



Groupe de Recherche en Économie et Développement International

Cahier de recherche / Working Paper
09-08

**ÉCONOMIES D'ÉCHELLE ET DE GAMME
DANS LES COOPÉRATIVES DE SERVICES FINANCIERS :
UNE APPROCHE NON PARAMÉTRIQUE (DEA)**

Mario Fortin
André Leclerc

**ÉCONOMIES D'ECHELLE ET DE GAMME
DANS LES COOPERATIVES DE SERVICES FINANCIERS :
UNE APPROCHE NON PARAMETRIQUE (DEA)**

André Leclerc¹ et Mario Fortin²

Mars 2009

Résumé

Lorsque des économies d'échelle et de gamme sont simultanément présentes, le regroupement des établissements tend à réduire les coûts. De nombreuses études empiriques ont déjà établi qu'au-delà d'une certaine taille, les coûts des banques tendent à devenir proportionnels. Il y aurait donc une limite à ces économies d'échelle et de gamme. Nous vérifions si l'important processus de fusions des caisses Desjardins du Québec et des caisses acadiennes entrepris en 1998 les a poussées au-delà de leur seuil minimal d'efficacité. Une analyse par lissage exponentiel montre que le coût moyen d'opération cesse de diminuer lorsque l'actif des caisses atteint 250 millions de dollars. Nous procédons à une estimation formelle de cette conclusion à l'aide de la méthode du Data Envelopment Analysis (DEA). Notre estimation combine les méthodes maintenant bien connues pour calculer l'efficacité d'échelle avec le DEA à un résultat de Fortin et Leclerc (2006) montrant que les économies de gamme peuvent se décomposer en efficacité d'échelle et en une mesure de convexité de la fonction de production. Nos montrons que la plupart des fusions ont amené la caisse fusionnée à une taille telle qu'elle se situe en situation de rendement d'échelle décroissant. La recherche de la taille optimale ne semble donc pas être la première préoccupation dans la décision de fusion.

Mots-clés : Scale efficiency, mergers, banking, DEA.

JEL : G21, G34, L25.

1. Chaire des caisses populaires acadiennes en gestion des coopératives, Université de Moncton, 165, boulevard Hébert, Edmundston (Nouveau-Brunswick), E3V 2S8, Email : andre.leclerc@umce.ca

2. Département d'économie et GREDI, Université de Sherbrooke, 2500 Boul. de l'Université, Sherbrooke, Québec, Canada, J1K 2R1, Email : mario.fortin@usherbrooke.ca

INTRODUCTION

Peu de recherches ont été menées sur le thème des économies d'échelle et de gamme dans les institutions bancaires canadiennes. La structure de l'industrie, caractérisée par la dominance des six plus importantes banques et un petit nombre d'entreprises, explique cette situation. Deux stratégies ont été utilisées pour contourner le problème de la petite taille de l'échantillon. La première, utilisée par McIntosh (2002) et Allen et Liu (2005), consiste à travailler avec des séries chronologiques sur les grandes banques à charte canadiennes. L'autre stratégie exploite les données des coopératives de services financiers, les caisses populaires et les *credit unions*, qui sont nettement plus nombreuses. Protégées par leur structure de propriété, ces coopératives ont en effet résisté à la vague de prises de contrôle qui a permis aux banques à charte d'absorber une bonne partie des autres institutions financières. On peut donner en exemple de cette approche les travaux de Murray et White (1983) sur les *credit unions* de la Colombie-Britannique et ceux, plus récents, de Fortin, Leclerc et Thivierge (1999, 2000) portant sur les données de 1995 de plus de 1200 caisses populaires acadiennes et québécoises. Dans les deux cas, les auteurs concluent en la présence d'importantes économies de gamme (liées à la diversification des produits) et d'échelle (tirées de la taille) dans ces coopératives financières canadiennes. Notamment, on remarquait que même les plus grosses caisses de l'époque, dont l'actif avoisinait 250 M\$, pourraient réduire leur coût en fusionnant.

La présence simultanée des économies d'échelle et de gamme favorisant la concentration (Murray et White, 1983, 890-91), le programme de consolidation des caisses populaires entrepris par Desjardins et la Fédération des caisses populaires acadiennes en 1998 pouvait donc s'expliquer par la structure de coût. Le réseau des Caisses Desjardins et des caisses acadiennes a vu un grand nombre de fusions en quelques années de telle sorte que de 1998 à la fin de 2006, le nombre de caisses est passé de 1282 à 547. Ce nombre correspond à l'objectif annoncé par la haute direction de ces deux fédérations de coopératives de services financiers. Combinées avec la croissance de l'actif total, les fusions ont eu un impact majeur sur la taille moyenne de ces institutions. Ainsi, pendant cette période de 8 ans, l'actif moyen des caisses populaires est passé de 43,4 à 162 M\$ tandis que l'actif des plus grosses caisses dépassait 800 M\$.

Dans une excellente recension des études empiriques, Amel, Barnes, Panetta & Salleo (2004) concluent qu'au-delà d'un certain seuil, les coûts des banques tendent à devenir proportionnels. En raison de la forte progression de l'actif moyen des caisses depuis 1998, il est possible que les caisses aient atteint une taille telle que leurs coûts soient proportionnels, auquel cas il ne serait pas utile de poursuivre plus avant le processus de fusions. C'est à cette question que nous tentons d'apporter une réponse. Ce genre de résultats peut également contribuer aux discussions sur le dossier des fusions des institutions bancaires. Bien entendu, les résultats obtenus au niveau des succursales n'indiqueront pas si la fusion de deux banques canadiennes de grande taille réduira leurs coûts moyens. Ils fourniront cependant des indications sur les économies possibles de coûts si la banque fusionnée procède à une rationalisation de son réseau de succursales.

Par ailleurs, Amel, Barnes, Panetta & Salleo (2004) concluent aussi que «... more detailed data at the firm level are needed to measure accurately scale and scope economies... » (p. 2514) Dans cette recherche, nous voulons justement exploiter des données sur un plus grand nombre de produits, en particulier les produits transactionnels, pour vérifier l'impact de différentes définitions de la production bancaire sur le résultat des tests sur la présence d'économies d'échelle et de gamme dans l'industrie bancaire canadienne.

Dans la première section de ce texte, nous présentons la relation entre la taille des caisses populaires et leurs coûts d'opération. La section suivante est consacrée aux techniques de mesure des économies d'échelle et de gamme dans une approche non paramétrique. En troisième lieu, nous présentons la banque de données, les résultats et leur analyse.

I. RELATION ENTRE LES COÛTS D'OPÉRATION ET LA TAILLE

Le réseau des caisses populaires acadiennes et québécoises regroupe des coopératives de services financiers de taille très variable. En 2006, la plus petite caisse avait un actif de 4 M\$ alors que celui de la plus grande était de 1,4 G\$. Il s'agit d'un réseau en processus de rationalisation qui se poursuit toujours puisque, durant la période 2004-2006, 50 fusions impliquant 113 caisses locales ont été négociées. (Voir tableau 1.) De ce nombre, une forte majorité (78 p. cent) impliquait seulement deux coopératives.

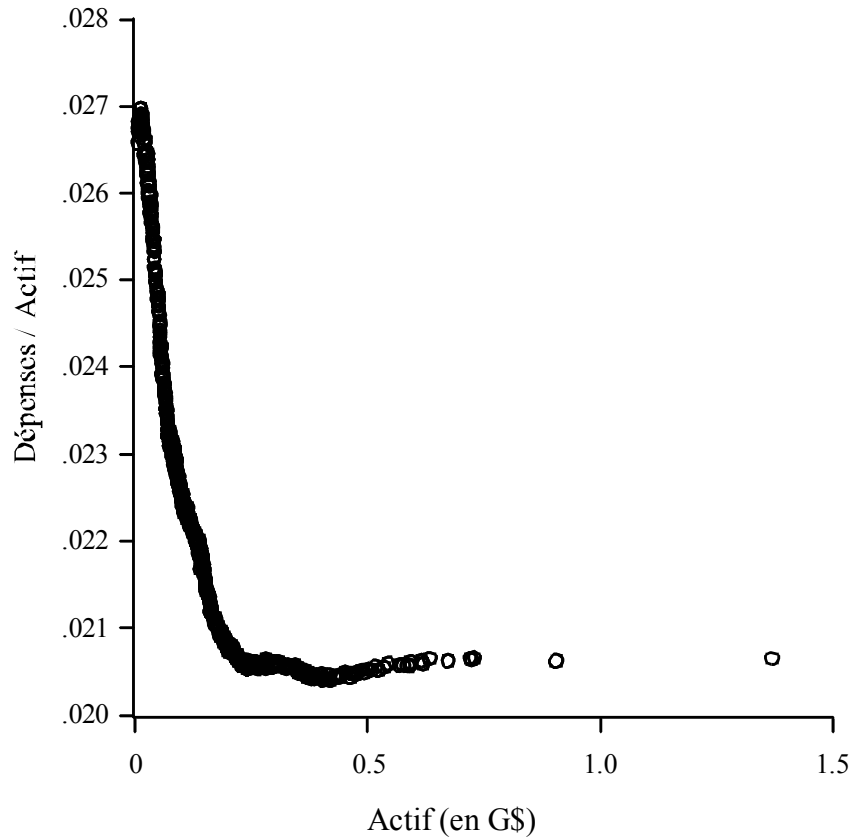
Tableau 1. Profil des fusions, 2004-2006

	Nombre de fusions	Nombre de caisses impliquées			
		2	3	4	Total
2004	23	17	5	1	53
2005	13	10	2	1	30
2006	14	12	2	0	30
Total	50	39	9	2	113

Cette grande hétérogénéité de taille se répercute sur le coût d'opération moyen de l'organisation, soit les sommes consacrées au personnel et au capital physique, i.e. aux immeubles et aux équipements. Afin d'illustrer l'important impact de la taille des caisses sur leurs coûts d'opération, la figure 1 présente la relation entre les dépenses d'opération par dollar d'actif et l'actif total. Afin d'amoindrir l'effet de la variabilité individuelle des coûts, ou en d'autres mots pour atténuer le bruit, nous avons lissé le coût d'opération moyen à l'aide du lissage exponentiel simple calculé sur le coût d'opération par dollar d'actif trié selo l'ordre croissant de l'actif. Pour éviter le déphasage de la série lissée, nous avons calculé la moyenne des résultats obtenus en appliquant deux fois de manière symétrique le lissage exponentiel.¹

¹ Le lissage exponentiel calcule une série lissée m à partir d'une série brute x par la formule $m_t = ax_t + (1-a)m_{t-1}$, où a est le paramètre de lissage. Il est facile de montrer que le lissage exponentiel équivaut à une moyenne mobile non centrée à poids décroissant des observations précédentes et de l'observation courante. Or, lorsque m est une moyenne mobile non centrée de x , ses sommets et creux retardent par rapport à ceux de la série brute, déphasage qu'on ne peut éviter qu'en calculant une moyenne mobile centrée. Pour obtenir ce centrage de la moyenne mobile nous avons appliqué le lissage exponentiel une seconde fois mais où c'est l'observation lissée postérieure qui entre dans le calcul de la moyenne mobile plutôt que sa valeur antérieure. Algébriquement la seconde série lissée est calculée par la formule $ax_t + (1-a)m_{t+1}$. La série lissée finale présentée à la figure 1 est la moyenne des deux séries obtenues par lissage exponentiel, après que les caisses aient été classées en fonction de la valeur de leur actif. Le paramètre de lissage a est choisi en fonction du niveau d'atténuation du bruit recherché. Puisque la variabilité

Figure 1
Relation dépenses et taille



On constate que la dépense d'opération par dollar d'actif a une forme en U typique des situations où les économies d'échelle s'épuisent. Il se situe à 0,027 \$ par dollar d'actif pour les très petites caisses mais diminue ensuite de façon monotone jusqu'à 0,0202 \$ pour les caisses d'environ 400 M\$ avant de remonter par la suite légèrement jusqu'à atteindre une dépense à 0,0206 \$ par dollar d'actif pour les plus grandes caisses.

Cette analyse visuelle semble donc indiquer une taille optimale d'environ 400 M \$ aux caisses locales et qu'il y a donc une limite aux économies d'échelle. Il reste à vérifier si une analyse approfondie confirme cette impression. Dans la section suivante nous voyons comment une

individuelle était forte, il était nécessaire de fortement réduire le bruti et d'appliquer un important paramètre de lissage. C'est pourquoi nous avons choisi une valeur de α faible, soit de 0,02.

approche non paramétrique, spécifiquement le *Data envelopment analysis* (DEA), permet d'analyser en profondeur cette question. Cette méthode consiste à résoudre un problème de programmation linéaire dans lequel la frontière est composée des unités les plus performantes. Ces unités sont celles qui utilisent le moins de ressources pour produire ou encore produisent le plus avec les ressources disponibles. Ces observations sont ensuite reliées entre elles par des segments de droite, produisant un ensemble de production convexe. Le DEA repose sur deux hypothèses, la convexité et la libre disposition. La première de ces hypothèses suppose que l'ensemble des possibilités de production est convexe (les segments de droite entre des points de l'ensemble sous aussi éléments de l'ensemble) tandis que la seconde est une hypothèse d'absence de nuisance des facteurs de production.²

II. EFFICACITÉ D'ÉCHELLE ET DE GAMME DANS UNE APPROCHE NON PARAMÉTRIQUE

La majorité des études sur la performance des institutions financières est basée sur le DEA, outil de programmation linéaire initialement proposé par Charnes, Cooper et Rhodes (1978). Cette méthode non paramétrique compare chaque entreprise aux plus performantes, i.e. celles constituant la frontière d'efficacité, et mesure soit l'excès relatif de coût (approche intrant) ou la perte relative de production (approche production). Le DEA attribue à chaque entreprise un score d'efficacité égal à 1 si elle est efficace (sur la frontière) ou inférieur à 1 si elle est inefficace.

Si on contraint $\sum \lambda_i = 1$, où λ_i est une constante non négative, alors on solutionne le problème du DEA en imposant un rendement d'échelle constant. En ajoutant puis retirant cette restriction, il est possible d'estimer le DEA de deux manières. Cette manière de procéder permet d'établir si l'inefficacité technique découle d'une taille inadéquate de l'institution financière ou si, plutôt, elle utilise trop de ressources étant donné sa taille. Une telle distinction est importante pour faire les recommandations appropriées afin de corriger l'inefficacité observée. Voyons comment la technique permet de la calculer

² Formellement, la convexité signifie que si on a deux points y_1 et y_2 appartenant tous deux à Y (l'ensemble des possibilités de production), alors $ay_1 + (1-a)y_2 \in Y, \forall a \in [0, 1]$. La définition formelle de la libre disposition est pour sa part que si $x \in V(y)$, alors $x+\varepsilon \in V(y), \forall \varepsilon > 0$.

Considérons une entreprise produisant au point C de la figure 2. Si on impose une technologie avec un rendement d'échelle constant (REC), la frontière est tangente au point B. Ce point est choisi car son ratio y/x étant le plus élevé, il a aussi la plus forte productivité et se situe donc à la taille optimale d'opération. Ainsi, sous REC, l'efficacité de C est donnée par le ratio FC'/FC . Par contre, sous l'hypothèse d'un rendement d'échelle variable (REV), l'efficacité technique est plutôt égale à FC''/FC . La différence entre les deux scores d'efficacité s'explique par le fait qu'au point C, l'échelle de production est trop faible pour permettre de maximiser la productivité. On dira de l'unité C qu'elle peut atteindre le point C'' sans changer sa taille, ce qui correspond à son efficacité technique pure. Le gain de productivité rendu possible en augmentant l'échelle de production, qu'on appelle l'efficacité d'échelle (SE), est pour sa part égal à FC'/FC'' , puisqu'il faudrait réduire l'utilisation des ressources jusqu'à C' pour atteindre une productivité identique à celle observée au point B. L'entreprise qui produit au point C aurait donc avantage à augmenter sa taille pour améliorer encore sa performance, ce qui améliorerait son efficacité d'échelle. Notons par ailleurs que le point C est aussi caractérisé par des rendements d'échelle croissants car la productivité marginale est plus forte que la productivité moyenne. Il peut toutefois arriver qu'une entreprise manifeste de l'inefficacité d'échelle alors qu'elle est en situation de rendements d'échelle décroissants. Sur la même figure, ce serait le cas des entreprises qui produisent aux points D et E qui ont dépassé la taille où la productivité est maximale.

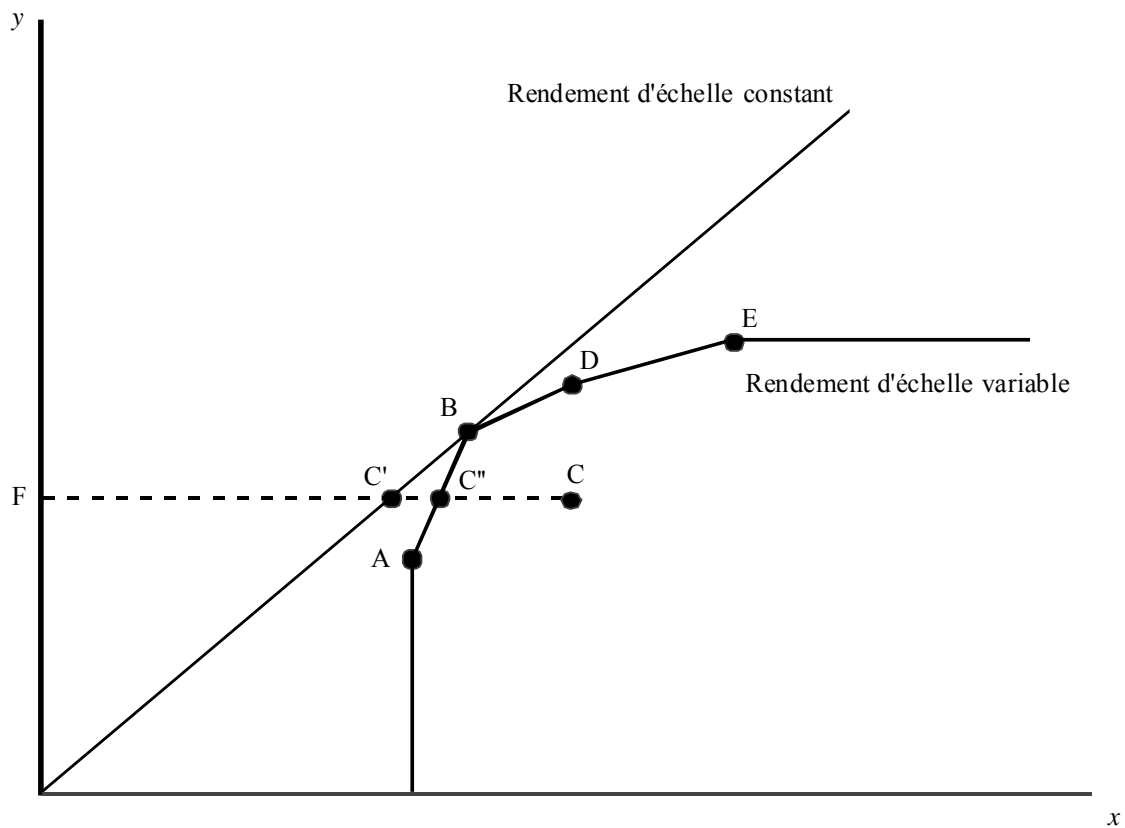
On peut donc calculer le rendement d'échelle par le ratio entre le score d'efficacité technique du modèle à rendement d'échelle constant et le score du modèle à rendement d'échelle variable. En divisant l'efficacité technique par le rendement d'échelle, on obtient ainsi l'efficacité technique pure. On peut consulter Cooper, Seiford et Tone (2007, 131-162) pour une présentation détaillée de ces concepts.

En plus de s'intéresser aux économies d'échelle, la théorie de la production s'est aussi penchée sur la notion d'économies de gamme. Ce concept s'intéresse aux réductions de coûts rendues possibles par la production simultanée de plusieurs produits par une même caisse populaire.³ Les

³ Lorsque défini ainsi, il correspond aux économies de gamme globales (ÉGG) mesurées dans une approche paramétrique (Fortin, Leclerc et Thivierge, 1999 et 2000).

économies de gamme permettent ainsi de mesurer s'il est moins coûteux que chaque caisse diversifie sa production dans la totalité des produits en comparaison à une spécialisation de chacune dans la production d'un seul produit. Elles mesurent l'écart de coût entre la production disjointe d'une certaine quantité d'un certain nombre de produits et la production jointe de ce même panier de produits.

Figure 2
Efficacité technique et efficacité d'échelle



Nous avons montré dans Fortin et Leclerc (2006) que les économies de gamme globales sont décomposables en une mesure de convexité de la fonction de production à un niveau donné d'utilisation des intrants et en économies d'échelle. Nous avons également montré comment les mesurer dans une approche DEA. Nous utilisons cette approche pour mesurer l'importance des économies de gamme dans les caisses. Afin de comprendre la manière dont les calculs sont

effectués, nous reprenons ici les principaux éléments de la présentation qui se fait dans un modèle orienté vers la production.

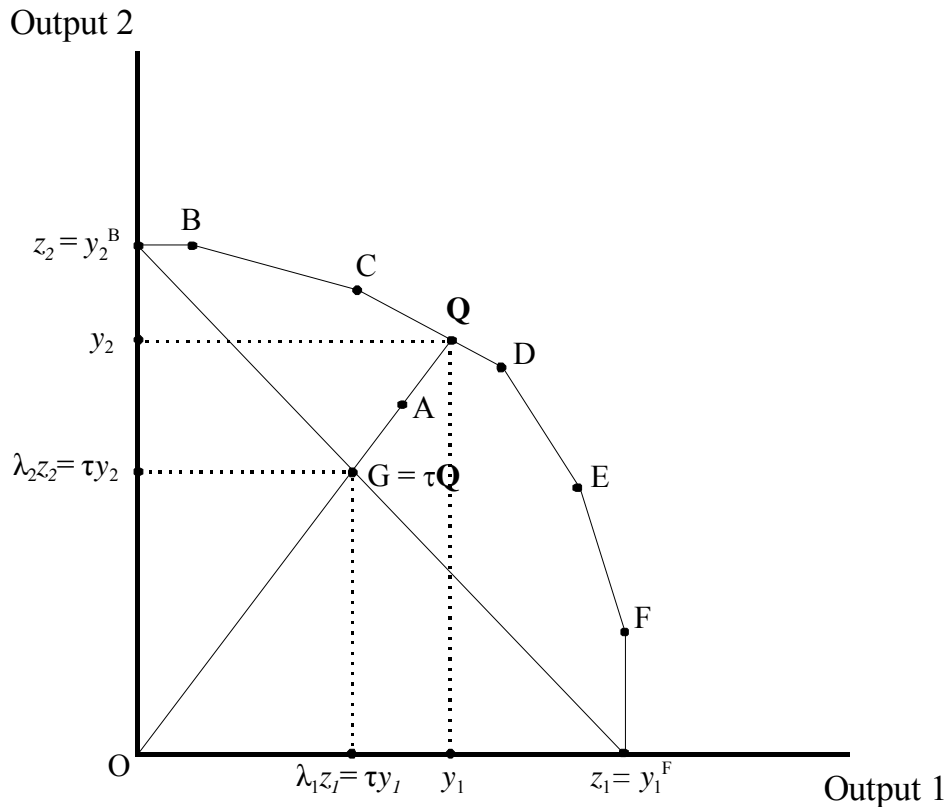
Considérons une caisse qui utilise un vecteur de ressources x dont le coût est $w'x$, où w' est le vecteur de prix des ressources. Cette caisse peut produire de manière disjointe les biens 1 et 2 aux niveaux respectifs z_1 et z_2 . On a donc $C(z_1) = C(z_2) = w'x$. Supposons qu'avec les mêmes ressources elle peut aussi effectuer une production jointe efficiente de ces mêmes biens notée (y_1, y_2) et telle que $C(y_1, y_2) = w'x$. Considérons également des fractions λ_1 et λ_2 telles que $\lambda_1 + \lambda_2 = 1$ permettant d'écrire tout point sur la combinaison linéaire convexe des productions disjointes sous la forme $(\lambda_1 z_1, \lambda_2 z_2)$. En définissons une constante τ on peut exprimer la production efficiente comme une simple expansion proportionnelle de la combinaison linéaire convexe, c'est-à-dire $(\lambda_1 z_1, \lambda_2 z_2) = \tau(y_1, y_2)$. La valeur de τ indique comment la production moyenne des firmes spécialisées se compare à celle des firmes diversifiées. Évidemment, si la production efficiente est plus grande que la combinaison linéaire convexe, $\tau < 1$ et la production jointe est moins coûteuse que la production disjointe. Nous appelons τ une mesure radiale des économies de gamme globales. Bien entendu, il n'y aura ni économies ni déséconomies de gamme si $C(\lambda_1 z_1, \lambda_2 z_2) = w'x$, donc si $\tau = 1$. Nous allons maintenant voir comment mesurer τ à partir de l'efficacité d'échelle et de l'efficacité technique.

La figure 3 illustre le cas de firmes identifiées par A, B, C, D, E et F produisant les biens y_1 et y_2 dans des proportions différentes en utilisant la même quantité d'un seul facteur de production x . En supposant un ensemble convexe, la frontière DEA est formée des segments de droites joignant la combinaison de production des cinq firmes efficientes B, C, D, E et F . En appliquant l'hypothèse de libre disposition aux deux combinaisons efficientes les plus près des axes, on complète la frontière.⁴ La proportion la plus élevée du bien 1 est produite par la firme F , y_1^F , alors que la firme B produit la proportion la plus élevée du bien 2, y_2^B . Ainsi, la frontière coupe l'axe des biens 1 et 2 aux points $z_1 = y_1^F$ and $z_2 = y_2^B$ qui illustrent la production maximale des

⁴ Évidemment, il y a un « manque » de production (*output slack*) aux points $(z_1, 0)$ and $(0, z_2)$. En considérant ces deux combinaisons comme les paires spécialisés efficaces, on sous-estime la production spécialisée optimale et surestime les économies de gamme. Cependant, en l'absence d'information sur les firmes plus spécialisées que B et F , il est impossible d'inférer la position réelle des firmes complètement spécialisées.

biens 1 et 2 lorsque toutes les ressources sont dédiées à un seul bien. La combinaison A est située sous la frontière et correspond donc à une production inefficace. Puisqu'un accroissement proportionnel de tous les produits est possible pour la firme A , elle peut atteindre un niveau de production (y_1, y_2) au point Q sur la frontière et son score d'efficacité radiale correspond au ratio OA/OQ .

Figure 3
Mesure des économies de gamme



On peut alors déduire les économies de gamme dont bénéficie une firme diversifiée en comparant un accroissement proportionnel des outputs à une combinaison linéaire convexe de la production des firmes spécialisées. D'un point de vue géométrique, cette combinaison linéaire convexe, le point G dans le figure 3, se trouve à l'intersection du segment fermé des points $(z_1, 0)$ et $(0, z_2)$ avec le rayon passant par le point Q . On peut trouver les coordonnées de Q en solutionnant l'ensemble d'équations donné par $(\lambda_1 z_1, \lambda_2 z_2) = \tau(y_1, y_2)$, i.e. $\tau y_1 = \lambda_1 z_1$ et $\tau y_2 = \lambda_2 z_2$ sous la contrainte que $\lambda_1 + \lambda_2 = 1$. Puisque notre objectif est de mesurer les économies de gamme, nous voulons solutionner cet ensemble d'équations uniquement pour la valeur de τ . Si

nous isolons λ_1 et λ_2 dans chaque équation, de telle sorte que $\lambda_1 = \tau y_1/z_1$ et $\lambda_2 = \tau y_2/z_2$, et que nous additionnons ces deux égalités nous obtenons $\lambda_1 + \lambda_2 = \tau y_1/z_1 + \tau y_2/z_2$. Mais puisque $\lambda_1 + \lambda_2 = 1$, cette égalité devient $1 = \tau y_1/z_1 + \tau y_2/z_2$. En isolant τ , nous obtenons :

$$\tau = \frac{1}{y_1/z_1 + y_2/z_2} \quad (1)$$

Dans le graphique 3, τ est le ratio OG/OQ, d'où le nom économies de gamme radiales. Cette méthode peut être généralisée au cas de m -produits et de rendement d'échelle variable. Le passage au cas d'un rendement d'échelle variable pose cependant un défi particulier. En effet, en rendement d'échelle constant, l'écart dans la quantité d'inputs utilisée par les firmes spécialisées ne modifie par leur performance. Ce n'est plus le cas avec un rendement d'échelle variable puisque la taille de la firme devient une source de différence dans les coûts. Pour les firmes ayant un rendement d'échelle croissant ou décroissant, il faut ajuster les inputs et les outputs pour annuler l'effet de la taille, i.e. les rendre efficaces dans la taille. La stratégie consiste à opérer une transformation de productivité qui annule l'inefficacité d'échelle de telle sorte que la nouvelle relation entre les inputs et les outputs est invariante dans la taille. On aura alors :

$$\tau_i = \frac{1}{\sum_{j=1}^m (y_{ij}^*/z_j^*)} = \frac{1}{\sum_{j=1}^m \left(\frac{y_{ij}/SE_i}{z_j/SE_{z_j}} \right)} \quad (2)$$

où y_{ij}^* correspond au niveau de production efficace sur le plan technique et d'échelle du bien j par la firme i .

Une fois cette transformation de productivité effectuée, la mesure des économies de gamme n'est plus directement compatible avec celle de Panzar et Willig (1981). En effet, les firmes spécialisées opèrent à un niveau de production différent de celui utilisé dans leur définition ce qui peut modifier leur efficacité d'échelle. En l'absence d'information sur les firmes spécialisées produisant les différents produits au niveau produit par les firmes diversifiées, nous ne pouvons pas mesurer leur efficacité d'échelle et les ajustements appropriés ne peuvent pas être opérés. Le type de production diversifiée envisagée par Panzar et Willig, et de façon plus générale dans

toutes les mesures de subadditivité de coût, implique un changement dans le niveau de production et, ainsi, une possible variation dans l'efficacité d'échelle lorsque le modèle DEA a une orientation produits. En d'autres mots, les mesures habituelles de déséconomies d'échelle sont affectées par un possible écart entre l'efficacité d'échelle des plus grandes firmes diversifiées et celle des firmes spécialisées. Puisque l'efficacité d'échelle peut facilement être mesurée avec le DEA, il est souhaitable de démêler les baisses de coût attribuables à un ajustement du nombre de produits et celles causées par un accroissement des inputs. C'est ce que fait la méthode proposée par Fortin et Leclerc (2006).

III. MODÈLE ET DONNÉES

Lorsque vient le temps de déterminer le modèle d'analyse du comportement d'une institution bancaire deux grandes questions se posent. La première porte sur le traitement des dépôts. Doit-on les considérer comme intrants, et adopter l'approche intermédiation, ou les traiter comme outputs, et adopter l'approche production ? La réponse à cette question ne fait toujours pas unanimité. On pourrait affirmer qu'en général on choisit l'option qui répond le mieux aux besoins de la recherche. Cette réponse empiriste n'est cependant pas satisfaisante selon nous.

La seconde question porte sur la liste des éléments du bilan à intégrer au modèle. Les auteurs utilisent généralement un nombre restreint de facteurs et de produits pour définir la technologie bancaire. Ce faisant, plusieurs études ont surestimé la croissance de la productivité. Comme le soulignent Lozano-Vivas et Humphrey (2002, 177), « ...the bias is not due to the technique used but rather in how it is applied ». Ces auteurs soutiennent que pour éviter ce biais, «... all balance sheet inputs and outputs need to be included » (p. 178) dans la liste des facteurs et produits. Ainsi, la croissance de la productivité sera le reflet du changement dans le rapport entre les produits et les facteurs et non dans la composition du bilan. La solution proposée par ces auteurs pose une grave difficulté. En effet comme l'ont montré Fortin et Leclerc (2007b) si tous les éléments du bilan sont intégrés au problème, on obtient que toutes les banques sont efficaces. Dans ce cas, la productivité totale des facteurs s'expliquerait uniquement par le changement technologique. On en vient alors à se demander si les comptes du bilan constituent la meilleure mesure pour certains facteurs de production.

Il y a cependant une autre avenue possible. Elle consiste d'abord à travailler dans une approche de la mesure de la production bancaire davantage orientée vers la logique de la valeur ajoutée. Cette approche nous fait d'abord passer des comptes du bilan à ceux de l'état des revenus et dépenses. Elle nous amène ensuite à éliminer les fonds utilisés pour le financement des prêts et des placements (dépôts, emprunts et capitaux propres) en évaluant le revenu tiré des activités d'intermédiation en revenu net d'intérêts. Il s'agit alors de mesurer le coût moyen des fonds et de le soustraire du rendement sur les prêts et les placements. Pour éviter de créer un biais en faveur des entreprises mieux capitalisées, il faut appliquer un prix fictif aux capitaux propres. Nous utilisons ici le prix moyen pondéré des emprunts. En 2006 par exemple, le coût moyen de fonds des caisses populaires acadiennes et québécoises était en moyenne égal à 2,6 %. Les relations avec les épargnants sont alors mesurées de deux façons : par l'entremise des activités transactionnelles et par l'inclusion des activités de conseils financiers.

L'institution financière est alors présentée comme une entreprise qui utilise trois types de facteurs, soit le travail, les locaux et l'équipement, pour produire trois types de services, soit les produits d'intermédiation (prêts et placements), des transactions (manuelles et automatisées) et, finalement, des services conseils. Le tableau 2 présente la liste des variables sans tenir compte des éléments spécifiques à une coopérative et la méthode de mesure. Quelques précisions doivent être fournies pour certaines variables.

Tableau 2. **Liste de facteurs et produits**

Facteurs de production	Unité de mesure
1- Travail	Dépense en main-d'œuvre
2- Bâtiments exploités	Dépense en bâtiments exploités
3- Équipements	Dépense en équipements
Services produits	Unité de mesure
1- Prêts à la consommation	Revenu net d'intérêts
2- Prêts hypothécaires	Revenu net d'intérêts
3- Prêts aux entreprises	Revenu net d'intérêts
4- Placements	Revenu net d'intérêts
5- Transactions manuelles	Revenu autre qu'en intérêts attribuable au trans. man.
6- Transactions automatisées	Revenu autre qu'en intérêts attribuable au trans. aut.
7- Hors bilan	Revenu

La dépense en main-d'œuvre comprend les dépenses salariales, les bonis et les avantages sociaux. La décision de diviser en deux variables le capital physique doit être justifiée. Selon

nous, en traitant globalement le capital physique, on oublie la relation complexe qui existe entre ces deux types de capital physique. Par exemple, l'entreprise bancaire investit dans les équipements informatiques pour diminuer l'espace consacré à la production des services. Si l'informatisation permet de diminuer la taille des locaux et qu'on traite ces deux variables conjointement, on risque de mal capter la contribution du développement technologique. Le problème est d'autant compliqué que les règles de dépréciation sont différentes pour les locaux et les équipements. Un traitement désagrégé est donc préférable.

La mesure de la dépense pour les bâtiments exploités mérite qu'on s'y arrête pour deux raisons. Premièrement, certaines caisses peuvent ne pas utiliser une partie des locaux possédés pour la production. Deuxièmement, il faut tenir compte de l'aspect location dans l'évaluation du coût des locaux exploités par les caisses. Par exemple, une caisse qui possède un immeuble peut louer une partie des locaux. Il arrive également qu'une caisse loue une partie ou la totalité des locaux qu'elle utilise. Donc, deux ajustements sont nécessaires afin d'évaluer correctement la dépense en bâtiments exploités. Il faut soustraire la dépense en capital immobilier possédé qui n'est pas affecté à l'exploitation et ajouter la dépense pour le stock de capital affecté à l'exploitation qui est loué. Cette façon de procéder pour effectuer ces ajustements est identique à celle employée par Fortin, Leclerc et Thivierge (1999).

Du côté des revenus, une attention particulière doit être accordée au revenu d'intérêts sur les prêts. Le risque de crédit contraint les institutions financières à dépenser pour tenter de recouvrer certains paiements en retard et à radier certains prêts. Lorsqu'on calcule le revenu brut d'intérêts sur les prêts, il faut donc soustraire du revenu d'intérêts les frais de recouvrement et les pertes sur prêts. Cette opération est effectuée pour les trois types de prêts. Rappelons que pour les quatre produits générant des revenus d'intérêts, les trois types de prêts et les placements, nous utilisons les revenus nets d'intérêts c'est-à-dire les revenus d'intérêts dont on a soustrait le coût moyen des fonds.

Pour estimer les revenus associés aux transactions, nous adoptons la démarche suivante. Le système comptable nous donne d'abord le revenu total tiré des transactions. Nous devons ensuite séparer ce revenu en deux catégories : la partie associée aux transactions automatisées et celle attribuable aux transactions manuelles. Les transactions automatisées incluent les paiements par

chèques, les dépôts et retraits automatisés, les virements et retraits au guichet automatique, les dépôts salaire, les paiements avec carte de débit, les paiements de factures et les virements AccèsD⁵, et le nombre de transactions avec frais fixe d'utilisation. Les transactions manuelles comprennent pour leur part les dépôts et retraits au comptoir, les dépôts au guichet automatique, les paiements de factures au guichet automatique, les paiements de factures AccèsD avec intervention du personnel et les traitements de dossiers (ouverture de compte, renégociation d'hypothèques...). En multipliant le prix de ces transactions par les nombres effectués, nous obtenons le revenu total que la caisse aurait dû tirer de la vente de ces produits. En raison de l'existence de forfaits, ce revenu potentiel est supérieur au revenu réellement touché. Nous devons ajuster le revenu potentiel pour qu'il soit égal au revenu touché, ajustement que nous effectuons par une méthode simple. Une correction à la baisse du revenu potentiel est effectuée en attribuant à chaque produit transactionnel la même proportion du revenu réel que sa part du revenu potentiel. Il suffit alors d'additionner les revenus des différentes composantes des transactions automatisées et manuelles pour obtenir le revenu total tiré de chaque catégorie de transactions.

Finalement, le revenu généré par la composante hors bilan des activités de la caisse correspond au revenu en provenance des sociétés composant le bloc corporatif de Desjardins. Ces sociétés vendent des services de courtage, de gestion du patrimoine et d'assurances.

La banque de données regroupe les caisses populaires acadiennes et québécoises et porte sur la période 2004-2006. Suite aux fusions, le nombre de caisses populaires est passé de 581 en 2004 à 547 en 2006. En travaillant avec des données sur plusieurs années, nous pourrions analyser l'impact de ces fusions sur la situation des entreprises du côté du rendement d'échelle. Trois situations sont possibles : rendement d'échelle croissant (production augmente plus rapidement que la taille), rendement d'échelle constant (production augmente au même rythme que la taille) et rendement d'échelle décroissant (production augmente moins rapidement que la taille).

⁵ AccèsD est un nom de produit de Desjardins. Ce service permet aux membres d'effectuer des transactions à distance à partir d'un ordinateur ou d'un téléphone à boutons poussoirs.

IV. RÉSULTATS ET ANALYSE

Les résultats présentés dans cette section ont été obtenus dans le cadre d'une approche orientée vers les intrants.⁶ Regardons en premier lieu les scores d'efficacité et leur décomposition. Le tableau 3 présente les résultats pour trois concepts d'efficience : technique, technique pure et échelle.

Tableau 3. **Décomposition des scores d'efficience**

	Technique	Technique pure	Échelle
2004	0,7754	0,8264	0,9383
2005	0,8125	0,8572	0,9479
2006	0,8223	0,8665	0,9490

On observe d'abord que le score d'efficience technique et ses deux composantes augmentent dans le temps suite aux regroupements des caisses locales.⁷ On peut comparer les résultats entre les caisses ayant pris part à une fusion et les autres. Par exemple, si on regarde le cas de l'efficience technique pure pour 2005, on obtient que la croissance du score moyen d'efficience est de 3,5 p. cent pour les caisses n'ayant pas été impliquées dans une fusion et de 10,3 p. cent pour celles ayant été impliquées dans une fusion durant cette année. Ce résultat confirme celui obtenu par Leclerc et Fortin (2004) dans leur analyse de l'impact des fusions sur l'évolution de l'efficience économique des caisses populaires québécoises.

Pour atteindre l'efficience globale en 2006, les caisses devraient augmenter leur score moyen d'efficacité de 21,6 p. cent. Du côté de l'efficience d'échelle, la hausse du score moyen devrait être de 5,4 p. cent. Ainsi, environ le quart de l'inefficience globale s'explique par l'inefficience d'échelle et le reste par l'inefficience technique pure. On peut regarder l'impact des fusions dans cette perspective en comparant, pour les caisses impliquées dans une fusion, le pourcentage des caisses efficaces avant la fusion à celui après la fusion. Nous savons déjà que 113 caisses ont pris part à un processus de fusion durant la période à l'étude. De ce groupe, 28,7 p. cent étaient efficaces avant la fusion. Ce pourcentage augmente à 47,1 après la fusion.

⁶ Les modèles ont été estimés à l'aide du logiciel DEA-Solver-Pro 6.0 de Saitech Inc.

⁷ Le gain d'efficacité observé durant la période pourrait, en partie, être attribuable à une diminution du nombre de degrés de liberté. D'une année à l'autre le nombre de caisses diminue ce qui implique une baisse du nombre de degrés de liberté. Ce problème est souligné dans Cooper, Seiford et Tone (2007, 283-84). Il faut aussi comprendre que la frontière se déplace d'une année à l'autre suite aux changements, entre autres, dans les pratiques de gestion.

Le tableau 4 répartit les caisses selon le rendement d'échelle et leur score d'efficacité. On peut constater, comme il fallait s'y attendre, qu'un très faible nombre de caisses en situation de rendement d'échelle croissant sont considérées efficaces. Le pourcentage de caisses efficaces dans ce groupe varie entre 4,5 en 2004 à 13,3 en 2006. Les fusions entre caisses populaires impliquent souvent des petites caisses ce qui fait diminuer le nombre de caisses en rendement d'échelle croissant (de 155 en 2004 à 105 en 2006) et la taille moyenne des caisses dans cette situation (de 39,4 M\$ en 2004 à 31,5 M\$ en 2006). À l'autre extrême, le nombre de caisses en rendement d'échelle croissant augmente de 346 en 2004 à 359 en 2006 et la taille moyenne de ces caisses croît de 188,3 M\$ en 2004 à 212,5 M\$ en 2006.

Tableau 4. **Rendement d'échelle**

Nombre de caisses en :	Ensemble	Efficientes	Inefficientes	Actif moyen
	2004			
Rendement d'échelle croissant	155	7	148	39,4 M\$
Rendement d'échelle constant	80	44	36	86,1 M\$
Rendement d'échelle décroissant	346	44	302	188,3 M\$
Total	581	95	486	134,4 M\$
	2005			
Rendement d'échelle croissant	125	9	116	39,2 M\$
Rendement d'échelle constant	89	53	36	98,8 M\$
Rendement d'échelle décroissant	349	64	285	201,1 M\$
Total	563	126	437	149,0 M\$
	2006			
Rendement d'échelle croissant	105	14	91	31,5 M\$
Rendement d'échelle constant	83	39	44	109,0 M\$
Rendement d'échelle décroissant	359	39	320	212,5 M\$
Total	547	92	455	162,0 M\$

Il faut pousser un peu plus loin l'analyse des fusions et voir la relation entre la situation des caisses avant la fusion sur le plan du rendement d'échelle et la situation après la fusion. Le tableau 5 présente les résultats à ce sujet. La première colonne identifie les différentes combinaisons de rendements d'échelle des caisses ayant pris part à une fusion durant les années 2004 à 2006. Il s'agit de la situation durant l'année précédent la fusion. Ainsi, l'année 2003 est le point de référence pour les caisses s'étant fusionnées en 2004. Nous avons des cas dans 6 des 7

combinaisons possibles. La seule combinaison pour laquelle nous n'avons d'exemple est celle qui aurait impliqué au moins une caisse de chacune des 3 situations possibles de rendements d'échelle, i.e. le cas A + B + C selon la légende du tableau 5. La seconde colonne présente le nombre de fusions impliquant des caisses des différentes combinaisons d'économies d'échelle. Les colonnes 3 à 5 montrent la situation des nouvelles caisses résultant des regroupements au niveau du rendement d'échelle. Sur le plan descriptif, on constate d'abord que la grande majorité des fusions implique des caisses en rendement d'échelle décroissant. En effet, c'est le cas de 43 des 50 fusions réalisées de 2004 à 2006, i.e. 86 p. cent. Pour ces 43 cas, la nouvelle caisse se retrouve en situation de rendements d'échelle croissants 42 fois sur 43. Pour les 7 autres fusions, la nouvelle caisse se retrouve dans la même situation 5 fois sur 7. Ainsi, dans 47 cas sur 50 (94 p. cent), le niveau d'activités de la nouvelle caisse dépasse l'échelle de production la plus productive.

Tableau 5. Fusions et rendement d'échelle, 2004-2006

		Résultats durant l'année suivant la fusion		
Regroupements d'unités de types :	Nombre	A	B	C
A	2			2
A + B	3		1	2
A + C	17			17
B	2		1	1
B + C	9			9
C	17	1		16
Total	50	1	2	47
Légende : A : rendement d'échelle croissant B : rendement d'échelle constant C : rendement d'échelle décroissant				

Il est donc évident que la notion d'échelle de production la plus productive n'est pas un guide orientant les décisions des dirigeants des caisses populaires acadiennes et québécoises lorsque vient le temps de planifier un projet de regroupement. Cela s'explique par la nature de ces coopératives de services financiers. Le modèle Desjardins de caisses populaires était construit sur la paroisse religieuse et son marché correspond donc à un territoire spécifique. Les fusions vont donc impliquer des caisses opérant sur des marchés adjacents, peu importe le rendement d'échelle de l'organisation.

Quant aux économies de gamme, elles demeurent importantes. Par exemple en 2006, elles représentaient en moyenne 31,4 p. cent (écart-type : 0,0362). Au Canada, les entreprises bancaires diversifiées ont donc un avantage de coût important sur les entreprises spécialisées. Ce résultat explique en partie les tendances à la concentration dans l'industrie des services financiers. Actuellement, ces tendances se poursuivent dans les domaines de la gestion du patrimoine et des assurances générales.

V. CONCLUSION

Les résultats de cette recherche montrent que des déséconomies d'échelle importantes sont présentes dans le réseau des caisses populaires acadiennes et québécoises. Elles expliquent environ 25 p. cent du surcoût observé dans ces coopératives de services financiers. Sur la base de ces résultats, nous pouvons donc conclure que le programme de fusions des petites caisses populaires devrait se poursuivre. Puisque notre banque de données est constituée d'organisations en concurrence directe avec les succursales de banques à charte, nos résultats donnent une indication du nombre de fermetures de succursales que pourrait provoquer la fusion des grandes banques à charte canadiennes.

Les résultats montrent aussi que plusieurs fusions donnent naissance à des coopératives qui ont dépassé le niveau optimal d'activités. Il semble donc que le choix des caisses à regrouper ne tient pas suffisamment compte des limites de cette approche. Cette situation est probablement due au fait que les regroupements se font entre caisses opérant sur des marchés géographiquement adjacents. La nature coopérative de l'organisation amène les dirigeants à tenir compte d'autres aspects de sa performance (e.g. la participation des membres aux activités de la caisse) lorsque vient le temps d'identifier les partenaires potentiels dans un projet de regroupement.

Nous avons vu aussi que la production jointe diminue sensiblement le coût d'opération. On parle d'une économie dépassant 30 p. cent. Une réduction de coût de cette envergure jette un regard nouveau sur les tendances à la concentration observées dans les industries financières canadiennes.

Cette recherche s'inscrit dans le cadre d'un projet plus large sur la comparaison des méthodes d'estimation des économies d'échelle et de gamme dans les institutions bancaires. La richesse de

la banque de données sur les caisses populaires nous permet de tester les écarts dans les résultats obtenus dans le cadre des approches paramétrique et non paramétrique. Dans la prochaine étape, nos efforts se tourneront vers le premier type de modèles.

BIBLIOGRAPHIE

Allen, J. & Liu, Y. (2005) «Efficiency and Economies of Scale of Large Canadian Banks», Bank of Canada Working Paper 2005-13.

Amel, D., Barnes, C., Panetta, F. & Salleo, C. (2004) «Consolidation and Efficiency in the Financial Sector: A Review of the International Evidence», *Journal of Banking and Finance*, 28, 2493-2519.

Berger, A. N. & Mester, L. J. (1997) «Inside the black box: What explains differences in the efficiencies of financial institutions?», *Journal of Banking and Finance* 21, 895-947.

Charnes, A, Cooper, W. W. & Rhodes, E. (1978) «Measuring the Efficiency of Decision Making Units», *European Journal of Operational Research* 2, 429-444.

Cooper, W. W., Seiford, L. M. & Tone, K. (2007) *Data Envelopment Analysis: A Comprehensive Text with Models, Applications, References and DEA-Solver Software. Second Edition*, New York : Springer.

Fixler, Denis & Kimberly, Z. (1999) «The productivity of the banking sector : Integrating financial and production approaches of measuring financial service output», *Canadian Journal of Economics*, vol. 32, No 2, 23 p.

Fortin, M. & Leclerc, A. (2006) « An Output Oriented Non Parametric Measure of Economies of Scope », Sherbrooke : Université de Sherbrooke, Groupe de Recherche en Économie et Développement International, 2006, 06-22, 22 pages.

Fortin, M. & Leclerc, A. (2007) « Should we Abandon the Intermediation Approach for Analyzing Banking Performance? », Sherbrooke : Université de Sherbrooke, Groupe de Recherche en Économie et Développement International, 2007, 07-01, 19 pages.

Fortin, M., Leclerc, A. & Thivierge, C. (2000) « Économies d'échelle et de gamme dans les Caisses Desjardins », *L'actualité économique, Revue d'analyse économique*, 76(3), 393-421.

Fortin, M., Leclerc, A. & Thivierge, C. (1999) « Estimation des économies d'échelle et de gamme dans de petites coopératives de services financiers: le cas des caisses populaires acadiennes », *Annals of Public and Cooperative Economics*, 70(3), 447-75.

Humphrey, D.B. & Vale, B. (2004) «Scale Economies, Bank Mergers, and Electronic Payments: A Spline Function Approach», *Journal of Banking and Finance*, 28, 1671-1696.

Kraft, E., Hofler, R. & Payne, J. (2002) «Privatization, Foreign Bank Entry and Bank Efficiency in Croatia: A Fourier-Flexible Function Stochastic Cost Frontier Analysis», Croatian National Bank Working Papers W-9.

Leclerc, A. & Fortin, M. (2004) « Banking production measurement, rationalization and efficiency of the Caisses populaires Desjardins », dans C. Waddell (dir.) *Financial services and*

public policy, Montréal et Kingston : John Deutsch Institute of the Study of Economic Policy et McGill-Quenn's University Press, 251-288.

Leclerc, A. & Fortin, M. (2003) «Production et rationalisation des intermédiaires financiers : leçons à tirer de l'expérience des caisses populaires acadiennes », *Annals of Public and Cooperative Economics*, 74(3), 397-432.

McIntosh, J. (2002) «A welfare analysis of Canadian chartered bank mergers», *Canadian Journal of Economics*, 35(3), 457-475.

Mitchell, K. & Onvural, N. (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), 178-99.

Murray, J.D. & White, R.W. (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.

Panzar, J. C. & Willig R. D. (1981) «Economies of scope», *The American Economic Review*, 71(2), 268-272.