 % du portefeuille de prêts des caisses populaires. L'épargne avec opérations, l'épargne à plages de taux et l'épargne stable ont été regroupées en un seul type de dépôts (y_4), soit l'épargne exigible¹⁰. Les comptes d'épargne à terme (y_5) et d'épargne à imposition différée (y_6), ces derniers étant principalement des régimes enregistrés d'épargne-retraite, constituent les autres catégories de dépôts. L'épargne exigible représente 30 % du total des dépôts, l'épargne à terme 46 % alors que l'épargne à imposition différée compte pour 24 %.

Nous retenons trois facteurs de production, soit le capital immobilier, le travail et les autres facteurs de production. Le prix unitaire du capital immobilier (p_1) est le ratio du coût des locaux sur la valeur des locaux affectés à l'exploitation. L'évaluation adéquate de ce prix nécessite des ajustements pour deux raisons. Tout d'abord, une partie des locaux possédés par la caisse peut ne pas être utilisée pour la production. Deuxièmement, une partie ou la totalité des locaux

8. Cela ne signifie cependant pas que les coûts moyens d'emprunt sont identiques pour toutes les caisses. En effet, les caisses peuvent emprunter de leur fédération pour plusieurs raisons. Les emprunts visant à répondre à des besoins temporaires de liquidités ne sont pas assujettis aux mêmes conditions que les emprunts à long terme visant à combler une insuffisance chronique de dépôts. Comme le taux du crédit varie selon le type d'emprunt, la différence dans la composition des emprunts fait varier d'une caisse à l'autre le taux moyen payé à la fédération.

9. Les prêts à l'investissement sont en grande partie des prêts destinés au financement d'immeubles multifamiliaux locatifs. Étant semblables aux prêts hypothécaires, ils ont été regroupés avec ces derniers. Les choix de regroupement sont basés sur les données internes du Mouvement Desjardins sur les coûts de revient des différents produits financiers.

10. Les comptes à plage de taux sont des comptes progressifs semblables à l'épargne avec opérations. Ils s'en distinguent surtout par le fait qu'on y prélève moins de frais et qu'on paie un intérêt croissant avec le solde. L'épargne stable est pour sa part susceptible de payer davantage d'intérêt lorsque les taux d'intérêt sont élevés, mais perd son avantage distinctif dans le contexte actuel de taux d'intérêt faible.

exploités peut être louée¹¹. Nous avons donc procédé à deux ajustements du stock de capital immobilier possédé par la caisse pour estimer celui utilisé dans la production, soit soustraire le capital possédé qui n'est pas affecté à l'exploitation et ajouter le stock de capital loué affecté à l'exploitation.

Pour effectuer ces ajustements, nous avons dans un premier temps défini le coût des locaux possédés et exploités CL_p en soustrayant du coût des locaux deux éléments, soit le coût de location et le coût des immeubles non reliés à l'exploitation. La valeur des immeubles possédés et exploités SL_p fut obtenue pour sa part en soustrayant des immeubles possédés la valeur des immeubles non affectés à l'exploitation. Le coût d'usage du capital possédé et exploité est alors $r = CL_p/SL_p$. Sous l'hypothèse que le coût d'usage du capital loué est identique à celui du capital possédé, on a donc $p_1 = r$. La valeur des immeubles loués affectés à l'exploitation s'obtient alors en divisant le coût de location des immeubles exploités par le coût d'usage du capital, soit $SL_L = CL_L/r$, où CL_L est le coût de location. La valeur estimée des locaux affectés à l'exploitations (SL) étant la somme des locaux possédés et loués, on a finalement $SL = SL_p + SL_L$.

Le taux de salaire (p_2) est donné par le rapport entre les dépenses en main-d'oeuvre, soit les salaires et les bénéfices marginaux, et le nombre d'employés en équivalence temps plein. Le prix unitaire des autres facteurs (p_3) est obtenu de façon résiduelle. Il est donné par le ratio entre, d'une part, le total des frais d'exploitation moins le coût de la main-d'oeuvre et du capital immobilier affecté à l'exploitation, et, d'autre part, la valeur du capital possédé moins celle des immeubles possédés affectés à l'exploitation. Les autres facteurs de production comprennent donc, entre autres, le mobilier de bureau et les frais informatiques.

Les parts de coût des facteurs de production sont données par le rapport entre la dépense attribuable à un facteur de production et le coût total d'opération. Ainsi la part du capital immobilier (S_1) est le ratio entre les dépenses en immeubles et le coût total. La part de la main-d'oeuvre (S_2) est le ratio entre les dépenses en personnel et le coût total. Enfin, la part des autres facteurs (S_3) est le ratio entre les autres dépenses et le coût total et est obtenue de façon résiduelle. La somme de ces parts est donc nécessairement égale à un.

À ces intrants s'ajoutent trois variables de contrôle dont le rôle consiste à mieux spécifier les particularités de coût de chaque caisse populaire. Une première est l'actif moyen de la caisse au cours des 12 derniers mois exprimé en pourcentage de sa valeur moyenne au cours de la période de 12 mois précédente (h_1). Cette variable vise à tenir compte des chocs au niveau des coûts occasionnés par une variation rapide de l'actif (Murray et White, 1983). Une seconde variable, l'actif

11. Par exemple, il peut arriver qu'une caisse possède un immeuble de deux étages dont seul le rez-de-chaussée est exploité alors que le premier niveau est loué à des professionnels. Cette même caisse pourrait par ailleurs exploiter un point de services dans un centre commercial et louer ces espaces.

moyen par membre (h_2), permet de tenir compte du nombre de transactions sur les coûts. Comme Humphrey (1990) le souligne, les mesures de production basées sur l'actif négligent totalement la quantité de services transactionnels qui sont produits par la caisse. Si deux caisses ont la même composition d'actif et de passif mais que l'une d'entre elles effectue davantage de transactions, elle risque de devoir engager plus de ressources et d'assumer des coûts plus élevés. On peut présumer que le nombre de transactions est une fonction croissante de l'actif et du nombre de clients. Cela implique que si h_2 est élevé, le nombre de membres est relativement faible à un niveau donné d'actif. Avec moins de membres, la caisse effectuera moins de transactions, ce qui exerce une influence modératrice sur ses coûts.

Nous avons par ailleurs inclus une variable de contrôle que nous appelons la densité de la population (h_3). Cette variable est construite à partir de l'adresse postale des membres de la caisse. La valeur de cette variable est égale au nombre de codes postaux contenant au moins 100 membres. Elle représente une approximation de la densité de population puisque sa valeur augmente avec la taille de l'agglomération urbaine où est localisée la caisse populaire¹². Nous l'avons introduite non pas pour mesurer l'intensité de la demande de produits financiers mais plutôt pour distinguer entre les effets de taille et ceux découlant de la localisation. En effet, les plus grandes caisses sont presque toujours sises dans les grands centres urbains de Montréal ou Québec. Étant donné la forte densité de population, elles font face à un prix de l'immobilier plus élevé. En raison d'un pur effet de localisation, il existe donc une corrélation positive entre la taille des caisses et le coût unitaire du capital. Si on omet de prendre en compte la localisation, on pourrait être amené à conclure que la taille fait augmenter le coût unitaire du capital, menant à une sous-estimation des économies d'échelle¹³. Le tableau 1 présente les différentes variables du modèle.

12. Le code postal désigne ici seulement les trois premiers éléments, c'est-à-dire la région de tri d'acheminement. Cette variable varie entre une valeur minimale de 1 pour les caisses localisées en milieu rural ou dans des localités éloignées des grands centres urbains, jusqu'à une centaine pour certaines caisses de Montréal. On retrouve une vingtaine de codes postaux dans les caisses de l'agglomération urbaine de Québec et une dizaine pour des caisses localisées à Sherbrooke ou à Trois-Rivières.

13. L'approche par les codes postaux était la seule possible avec les données disponibles car une approche binaire visant à distinguer les milieux urbains se butait à de grandes difficultés de codage pour les caisses localisées en bordure des zones métropolitaines. En outre, l'approche binaire présente le désavantage supplémentaire de ne pas faire de différences entre de petites et de grandes zones métropolitaines.

TABLEAU 1
VARIABLES DU MODÈLE

Variable	Description	Moyenne	Minimum	Maximum
CT	Coût total d'opération	1 420 214	73 942	9 872 837
Y_1	Prêts à la consommation	5 305 025	355 150	39 943 111
Y_2	Prêts hypothécaires à l'habitation et à l'investissement	18 418 354	208 794	173 526 308
Y_3	Prêts commerciaux et institutionnels	10 197 978	107 871	127 843 025
Y_4	Épargne exigible	10 510 806	441 462	77 824 700
Y_5	Épargne à terme	16 234 057	410 929	144 374 334
Y_6	Épargne à imposition différée	8 419 167	116 047	69 692 819
p_1	Prix du capital immobilier	0,3227	0,0474	9,7728
p_2	Prix du personnel en équivalent temps complet	28 886	9 204	48 428
p_3	Prix des autres facteurs	0,0145	0,0059	0,0340
h_1	Actif actuel / Actif de la période précédente	1,0626	0,8352	1,5236
h_2	Actif / membre	9 771	2 348	33 300
h_3	Nombre de codes postaux comprenant au moins 100 membres	5,80	1	96

En supposant que la fonction de coût de la caisse populaire peut être représentée par une fonction translogarithmique multiproduits, le système que nous avons estimé est décrit par les équations 2 à 5 dans lesquelles les termes d'erreurs sont supposés homoscédastiques et obéissant à une distribution normale de moyenne nulle.

$$\begin{aligned}
 \ln CT = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^6 \alpha_i \ln y_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^6 \alpha_{ii} \ln^2 y_i + \sum_{i=1}^6 \sum_{i < h} \alpha_{ih} \ln y_i \ln y_h + \sum_{j=1}^3 \beta_j \ln p_j \\
 & + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^3 \beta_{jj} \ln^2 p_j + \sum_{j=1}^3 \sum_{j < k} \beta_{jk} \ln p_j \ln p_k + \sum_{i=1}^6 \sum_{j=1}^3 \gamma_{ij} \ln y_i \ln p_j \\
 & + \sum_{s=1}^3 \varphi_s \ln h_s + \frac{1}{2} \sum_{s=1}^3 \varphi_{ss} \ln^2 h_s + \sum_{s=1}^3 \sum_{s < v} \varphi_{sv} \ln h_s \ln h_v \\
 & + \sum_{i=1}^6 \sum_{s=1}^3 \psi_{is1} \ln y_i \ln h_s + \sum_{j=1}^3 \sum_{s=1}^3 \delta_{js} \ln p_j \ln h_s + \varepsilon_{ct},
 \end{aligned} \tag{2}$$

$$S_1 = \frac{\partial \ln CT}{\partial \ln p_1} = \beta_1 + \beta_{11} \ln p_1 + \sum_k \beta_{1k} \ln p_k + \sum_i \gamma_{i1} \ln y_i + \sum_s \delta_{1s} \ln h_s + \varepsilon_{s1}, \quad (3)$$

$$S_2 = \frac{\partial \ln CT}{\partial \ln p_2} = \beta_2 + \beta_{22} \ln p_2 + \sum_k \beta_{2k} \ln p_k + \sum_i \gamma_{i2} \ln y_i + \sum_s \delta_{2s} \ln h_s + \varepsilon_{s2}, \quad (4)$$

$$S_3 = \frac{\partial \ln CT}{\partial \ln p_3} = \beta_3 + \beta_{33} \ln p_3 + \sum_k \beta_{3k} \ln p_k + \sum_i \gamma_{i3} \ln y_i + \sum_s \delta_{3s} \ln h_s + \varepsilon_{s3}. \quad (5)$$

À une fonction de coût monotone, concave, continue et homogène de degré un est associée une fonction de production représentée par une technologie arbitraire. La fonction de coût est monotone si et seulement si elle est non décroissante par rapport au vecteur de prix. Puisque les parts de facteurs sont des proportions nécessairement comprises entre zéro et un, Hardwick (1990) suggère de vérifier cette propriété en tout point de l'échantillon à partir des parts de facteurs estimées. De son côté, la concavité implique que la matrice des dérivées secondes de la fonction de coût est semi-définie négative. Cette propriété est vérifiée si les déterminants des mineurs principaux alternent en signe.

Par ailleurs, la forme translogarithmique requiert que les valeurs des produits, des prix et des variables de contrôle soient strictement positives afin que le coût total d'opération et les parts de facteurs soient définis. Ainsi, nous avons dû exclure de la base de données les caisses populaires ou d'économie affichant des prix négatifs des facteurs de production de même que celles n'offrant pas l'un ou l'autre des six produits¹⁴. Finalement, nous avons imposé l'homogénéité de degré un de la fonction de coût dans les prix en appliquant les restrictions suivantes sur les paramètres du modèle :

14. Une caisse avait un coût d'opération négatif en raison d'une subvention. L'exclusion touche surtout des caisses d'économie car plusieurs d'entre elles ne font pas de prêts commerciaux. Dans la littérature, on a souvent conservé les institutions ayant un niveau de production nul d'un des produits. Youn Kim (1986) contourne la difficulté en remplaçant la valeur nulle par un niveau de production arbitrairement fixé à 10 % du niveau moyen. Kolari et Zardkoohi (1990), Mitchell et Onvural (1996) et Rezvanian, Mehdiian et Elyasiani (1996) utilisent plutôt la valeur minimale de l'échantillon. Comme notre échantillon est grand, nous avons préféré exclure les observations plutôt que d'introduire des mesures biaisées de la production.

$$\begin{aligned}
\sum_j \beta_j &= 1, \\
\sum_j \beta_{1j} &= \sum_j \beta_{2j} = \sum_j \beta_{3j} = 0, \\
\sum_j \gamma_{1j} &= \sum_j \gamma_{2j} = \sum_j \gamma_{3j} = \sum_j \gamma_{4j} = \sum_j \gamma_{5j} = \sum_j \gamma_{6j} = 0, \\
\sum_j \delta_{1j} &= \sum_j \delta_{2j} = \sum_j \delta_{3j} = 0.
\end{aligned} \tag{6}$$

Étant donné ces restrictions, le modèle complet comporte 91 paramètres libres.

3. LES CONCEPTS D'ÉCONOMIES D'ÉCHELLE ET DE GAMME

Plusieurs concepts d'économies d'échelle peuvent être testés empiriquement¹⁵. Les économies d'échelle globales ($\dot{E}E\dot{G}$) représentent l'élasticité du coût total par rapport à une augmentation proportionnelle des quantités produites de tous les biens. On obtient cette mesure en différenciant l'équation (2) par rapport à tous les produits, soit :

$$\dot{E}E\dot{G} = \sum_i \alpha_i + \sum_i \sum_k \alpha_{ik} \ln y_h + \sum_i \sum_j \gamma_{ij} \ln p_j + \sum_i \sum_s \psi_{is} \ln h_s. \tag{7}$$

Évaluée au point d'expansion, que nous choisissons comme étant la valeur moyenne de l'échantillon, la mesure se réduit à $\dot{E}E\dot{G} = \sum \alpha_i$. L'interprétation est directe. Lorsque $\dot{E}E\dot{G} > 1$, il y a déséconomies d'échelle globales puisque les coûts augmentent proportionnellement plus que la production. Si $\dot{E}E\dot{G} < 1$, la caisse bénéficie d'économies d'échelle globales alors que si $\dot{E}E\dot{G} = 1$, nous sommes en présence de rendements constants à l'échelle. Afin d'identifier les principales sources d'économies ou de déséconomies d'échelle, il est intéressant de mesurer, comme le souligne Hardwick (1990), la réduction de coût attribuable au j -ième facteur lorsque la firme croît. Nous pouvons mesurer le logarithme du coût d'utilisation du j -ième facteur (CU_j) par :

$$\ln CU_j = \ln S_j + \ln CT. \tag{8}$$

L'économie d'échelle spécifique à un intrant ($\dot{E}E\dot{S}I_j$) est alors donnée par :

$$\dot{E}E\dot{S}I_j = \sum_i \left(\frac{\partial \ln UC_j}{\partial \ln y_i} \right) = \sum_i \frac{\partial \ln S_j}{\partial \ln y_i} + \dot{E}E\dot{G}. \tag{9}$$

15. Voir Kolari et Zardkoohi (1990) ainsi que Rezvanian, Mehdiian et Elyasiani (1996) pour une utilisation de ces différents concepts. Pour leur définition et leur mesure pertinente, on peut consulter Clark (1988).

On peut par ailleurs mesurer les économies d'échelle spécifiques à un produit (*ÉÉSP*). En augmentant la production du bien *i*, la quantité des autres produits demeurant constante, on vérifie si le coût marginal du produit *i* est décroissant. Cette mesure est la suivante :

$$\dot{ÉÉSP}_i = \frac{CT}{y_i^2} \left[\alpha_{ii} + \frac{\partial \ln CT}{\partial \ln y_i} \left(\frac{\partial \ln CT}{\partial \ln y_i} - 1 \right) \right]. \quad (10)$$

Si $\dot{ÉÉSP}_i < 0$, le coût marginal du produit *i* est décroissant et nous sommes alors en présence d'économies d'échelle spécifiques à ce produit. Un résultat positif implique la présence de déséconomies d'échelle.

Les économies de gamme globales (*ÉGG*) mesurent la complémentarité de coût entre les différents produits offerts par les caisses populaires. Elles permettent de mesurer s'il est moins coûteux que chaque caisse diversifie sa production dans la totalité des produits par rapport à une spécialisation de chacune dans la production d'un seul produit. Les *ÉGG* sont mesurées par l'écart de coût en pourcentage entre la production disjointe des six produits au niveau moyen de l'échantillon et la production jointe au même niveau moyen. Algébriquement, cela correspond à :

$$\dot{ÉGG} = \left(\frac{CT(y_1, 0, 0, 0, 0, 0) + CT(0, y_2, 0, 0, 0, 0) + \dots + CT(0, 0, 0, 0, 0, y_6)}{CT(y_1, y_2, y_3, y_4, y_5, y_6)} \right) - 1. \quad (11)$$

Si $\dot{ÉGG} > 0$, la production jointe est moins coûteuse que la production spécialisée, ce qui indique qu'il y a économies de gamme globales. À l'inverse, si $\dot{ÉGG} < 0$, il y a déséconomie de gamme globale et il est avantageux de spécialiser la production.

Les économies de gamme spécifiques à un produit (*ÉGSP*) permettent de vérifier s'il est plus coûteux d'exclure le produit *i* de la gamme de produits offerts afin qu'il soit produit par une caisse qui se spécialiserait dans ce domaine. Algébriquement, elles sont mesurées par l'expression :

$$\dot{ÉGSP}_i = \left(\frac{CT(0, 0, y_1, 0, 0, 0) + CT(y_1, y_2, 0, y_4, y_5, y_6)}{CT(y_1, y_2, y_3, y_4, y_5, y_6)} \right) - 1. \quad (12)$$

Si $\dot{ÉGSP}_i > 0$, il y a économies de gamme spécifiques au produit. Si au contraire $\dot{ÉGSP}_i < 0$, le produit *i* traduit la présence de déséconomies de gamme spécifiques au produit.

Comme nous l'avons souligné précédemment, l'approche de production offre l'avantage de permettre de tester la complémentarité de coûts entre les activités de prêts et de dépôts. Une telle complémentarité signifie qu'offrir des prêts permet de réduire les coûts d'opération associés aux dépôts et vice versa. C'est le concept d'économies de gamme spécifiques à un groupe de produits (*ÉGSG*) qui permet de répondre à une telle question. Puisque les activités de prêts sont les produits 1 à 3 alors que les dépôts sont les produits 4 à 6, les économies de gamme liées à l'intermédiation financière sont mesurées par :

$$\acute{E}GSG_{1,2,3} = \left(\frac{CT(y_1, y_2, y_3, 0, 0, 0) + CT(0, 0, 0, y_4, y_5, y_6)}{CT(y_1, y_2, y_3, y_4, y_5, y_6)} \right) - 1. \quad (13)$$

Si $\acute{E}GSG_{1,2,3} > 0$, la production simultanée d'activités de prêts et de dépôts est moins coûteuse que la production séparée. Soulignons enfin que lorsqu'on est en présence à la fois d'économies d'échelle et de gamme globales, cela favorise la concentration des organisations¹⁶.

4. RÉSULTATS

Les équations (2) à (5) sont estimées conjointement en utilisant la procédure itérée des régressions non reliées ITSUR (*Iterative Seemingly Unrelated Regressions*). L'estimateur ITSUR converge de façon asymptotique à l'estimateur du maximum de vraisemblance. Comme la somme des parts de facteurs est égale à un, on évite la singularité de la matrice des covariances en omettant l'équation (5), soit celle de la part des autres facteurs de production. Avec la procédure ITSUR, le choix de l'équation de parts soustraite du système est sans conséquence sur les paramètres estimés, ce qui ne serait pas le cas avec une procédure SUR non itérée¹⁷. Le modèle fut estimé sur l'ensemble des 1 073 observations et les résultats sont présentés au tableau 2. Nous avons testé la normalité univariée des résidus des trois équations à l'aide du test de Bera et Jarque (1980). Ce test confirme que les résidus sont distribués normalement dans les trois équations¹⁸.

16. Voir Murray et White (1983 : 890-91).

17. Le SUR apporte un gain d'efficacité par rapport aux moindres carrés ordinaires lorsqu'existe une corrélation entre les résidus des trois équations estimées simultanément. Le test LM de Breusch et Pagan (1980), qui est distribué asymptotiquement comme une $\chi^2_{(3)}$, a une valeur calculée de 574,96. Comme la valeur critique est de 7,815, cela confirme que les résidus des équations du système sont corrélés et que le SUR est plus efficace. Soulignons également que nous avons estimé le modèle avec l'estimateur du maximum de vraisemblance et les coefficients estimés sont pratiquement identiques à ceux du ITSUR.

18. Le test vérifie individuellement l'asymétrie et l'aplatissement de la distribution et applique également un test global de normalité. Le seul rejet de l'hypothèse de normalité fut observé pour le test d'aplatissement de la fonction de coût estimée sur l'ensemble des caisses, dont la valeur calculée est de 4,784 alors que la valeur critique de la $\chi^2_{(1)}$ = 3,841. Cependant, le test global de normalité a une valeur calculée de 4,891 alors que la valeur critique de la $\chi^2_{(2)}$ = 5,991. On ne rejette donc pas la normalité d'ensemble.

TABLEAU 2

PARAMÈTRES ESTIMÉS DE LA FONCTION DE COÛT

α_0^{*a}	0,056423 (0,003195)	α_{16}^*	-0,099627 (0,009956)	β_{12}^*	0,030317 (0,000991)	γ_{33}^*	-0,007765 (0,001371)
α_1^*	0,128667 (0,007157)	α_{23}^*	0,070109 (0,005759)	β_{13}^*	-0,035220 (0,000830)	γ_{34}^*	-0,004621 (0,003720)
α_2^*	0,251370 (0,007818)	α_{24}^*	-0,153580 (0,014413)	β_{23}^*	-0,172033 (0,001437)	γ_{35}^*	0,020718 (0,003762)
α_3^*	0,136264 (0,004392)	α_{25}^*	-0,285669 (0,015228)	γ_{11}^*	0,006014 (0,001626)	γ_{36}^*	0,004452 (0,002817)
α_4^*	0,217096 (0,010446)	α_{26}^*	-0,168579 (0,011892)	γ_{12}^{*b}	-0,003291 (0,001721)	ϕ_1	0,003697 (0,004997)
α_5^*	0,143199 (0,010662)	α_{34}^*	-0,027083 (0,007130)	γ_{13}^*	-0,002757 (0,000865)	ϕ_2^*	-0,173803 (0,010674)
α_6^*	0,106928 (0,008236)	α_{35}^*	-0,079251 (0,007417)	γ_{14}^*	0,011235 (0,002300)	ϕ_3^*	-0,001233 (0,000460)
α_{11}^*	0,152653 (0,013189)	α_{36}^*	-0,041711 (0,004792)	γ_{15}^*	-0,008627 (0,002353)	ϕ_{11}	-0,000112 (0,007455)
α_{22}^*	0,396832 (0,014040)	α_{45}^*	0,095063 (0,020267)	γ_{16}^*	0,003487 (0,001774)	ϕ_{22}	-0,001903 (0,019423)
α_{33}^*	0,055736 (0,002402)	α_{46}^*	0,044249 (0,011594)	γ_{21}^*	0,006314 (0,002607)	ϕ_{33}	0,000039 (0,000029)
α_{44}^*	0,118101 (0,026318)	α_{56}^*	0,087316 (0,011179)	γ_{22}	0,001248 (0,002729)	ϕ_{12}	0,009245 (0,010801)
α_{55}^*	0,310972 (0,024904)	β_1^*	0,108542 (0,000755)	γ_{23}^*	0,010523 (0,001377)	ϕ_{13}^*	0,001400 (0,000472)
α_{66}^*	0,189414 (0,011629)	β_2^*	0,492467 (0,001106)	γ_{24}^\dagger	-0,006614 (0,003732)	ϕ_{23}	-0,001087 (0,000783)
α_{12}^*	0,135930 (0,011347)	β_3^*	0,398991 (0,001095)	γ_{25}^*	-0,012091 (0,003781)	ψ_{11}^*	-0,014249 (0,006374)
α_{13}^*	0,025200 (0,004367)	β_{11}^*	0,004904 (0,000944)	γ_{26}^*	-0,007939 (0,002830)	ψ_{12}^*	0,033178 (0,008093)
α_{14}^*	-0,099647 (0,013991)	β_{22}^*	0,141716 (0,001712)	γ_{31}^*	-0,012328 (0,002599)	ψ_{13}	0,001343 (0,003582)
α_{15}^*	-0,112094 (0,014049)	β_{33}^*	0,207254 (0,001628)	γ_{32}	0,002042 (0,002723)	ψ_{14}^\dagger	0,020271 (0,011024)

TABLEAU 2 (suite)

Ψ_{15}^*	-0,030908 (0,011002)	Ψ_{31}	-0,000079 (0,000635)	δ_{13}^\dagger	0,003184 (0,001890)	δ_{31}^*	-0,000331 (0,000103)
Ψ_{16}^\dagger	-0,014725 (0,007691)	Ψ_{32}^*	-0,002897 (0,000714)	δ_{21}^*	-0,022315 (0,002388)	δ_{32}^*	-0,000872 (0,000164)
Ψ_{21}^*	0,037002 (0,012419)	Ψ_{33}	0,000539 (0,000364)	δ_{22}^*	-0,066647 (0,003813)	δ_{33}^*	0,001203 (0,000163)
Ψ_{22}^*	0,063628 (0,016129)	Ψ_{34}	-0,000445 (0,000784)	δ_{23}^*	0,088962 (0,003782)		
Ψ_{23}^*	0,038367 (0,005564)	Ψ_{35}	0,000771 (0,000842)	observations = 1 073 itérations = 36 $R^2 = 0,995^c$ $\ln \left \sum_{nc} \hat{\Delta} \right = -20,449$			
Ψ_{24}^*	-0,103168 (0,021868)	Ψ_{36}^*	0,001911 (0,000590)				
Ψ_{25}	-0,015704 (0,018179)	δ_{11}	0,000702 (0,001206)				
Ψ_{26}^\dagger	-0,025558 (0,013817)	δ_{12}^*	-0,003886 (0,001898)				

NOTES : a) L'astérisque (*) signifie un rejet de l'hypothèse nulle à un niveau de confiance de 95 %.
 b) Le symbole (†) signifie un rejet de l'hypothèse nulle à un niveau de confiance de 90 %.
 c) R^2 pour l'ensemble des équations du système (McElroy, 1977).

Nos données sont contenues à l'intérieur des bornes définies par McAllister et McManus et ne devraient donc pas être sujettes à une importante erreur d'approximation. Cependant, il pourrait arriver que la taille des caisses influence le type de technologie utilisée. Afin de prémunir notre travail de biais pouvant résulter de l'instabilité des paramètres, nous avons construit cinq groupes de caisses, soit 207 caisses ayant un actif inférieur à 10 millions de dollars, 213 caisses dont l'actif varie entre 10 millions de dollars et 20 millions de dollars, 257 caisses entre 20 millions de dollars et 40 millions de dollars, 229 qui sont dans l'intervalle entre 40 millions de dollars et 80 millions de dollars et, finalement, 167 caisses ayant un actif supérieur à 80 millions de dollars. Nous avons appliqué un test de Chow d'égalité des coefficients dans les cinq groupes pour vérifier si ce découpage permet de discerner de telles différences. Pour l'équation de coût, la valeur calculée de la statistique $F_{(364, 615)} = 0,244$, ce qui est bien en deçà de 1,16, la valeur critique au niveau marginal de 5 %. On ne peut donc rejeter l'hypothèse que la fonction de coût soit identique pour les cinq groupes. Une telle conclusion se vérifie également pour les équations de part du capital immobilier et du travail puisque les statistiques $F_{(52, 1\ 005)}$ sont de seulement 0,524 et 0,115 respectivement, la valeur critique au niveau marginal de 5 % étant de 1,36.

Par ailleurs, les caisses sont regroupées en fédérations régionales qui fournissent des services aux caisses locales. Les différentes fédérations n'offrent pas toutes des services identiques de sorte qu'il est possible que les coûts des caisses locales diffèrent selon la fédération d'appartenance. Afin de vérifier si des effets spécifiques aux fédérations sont présents, nous avons estimé la fonction de coût en permettant au terme constant de varier d'une fédération à l'autre. L'hypothèse nulle d'égalité des termes constants des onze fédérations a une valeur calculée du $F_{(11, 972)} = 0,918$. Comme elle est inférieure à la valeur critique au seuil de 5 %, qui se situe à 1,978, on rejette la présence d'effets fixes par fédération.

Ces tests confirment donc que la technologie étudiée est indépendante de la taille et de la fédération. Pour tester la présence d'hétéroscédasticité, nous avons effectué un test de Goldfeldt et Quandt sur 500 observations à chaque extrémité de l'échantillon. Le test nous donne une $F_{(410,410)} = 1,1185$ alors que la valeur critique à 5 % est de 1,1766. On ne peut donc rejeter l'hypothèse nulle que la variance estimée de la fonction de coût est identique dans les deux parties de l'échantillon. Nous avons ensuite procédé à des tests visant à vérifier des propriétés théoriques de la fonction de coût.

4.1 Tests structurels sur la fonction de coût

Nous vérifions en premier lieu si la fonction de coût est concave. La concavité implique que la matrice hessienne est semi-définie négative. La matrice hessienne estimée est :

$$D^2C(P, Y, H) = \begin{vmatrix} -1,2365 & 0,0126 & 2,3820 \\ 0,0126 & -0,0002 & 0,0858 \\ 2,3820 & 0,0858 & -233,199 \end{vmatrix} \quad (14)$$

dont les déterminants des mineurs principaux sont $-1,2365$, $8,85 \times 10^{-5}$ et $-4,37 \times 10^{-3}$. Comme ils alternent en signe, cela implique que la matrice est semi-définie négative, donc que la fonction de coût est concave. La monotonicité est également vérifiée puisque les parts des facteurs sont positives pour toutes les caisses et tous les facteurs de production.

Nous présentons au tableau 3 d'autres tests structurels sur la fonction de coût. Comme Kim (1986), nous rejetons l'existence d'une production composite. Si une telle mesure composite existait, cela impliquerait que la fonction de coût serait séparable. Dans un tel cas, l'élasticité du coût total d'opération entre chaque paire de produits serait indépendante du vecteur de prix, c'est-à-dire :

$$\frac{\partial [(\partial \ln CT / \partial \ln y_j) / (\partial \ln CT / \partial \ln y_k)]}{\partial \ln p_j} = 0. \quad (15)$$

Denny et Fauss (1977) ainsi que Brown, Caves et Christensen (1979) expliquent qu'une condition suffisante pour la séparabilité de la fonction de coût est que les paramètres associés aux variables croisées ($\ln y_i \ln p_j$) soient tous nuls ($\gamma_{ij} = 0, \forall ij$). La première ligne du tableau 3 montre que cette hypothèse de séparabilité est fortement rejetée, niant du même coup l'existence d'une mesure de production composite. Pratiquement, cela signifie que les divers produits financiers offerts par les caisses exigent des ressources différentes. Par ailleurs, le reste du tableau montre qu'on rejette également les hypothèses d'homogénéité, d'homogénéité de degré un et d'élasticité de substitution unitaire des technologies CES et Cobb-Douglas.

TABLEAU 3
TESTS STRUCTURELS SUR LE SYSTÈME D'ÉQUATIONS

H_0	Restrictions sur les paramètres	Valeur calculée ^a
Séparabilité de la fonction de coût ^b	$\gamma_{ji} = 0 \sim \chi^2_{(q=12)}$	103,312* ^c
Homogénéité linéaire de la fonction de production	$\sum_i \alpha_i = 1$ et $\sum_{i,h} \alpha_{ih} = \sum_{s,i} \psi_{si} = 0 \sim \chi^2_{(q=10)}$	75,283*
Homogénéité de la fonction de production	$\sum_{i,h} \alpha_{ih} = \sum_{s,i} \psi_{si} = 0 \sim \chi^2_{(q=9)}$	23,503*
Élasticité de substitution unitaire	$\alpha_{ih} = \beta_{jk} = \gamma_{ji} = \varphi_{sv}$ $= \psi_{si} = \delta_{js} = 0 \sim \chi^2_{(q=63)}$	2 469,603*

NOTES : a) Les valeurs sont le rapport des logarithmes de la fonction de vraisemblance.

b) Même si on doit avoir 18 paramètres simultanément nuls, l'homogénéité dans les prix de la fonction de coût implique seulement 12 paramètres indépendants.

c) L'astérisque (*) signifie un rejet de l'hypothèse nulle à un niveau de confiance de 95 %.

4.2 Propriétés économiques de la fonction de coût

Comme on s'y attend, les effets partiels des activités de prêts et de dépôts sont positifs, les coefficients les plus forts étant associés aux prêts hypothécaires à l'habitation et à l'investissement (α_2) et aux comptes d'épargne exigible (α_4). Les prix des facteurs exercent eux aussi un effet positif attendu sur les coûts, le prix du travail ayant un impact supérieur à celui du capital.

La contribution de deux des variables de contrôle est significative et importante¹⁹. Celle ayant l'impact le plus fort est l'actif par membre, dont le coefficient estimé (φ_2) s'établit à $-0,17$. Cela indique que si une caisse double son actif en raison d'une augmentation de 100 % de l'actif moyen par membre, ses coûts augmenteront de 17 % de moins que si cette croissance est due à une augmentation de 100 % du nombre de membres. L'impact direct sur les coûts de la variable servant à mesurer l'effet de la densité de population (φ_3) est négatif. Par contre, tel qu'attendu, elle entre en interaction positive avec le prix du capital immobilier (δ_{13}). Le modèle décèle cependant aussi une interaction positive entre la densité et le prix du travail (δ_{23}), ce qui implique que le travail coûte plus cher dans les grandes agglomérations urbaines. Quant à la variable de croissance de l'actif, elle n'est pas significative. Les caisses ayant connu une forte variation de l'actif n'ont donc pas à assumer de surcroît de coût par rapport aux caisses ayant un actif plus stable.

Le tableau 4 présente les résultats sur les économies d'échelle globales et spécifiques à un produit i . Le coefficient des économies d'échelle globales montre une élasticité du coût de 0,98 qui est significativement inférieur à l'unité au niveau de confiance de 95 %. Il y a donc des rendements d'échelle croissants dans la technologie d'intermédiation financière des caisses populaires.

19. Notons que les corrélations entre h_1, h_2, h_1, h_3 et h_2, h_3 sont respectivement $-0,08$, $-0,23$ et $0,14$. Puisque les variables h_1 et h_2 font appel à la taille moyenne de l'actif, la présence de fortes corrélations entre ces variables aurait pu engendrer des problèmes de multicolinéarité qui sont heureusement absents.

TABLEAU 4
ÉCONOMIES D'ÉCHELLE GLOBALES ET SPÉCIFIQUES

Économies d'échelle globales ($\acute{E}\acute{E}G$)	0,980* ^a (0,0035)
Économies d'échelle spécifiques à un produit ($\acute{E}\acute{E}SP_i$)	
Prêts à la consommation (y_1)	0,041 ^{†b} (0,0181) ^c
Prêts hypothécaires à l'habitation et à l'investissement (y_2)	0,236 [†] (0,0182)
Prêts commerciaux et industriels (y_3)	-0,047 [†] (0,0054)
Épargne exigible (y_4)	-0,063 [†] (0,00313)
Épargne à terme (y_5)	0,163 [†] (0,0311)
Épargne à imposition différée (y_6)	0,086 [†] (0,0173)
Économies d'échelle spécifiques à un intrant ($\acute{E}\acute{E}SI_j$)	
Capital immobilier	1,036* (0,0098)
Travail	0,963* (0,0058)
Autres facteurs de production	0,986* (0,002)

NOTES : a) L'astérisque (*) signifie un rejet de $H_0 : \acute{E}\acute{E}G = 1$ et $\acute{E}\acute{E}SI_j = 1$ au niveau de confiance de 95 %.

b) Le symbole (†) signifie un rejet de $H_0 : \acute{E}\acute{E}SP_i = 0$ au niveau de confiance de 95 %.

c) La restriction imposée par le test des $\acute{E}\acute{E}SP_i$ est non linéaire. Nous avons approximé les écarts-types des $\acute{E}\acute{E}SP_i$ selon la même procédure que Mester (1987), soit en effectuant une expansion de Taylor du premier ordre de la vraie variance et en prenant la racine carrée.

Afin de saisir l'importance potentielle de ces économies d'échelle globales, nous avons calculé quel serait l'impact théorique sur les coûts d'opération si l'actif moyen des caisses était semblable à celui des succursales bancaires, soit approximativement 120 millions de dollars. Cela signifie donc qu'il faudrait que l'actif total soit réparti dans trois fois moins de caisses. Les coûts d'opération de l'ensemble des 1 073 caisses sont de 1,524 milliards de dollars, soit 3,39 % de l'actif total lequel se situe à 44,912 milliards de dollars. D'après les $\acute{E}\acute{E}G$

estimées, tripler la taille permet de réduire les coûts d'opération moyens de 2,19 %²⁰. Les économies annuelles totales de coûts seraient donc de 36,865 millions de dollars, soit 1,27 % de l'avoir propre qui atteint 2,620 milliards de dollars. En supposant que la réduction de coût ne serait aucunement transmise aux membres et qu'il n'y aurait pas non plus d'impact sur les revenus, l'augmentation du rendement sur l'avoir ne dépasserait donc guère 1 %. Comme la différence de rendement sur l'avoir entre les caisses et les banques à charte se situait récemment à presque 10 %, l'actif relativement faible des caisses locales par rapport à celui des succursales bancaires explique donc seulement une petite partie de cet écart de rentabilité. Le mouvement de fusion des caisses ne permettra vraisemblablement pas de ramener la rentabilité de Desjardins au niveau de celle des banques à charte.

Les économies d'échelle spécifiques aux produits montrent que les activités qui permettent les plus fortes réductions de coût à long terme sont l'épargne exigible ainsi que les prêts commerciaux et institutionnels. Les économies d'échelle spécifiques aux facteurs montrent pour leur part que c'est le travail, et dans une moindre mesure les autres facteurs de production, qui contribuent le plus à réduire les coûts de long terme de l'ensemble des caisses. Hardwick (1990) obtient un résultat similaire pour les *Building Societies* britanniques. Notons que comme les autres facteurs de production incluent le matériel de bureau et l'informatique, on a probablement ici une mesure des gains liés à l'informatisation des opérations.

Suivant Kolari et Zardkoohi (1990) et, plus récemment, Rezvanian, Mehdian et Elyasiani (1996), nous mesurons les économies de gamme globales en calculant l'excédent de coût de la production disjointe des six produits par rapport au coût de la production jointe au niveau moyen de l'échantillon. Une telle mesure pose cependant un problème particulier avec la fonction translogarithmique, cette dernière n'étant pas définie lorsque la quantité produite est nulle. Afin de contourner la difficulté, nous remplaçons les valeurs nulles par des valeurs positives mais faibles. Pour les fins de présentation, au tableau 5, nous avons retenu la valeur minimale de l'échantillon. On trouve alors que la production disjointe entraîne un surcoût de 87,8 % avec un écart-type de 14,2 %²¹. La production disjointe des 6 produits serait donc presque deux fois plus coûteuse que la production jointe. Cet estimé varie fort peu lorsqu'on modifie la valeur de remplacement entre 5 % et 25 % de la valeur moyenne²².

20. Le coût moyen $CM \equiv CT/Y$, où Y est la somme des produits. Alors, $\ln(CM) = \ln(CT) - \ln(Y)$. Puisque $\ln(CT) = 0,98 \times \ln(Y)$, cela implique que $\ln(CM) = -0,02 \times \ln(Y)$. En différenciant, on obtient $d\ln(CM) = -0,02 \times d\ln(Y)$. Ainsi, en triplant Y , on a $d\ln(Y) = 1,0986$ et $d\ln(CM) = -0,0219$.

21. Comme le coefficient est une combinaison non linéaire de variables aléatoires, le vrai écart-type ne peut être calculé. L'écart-type est celui de l'expansion de Taylor du premier ordre du coefficient.

22. Tant que la valeur de remplacement se maintient à l'intérieur des bornes indiquées, le coefficient mesuré des ÉGG ne varie pas de plus de 5 points de pourcentage. Soulignons que plus les valeurs de remplacement approchent de la valeur moyenne de l'échantillon, plus le coefficient mesuré surestime les vraies ÉGG. D'après nos calculs, ce biais augmente rapidement lorsque la valeur de remplacement dépasse 30 % de la valeur moyenne.

TABLEAU 5
ÉCONOMIES DE GAMME GLOBALES ET SPÉCIFIQUES

Économies de gamme globales (ÉGG)	0,878 ^a (0,1423) ^b
Économies de gamme spécifiques à un produit (ÉGSP_i)	
Prêts à la consommation (y ₁)	0,033 (0,0792)
Prêts hypothécaires et à l'investissement (y ₂)	0,837* (0,1283)
Prêts commerciaux (y ₃)	0,036 (0,0788)
Épargne exigible (y ₄)	0,129 (0,0963)
Épargne à terme (y ₅)	0,583* (0,1354)
Épargne à imposition différée (y ₆)	0,136 (0,0859)
Économies de gamme spécifiques à un groupe (ÉGSG_k)	
Groupe des produits de prêts	1,304* (0,1518)

NOTES : a) L'astérisque (*) signifie un rejet de H₀ à un niveau de confiance de 95 %.

b) L'approximation des écarts-types des ÉGG, des ÉGSP_i et des ÉGSG_k est calculée selon la procédure de Mester (1987).

Le modèle estime des économies de gamme spécifiques à tous les produits. Les plus fortes sont celles des prêts hypothécaires à l'habitation et à l'investissement et de l'épargne à terme, avec des coefficients de 83,7 % et de 58,3 % respectivement. À l'opposé, les plus faibles économies de gamme sont de seulement 3,3 % pour les prêts à la consommation et 3,6 % pour les prêts commerciaux et institutionnels. Dans les deux cas, le coefficient estimé n'est pas statistiquement différent de 0. Comme l'exclusion de l'un ou l'autre de ces produits n'augmente pas les coûts, cela peut aider à comprendre pourquoi un si grand nombre de caisses n'offrent pas de prêts commerciaux. Finalement, les économies de gamme spéci-

fiques au groupe des produits de prêts sont particulièrement importantes puisque le coefficient estimé est de 130,4 %. Cela signifie que produire conjointement des prêts et des dépôts réduit les coûts de plus de moitié²³.

CONCLUSION

Nous avons utilisé des données du système comptable sur l'ensemble des caisses populaires et d'économie Desjardins pour monter un échantillon permettant de tester la présence d'économies d'échelle et de gamme dans ces coopératives d'épargne et de crédit. Notre étude se distingue par la richesse de la base de données utilisée et par le nombre de produits que nous avons pu considérer, soit trois types de prêts et trois catégories de dépôts. Nous avons également inclus trois variables en vue de prendre en compte l'hétérogénéité des coûts, soit une mesure de la densité de la population, l'actif par membre et la croissance de l'actif. Nous avons estimé une fonction translogarithmique par la méthode itérative du SUR.

Nos résultats confirment la présence d'économies d'échelle dans les caisses, avec une élasticité des coûts par rapport à la production de 0,98. L'échantillon ne permet pas de déceler de taille minimale d'efficacité. Ces économies sont liées surtout à des gains d'efficacité dans l'utilisation du travail, comme en font foi les économies spécifiques aux intrants. Elle sont particulièrement importantes lorsque la croissance provient principalement de prêts hypothécaires à l'habitation et à l'investissement financés par les dépôts à terme, comme le montrent les économies d'échelle spécifiques aux produits. Les coefficients d'échelle estimés rejettent cependant l'hypothèse que la plus faible rentabilité de Desjardins par rapport aux banques découle de la petitesse des caisses locales.

Les économies de gamme sont par ailleurs très fortes puisque la production jointe permet de réaliser des économies de coûts de près de 50 % par rapport à la production disjointe. On remarque de nouveau la complémentarité du prêt hypothécaire et des dépôts à terme puisque les économies de gamme spécifiques à ces deux produits sont là aussi particulièrement élevées. Les estimés montrent par ailleurs une réduction de coûts associée à l'intermédiation financière particulièrement forte. On remarque donc que puisque les économies d'échelle et de gamme sont toutes deux présentes, les coûts favorisent naturellement la concentration de l'industrie.

23. En dépit de la possibilité d'ajuster par la location le stock de capital, il se pourrait que l'hypothèse de flexibilité du capital reflète mal la capacité d'ajustement à court terme des caisses. Nous avons donc estimé un système de coût variable dans lequel le capital immobilier constitue un facteur fixe et qui comprend seulement les parts du travail et des autres facteurs de production. Dans ce modèle, le coefficient d'économies d'échelle globales diminue de 0,027 alors que celui des économies de gamme globales est réduit d'à peine 0,003. Les conclusions sont donc robustes à un changement d'hypothèse sur la flexibilité d'ajustement du stock de capital.

Deux des variables de contrôle exercent une influence significative sur les coûts. Plus l'actif par membre est élevé, plus les coûts par dollar d'actif diminuent. Cela reflète, selon nous, l'impact de la production de services transactionnels. L'autre variable d'importance est la localisation de la caisse puisque nous avons montré que la taille de l'agglomération urbaine fait augmenter les coûts totaux, et particulièrement celui du capital. Par contre, nous n'avons pas décelé d'effet mesurable sur les coûts de la croissance de l'actif.

Malheureusement, l'échantillon étudié ne permet pas de répondre à certaines questions névralgiques pour l'avenir du système financier canadien. Nous avons pu estimer les économies d'échelle ou de gamme au niveau des succursales. Cela ne permet cependant pas de se prononcer sur l'avantage de coûts qu'on pourrait retirer d'une fusion de deux banques dont l'actif est de 200 milliards de dollars ou plus. Pour étendre les conclusions aux banques canadiennes, il faudrait construire un échantillon incluant les observations sur les grandes banques à charte, ce que nous n'avons pu faire. Rappelons finalement que l'analyse des coûts ne se transpose pas directement dans la rentabilité. En effet, on laisse dans l'ombre l'optimisation de la gamme de produits de même que les revenus tirés des produits. Ces considérations entreraient dans une analyse élargie à la fonction de profit.

BIBLIOGRAPHIE

- BANQUE DU CANADA. *Revue de la Banque du Canada*, plusieurs numéros, Ottawa
- BERA, A. et C. JARQUE (1980), « Efficient Tests for Normality, Homoscedasticity and Serial Independence of Regression Residuals », *Economics Letters*, 6 : 255-259.
- BERGER, ALLEN N. et DAVID B. HUMPHREY (1997), « Efficiency of Financial Institutions: International Survey and Directions for Future Research », *European Journal of Operational Research*, 98(2) : 175-212.
- BERGER, ALLEN N. et LORETTA MESTER (1997), « Efficiency and Productivity Trends in the U. S. Commercial Banking Industry: A Comparison of the 1980's and the 1990's », Conférence sur la productivité dans les services, Centre d'étude du niveau de vie, Ottawa, Avril 1997.
- BREUSCH, T. et A. PAGAN (1980), « The LM Test and Its Applications to Model Specification in Econometrics », *Review of Economics Studies*, 47 : 239-254.
- BROWN, RANDALL S., DOUGLAS W. CAVES et LAURITS R. CHRISTENSEN (1979), « Modelling the Structure of Cost and Production for Multiproduct Firms », *Southern Economic Journal*, 46(1) : 256-273.
- CHATEAU, J.-P.D. (1977), « Une analyse économétrique du comportement d'intermédiation financière des sociétés de crédit populaire : le cas des Caisses populaires », *L'Actualité économique*, 53(2) : 415-447.
- CHATEAU, J.-P.D. (1979), « Une analyse économétrique de la demande et de l'offre de dépôts des sociétés de crédit populaire : le cas des Caisses populaires », *L'Actualité économique*, 55(2) : 207-229.

- CHATEAU, J.-P.D. (1980), « The Demand for and Supply of Deposits by Credit Unions - The Caisses Populaires' Case », *Journal of Banking and Finance*, 4(2) : 151-173.
- CLARK, JEFFREY A. (1988), « Economies of Scale and Scope at Depository Financial Institutions: A Review of the Literature », *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Kansas City, Septembre/Octobre 1988 : 16-33.
- DENNY, MICHAEL et MELVYN FAUSS (1977), « The Use of Approximation Analysis to Test Separability and the Existence of Consistent Aggregates », *American Economic Review*, 67(3) : 404-418.
- FLANNERY, M. J. (1974), « An Economic Evaluation of Credits Unions in the United States », Research report No. 54, Federal Reserve Bank of Boston.
- FREEDMAN, CHARLES (1998), « The Canadian Banking System », Rapport technique No 81, Banque du Canada.
- GHOSH, D. et J.M. PARKIN (1972), « A Theoretical and Empirical Analysis of the Portfolio, Debt and Interest Behaviour of Building Societies », *Manchester School of Economics and Social Studies*, 40(3) : 231-244.
- HARDWICK, PHILIP (1989), « Economies of Scale in Building Societies », *Applied Economics*, 21(10) : 1 291-1 304.
- HARDWICK, PHILIP (1990), « Multi-Product Cost Attributes: A Study of U.K. Building Societies », *Oxford Economic Papers*, 42(2) : 446-461.
- HUMPHREY, DAVID B. (1990), « Why do Estimates of Bank Scale Economies Differ? », *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Richmond, septembre/octobre 1990 : 38-50.
- HUMPHREY, DAVID B. (1993), « Cost and Technical Change: Effects from Bank Deregulation », *Journal of Productivity Analysis*, 4(2) : 9-34.
- HUNTER, WILLIAM C., STEPHEN G. TIMME et WON KEUN YANG (1990), « An Examination of Cost Subadditivity and Multiproduct Production in Large U.S. Banks », *Journal of Money, Credit and Banking*, 22(4) : 504-524.
- KEATING, B.P. (1979), « Prescriptions for Efficiency in Nonprofit Firms », *Applied Economics*, 11 : 321-332.
- KEATIN, B.P. et M.D. KEATING (1975a), « A Management Discretion Theory of the Nonprofit Firm: An Economic Model of the Credit Unions », *Journal of Business Research*, 3 : 345-354.
- KEATIN, B.P. et M.D. KEATING (1975b), « Nonprofit Firms, Decision Making and Regulation », *Review of Social Economy*, 33 : 27-42.
- KIM, MOOSE (1986), « Banking Technology and the Existence of a Consistent Output Aggregate », *Journal of Monetary Economics*, 18(2) : 181-195.
- KOHERS, THEODOR et DAVID MULLIS (1988), « An Update on Economies of Scale in Credit Unions », *Applied Economics*, 20(12) : 1 653-1 659.
- KOLARI, JAMES et ASGHAR ZARDKOOHI (1990), « Economies of Scale and Scope in Thrift Institutions: The Case of Finnish Cooperative and Saving Banks », *Scandinavian Journal of Economics*, 92(3) : 437-451.

- KOOT, RONALD S. (1978), « On Economies of Scale in Credit Unions », *Journal of Finance*, 33(4) : 1 087-1 094.
- MESTER, LORETTA J. (1987), « A Multiproduct Cost Study of Saving and Loans », *Journal of Finance*, 42(2) : 423-445.
- MCALLISTER, PATRICK H. et DOUGLAS McMANUS (1993), « Resolving the Scale Efficiency Puzzle in Banking », *Journal of Banking and Finance*, 17(2-3) : 389-405.
- MC ELROY, M.B. (1997), « Goodness of Fit for Seemingly Unrelated Regression », *Journal of Econometrics*, 6 : 381-387.
- MITCHELL, KARLYN et NUR M. ONVURAL (1996), « Economies of Scale and Scope at Large Commercial Banks: Evidence from the Fourier Flexible Functional Form », *Journal of Money, Credit and Banking*, 28(2) : 178-198.
- MURRAY, JOHN D. et ROBERT W. WHITE (1980), « Economics of Scale and Deposit-Taking Financial Institutions in Canada: A Study of British Columbia Credit Unions », *Journal of Money, Credit and Banking*, 12(1) : 58-70.
- MURRAY, JOHN D. et ROBERT W. WHITE (1983), « Economies of Scale and Economies of Scope in Multiproduct Financial Institutions: A Study of British Columbia Credit Unions », *Journal of Finance*, 38(3) : 887-902.
- NAVRATIL, F.J. (1981), « An Aggregate Model of the Credit Union Industry », *Journal of Finance*, 36(2) : 539-549.
- PANZAR, JOHN D. et ROBERT D. WILLIG (1977), « Economies of Scale in Multi-Output Production », *Quarterly Journal of Economics*, 91(364) : 481-494.
- PICHETTE, C. (1972), *Analyse microéconomique et coopérative*, La chaire de coopération, Université de Sherbrooke, Sherbrooke, 235 pages.
- REZVANIYAN, RASOUL, SEYED MEHDIAN et ELYAS ELYASIANI (1996), « Economies of Scale and Scope in Small Depository Institutions: Evidence from U.S. Cooperative Banks », *Quarterly Review of Economics and Finance*, 36(1) : 39-54.
- ROUSSEAU, H.-P. (1984), « *Fonctions de profits indirectes pour les Caisses d'épargne et de crédit au Québec et au Canada* », Québec, Département d'économie, Université Laval.
- SHAFFER, S. (1993), « A Test of Competition in Canadian Banking », *Journal of Money, Credit, and Banking*, 25(1) : 49-61.
- SMITH, D. J., THOMAS F. CARGILL et ROBERT A. MEYER (1981), « An Economic Theory of a Credit Union », *Journal of Finance*, 36(2) : 519-528.
- SMITH, D.J. (1984), « A Theoretic Framework for the Analysis of Credit Union Decision Making », *Journal of Finance*, 39(4) : 1 155-1 169.
- SMITH, D.J. (1986), « A Test for Variant Objective Functions in Credit Unions », *Applied Economics*, 18(9) : 959-970.
- STATISTIQUE CANADA, catalogues 61-006 et 61-008, plusieurs numéros, Ottawa.
- TAYLOR, R.A. (1977), « The Credit Union as a Cooperative Institution », *Review of Social Economy*, 29(2) : 207-217.

- WALKER, M.C. et G.C. CHANDLER (1977), « On the Allocation of the Net Monetary Benefits of Credit Union Membership », *Review of Social Economy*, 35 : 159-168.
- WILLIAMSON, O.E. (1964), *The Economics of Discretionary Behavior: Managerial Objectives in a Theory of the Firm*, Prentice-Hall, Englewood Cliffs.
- YOUN KIM, H. (1986), « Economies of Scale and Economies of Scope in Multi-product Financial Institutions: Further Evidence from Credit Unions », *Journal of Money, Credit and Banking*, 18(2) : 220-226.
- YOUN KIM, H. (1987), « Economies of Scale in Multiproduct Firms: An Empirical Analysis », *Economica*, 54(217) : 185-206.