

CAHIERS DE RECHERCHE / WORKING PAPERS

03-07

**Mesure de la production
bancaire, rationalisation et
efficacité des Caisses
Populaires Desjardins.**

André LECLERC
et
Mario FORTIN

UNIVERSITÉ DE SHERBROOKE
Faculté des lettres et sciences humaines
Département d'économique

MESURE DE LA PRODUCTION BANCAIRE, RATIONALISATION ET EFFICACITÉ DES CAISSES POPULAIRES DESJARDINS

André Leclerc
Université de Moncton

Mario Fortin*
Université de Sherbrooke

Novembre 2003

*Nous tenons à souligner la collaboration étroite de Yves Dumas et de Michel Goulet de la Fédération des Caisses populaires Desjardins du Québec. Leur connaissance intime des caisses et des données internes ont été d'une inestimable importance dans cette étude. Nous remercions également Laetitia Lepetit du Laboratoire d'analyse et politique économique de l'Université de Limoges pour ses commentaires. Bien entendu, nous demeurons seuls responsables des erreurs qui subsisteraient.

RÉSUMÉ

Il est déjà connu que les scores d'efficacité des institutions financières varient selon la manière dont on mesure leur production et le nombre de facteurs de production retenus. Nous étudions l'impact des produits transactionnels, une dimension presque toujours négligée dans les études empiriques, sur les scores d'efficacité des *Caisses populaires Desjardins du Québec*. Nos résultats confirment que, tant dans une approche de production que d'intermédiation, l'élargissement de l'output pour inclure les produits transactionnels réduit de manière significative l'inefficacité mesurée. Nous montrons également que le classement des caisses entre elles change, et parfois de façon extrêmement importante. Lorsqu'on prend une mesure large de la production, les écarts d'efficacité technique qui subsistent deviennent faibles et semblent intimement liés à l'environnement économique. Une part significative de l'inefficacité mesurée s'explique donc par une mesure incomplète de la production ou découle de contraintes externes sur lesquelles le management n'a pas prise. Enfin, nous utilisons un modèle complet de coût d'opération et de coût total pour évaluer l'effet du programme de rationalisation sur l'efficacité des caisses populaires.

ABSTRACT

It is now established that efficiency scores in the banking industry depend on the definition given to banking output and the number of inputs considered. We study the impact of transactions, a dimension almost universally neglected in empirical studies, on the efficiency scores of the *Caisses populaires Desjardins du Québec*. Our results show that in both the transaction and the intermediation approaches, broadening output definition to include transactional products significantly reduces inefficiency scores. We also show that the score ranking of institutions is also modified by considering transactions, and the change is sometimes very important. With a broader measure of output, technical inefficiencies become extremely small and seem to be closely related to external economic conditions. This suggests that measures of inefficiencies are also mostly explained by external constraints that managers cannot control. Finally we use a complete model of operating costs and total costs to evaluate the impact of a rationalization program on the efficiency scores.

1. INTRODUCTION

L'efficacité des institutions financières a donné lieu à un effort de recherche considérable au cours des deux dernières décennies. Cet effort s'est tout d'abord attaché à mesurer cette efficacité. Ceci a permis de montrer que le coût moyen dépasse souvent de 20% ou plus celui des institutions les plus performantes tout en faisant perdre jusqu'à la moitié des profits potentiels (Berger et Mester, 1997). Cependant, on tente maintenant de plus en plus de comprendre pourquoi ces inefficacités apparaissent. À la présomption habituelle de mauvaise gestion on ajoute maintenant plusieurs autres explications entre lesquelles il est difficile de discriminer. En effet, les études portent sur des données qui ne sont pas toujours comparables. De plus, elles utilisent des méthodes statistiques différentes pour mesurer des concepts d'efficacité changeants dans plusieurs sortes d'institutions financières (banques commerciales, *credit unions*) opérant dans des environnements économiques ou législatifs variés. Il est donc difficile de savoir si l'inefficacité mesurée découle de la méthodologie, du concept d'efficacité retenu, du type d'institution étudié ou de l'environnement dans lequel elle opère.

Dans leur excellent survol, Berger et Humphrey (1997) recensent et classifient les études afin d'en tirer des fils conducteurs susceptibles d'orienter la recherche. Les points à développer sont nombreux mais ils identifient notamment la nécessité de donner des fondements statistiques aux approches non-paramétriques, notamment avec le DEA (Data Envelopment Analysis) qui demeure la plus utilisée, ainsi que sur les déterminants externes aux scores d'efficacité. Afin de clarifier l'impact de la méthodologie, Berger et Mester (1997) utilisent un même échantillon de plus de 6000 banques américaines mais varient les méthodes de mesure (paramétriques ou non-paramétriques) et les concepts d'efficacité (coût ou profit) pour voir comment les résultats sont sensibles au choix des méthodes et des concepts. En se basant sur la corrélation des scores d'efficacité ou des rangs des institutions, ils concluent que l'efficacité profit diffère beaucoup de l'efficacité coût. Par contre, les

méthodes de mesure auraient relativement peu d'impact sur les résultats, sauf lorsque les études sur les coûts négligent l'avoir propre car l'ajout de cet intrant change les scores d'efficacité.

Un aspect sur lequel la recherche doit se développer davantage est celui de la définition de la production bancaire. La production des entreprises de services multi-produits est difficile à mesurer. Dans les banques cette difficulté donne lieu à une des plus vieilles controverses soit le traitement approprié des dépôts. Dans l'approche de production, ces derniers sont considérés comme un produit offert aux clients en combinant les ressources humaines et matérielles de la banque. Dans l'approche d'intermédiation toutefois, les dépôts sont considérés comme un intrant qui s'ajoute aux autres facteurs de la banque pour offrir des services de crédit. Bien que Burger et Mester (1997) aient comparé les scores d'efficacité obtenus par les deux approches, Tortosa-Ausina (2002) soulignent que la corrélation entre les scores informe relativement peu sur les changements de position d'une institution selon l'approche retenue. Comme il serait problématique de porter un jugement sur une institution qui serait considérée inefficace dans une approche et efficace dans l'autre, il vérifie comment le classement change lorsqu'on modifie la définition de la production bancaire. Ses travaux confirment que le classement varie de façon significative.

Notre contribution se situe dans la ligne directe de l'étude de Tortosa-Ausina. Comme elle, nous utilisons la méthode du DEA. Cependant, nous élargissons la mesure de l'output en introduisant les produits transactionnels. En effet, l'approche de production, tout comme celle d'intermédiation, restreint l'output aux produits d'intermédiation financière. Cette restriction n'est pas conceptuelle mais s'explique plutôt par l'absence de données sur le volume des opérations reliées aux transactions des clients. Or, Leclerc et Fortin (2003) ont récemment montré qu'en prenant en compte les transactions effectuées par ces caisses, l'inefficacité mesurée diminue de moitié dans les Caisses populaires acadiennes. Nous vérifions maintenant comment, dans un échantillon plus vaste constitué de plus de 700 Caisses populaires Desjardins du Québec, les scores d'efficacité varient en prenant une définition d'output de plus en plus large. À l'exception de nos travaux antérieurs sur les caisses

acadiennes, seuls Schaffnit, Rosen et Paradi (1997) ont utilisé des données canadiennes dans ce genre d'études. En outre, étant donné l'importance de l'avoir propre notée par Berger et Mester (1997), nous vérifierons quel est son impact sur la mesure d'efficacité lorsqu'on l'ajoute comme un intrant additionnel. En utilisant ainsi des données provenant d'un assez large échantillon d'institutions identiques, toutes soumises à la même réglementation et pour lesquelles nous avons un accès privilégié aux données les plus fines touchant même l'environnement économique, notre approche permet de montrer comment la définition de l'output et des intrants change les scores d'efficacité.

L'effet de la rationalisation des caisses populaires sur leur niveau d'efficacité est la deuxième question à laquelle s'intéresse cette recherche. Pour bien saisir l'origine de ce programme de rationalisation, il faut le situer dans son contexte. Profitant de l'assouplissement progressif de la réglementation depuis les années 60, les banques à charte canadiennes sont devenues des banques universelles qui dominent le marché canadien. Protégées par leur structure de propriété, les coopératives d'épargne et de crédit ont échappé à ce mouvement de concentration de l'industrie. Elles occupent encore aujourd'hui une part importante de marché au Québec et se sont transformées en coopératives de services financiers grâce à une réglementation souple. Cet élargissement de la gamme de produits s'est toutefois effectué sans que la taille de ces institutions s'accroisse de façon significative, et ce au moment où des innovations financières ont accru la concurrence à laquelle elles sont exposées. En effet, leur force historique résidait dans une solide implantation dans le milieu grâce à un réseau dense de caisses locales. Or, la possibilité de transiger de façon électronique permet maintenant aux banques d'offrir des services à des endroits qui leur étaient autrefois inaccessibles.

Pour éviter d'être marginalisées, les caisses ont cherché à devenir plus efficaces en instaurant un important programme de rationalisation articulé autour de deux processus : la réingénierie financière (revoir le fonctionnement de l'institution) et le regroupement des caisses locales (afin d'en

augmenter la taille moyenne et d'ainsi profiter d'économies d'échelle dont la présence a été confirmée par Leclerc, Fortin et Thivierge (1999, 2000)). La présente recherche tente de mesurer l'effet de ce programme de rationalisation sur l'efficacité des caisses Desjardins du Québec.

Notre travail est structuré de la façon suivante. Nous rappelons tout d'abord dans la prochaine section les différents concepts d'efficacité. Ensuite, nous présentons les données que nous avons utilisées avant de voir quels sont les scores moyens d'efficacité selon les différents modèles estimés. Notre base de comparaison est un modèle semblable à celui trouvé en général dans la littérature dont la production est mesurée uniquement par des produits d'intermédiation. La méthode du DEA ne donnant *a priori* aucune indication sur la précision des résultats, nous utilisons une technique d'auto-amorçage (*bootstrapping*) pour vérifier si les écarts de scores moyens sont statistiquement significatifs. Nous expliquerons ensuite comment nous avons établi les changements dans la distribution des scores d'efficacité par rapport au modèle de base. Nos résultats confirment que, tant dans une approche de production que d'intermédiation, l'élargissement de l'output pour inclure les produits transactionnels modifie de façon significative les scores d'efficacité tout en réduisant leur dispersion. Cependant, nous montrons aussi que le classement des caisses entre elles change, et qu'un certain nombre passent même d'un extrême à l'autre du classement. Quant aux écarts d'efficacité qui subsistent lorsqu'on inclut le plus de produits possibles, ils sont intimement liés à l'environnement économique. Cet environnement peut s'interpréter comme une indication de la richesse du milieu où opère la caisse locale. Il semble donc qu'une part de l'inefficacité mesurée est due au fait qu'on ne prend pas en compte suffisamment d'aspects de la production ainsi que la conséquence de contraintes externes sur lesquelles le management n'a pas prise. Enfin, nous utilisons notre modèle complet de coût d'opération et de coût total pour évaluer l'effet du programme de rationalisation sur l'efficacité des caisses populaires.

2. LES DIFFÉRENTS CONCEPTS D'EFFICACITÉ

La mesure d'efficacité introduite par Farrell (1957) s'obtient en comparant la performance d'une unité à celle des meilleures dans l'atteinte de l'objectif spécifié. Les objectifs habituels dans l'analyse de performance des institutions financières est la minimisation du coût et la maximisation du profit. Ce dernier est cependant moins souvent étudié car il demande de prendre en compte le prix des produits, en sus du prix des intrants, une information plus difficile à obtenir. Bien que notre base de données soit suffisamment riche pour étudier l'efficacité profit, nous avons préféré dans cette étude nous restreindre uniquement à l'efficacité coût. Cette décision a été prise même si l'approche par les profits est généralement considérée supérieure car elle prend en compte la perte de revenu qui survient lorsque la gamme de produits n'est pas optimisée.¹ Notre décision se justifie surtout par le fait qu'au niveau des succursales, ou dans notre cas des caisses locales, la minimisation des coûts est souvent suffisante si les gestionnaires ont peu de latitude sur le prix de leurs produits et n'exercent pas de contrôle sur la production, ne faisant tout au plus que répondre aux besoins des clients.

Afin de réduire au maximum ses coûts, l'entreprise doit réaliser une double tâche. Elle doit tout d'abord s'assurer qu'elle utilise le moins de ressources possibles, ce qui est l'efficacité technique. Ensuite, elle doit choisir la combinaison de facteurs la moins coûteuse, ce qui est l'efficacité de répartition (*allocative efficiency*). La combinaison des deux concepts permet d'obtenir l'efficacité économique dans la minimisation des coûts pour un niveau donné de production. Par ailleurs, le modèle du DEA peut être estimé en imposant des rendements d'échelle constants ou variables. Nous avons retenu le second type de modèle. Cependant, en estimant aussi un modèle à rendement d'échelle constant, on peut calculer les rendements d'échelle par le ratio entre le score d'efficacité technique du modèle à rendement d'échelle variable et le score du modèle à rendement

¹Voir notamment Berger et al. (1993, 1997), DeYoung et Nolle (1996) et Miller et Noulas (1996).

d'échelle constant. En divisant l'efficacité technique par le rendement d'échelle on obtient ainsi l'efficacité technique pure.

Ces différents concepts ne règlent pas le problème soulevé par les différentes mesures de la production, et notamment la controverse entre l'approche de production et l'approche d'intermédiation. Dans le premier cas où l'institution financière produit simultanément des services de crédit et de dépôt, seul les coûts d'opération sont pris en compte, soit le travail, les équipements, les immeubles, les emprunts et l'avoir propre. Dans l'approche d'intermédiation toutefois, les dépôts constituent un facteur additionnel qui, en s'ajoutant aux précédents, donne le coût total. Bien qu'il ne soit pas totalement clair quelle approche est préférable, il est généralement admis que l'approche d'intermédiation donne une meilleure mesure d'efficacité pour l'institution financière prise dans son ensemble car le gestionnaire dispose d'une certaine latitude pour choisir entre le financement par dépôt et celui par emprunts, notamment en choisissant le taux d'intérêt sur les dépôts. Lorsqu'on étudie l'efficacité d'une succursale toutefois, la capacité à choisir le mode de financement est limitée, de sorte que l'approche de production devient un choix à privilégier. Néanmoins, nous comparerons systématiquement les deux concepts de coût dans notre analyse.

Le type de modèle et le concept d'efficacité étant choisis, il reste à déterminer la méthode pour estimer la meilleure performance possible, ce qu'on appelle la frontière. L'approche du DEA la définit au moyen de deux hypothèses, soit que les combinaisons linéaires convexes des performances observées sont réalisables et que l'excès d'intrants ne nuit jamais à la production. Le score d'efficacité est alors obtenu simplement en calculant, sous l'hypothèse d'une réduction proportionnelle de l'utilisation de tous les facteurs, le ratio entre la quantité de ressources minimales nécessaires et la quantité réellement utilisée.² La justification du DEA dans notre étude est double,

² En fait, il peut arriver qu'en plus de ce ratio, on attribue à certaines unités une information additionnelle dite excès d'input.

soit d'une part sa facilité d'utilisation et, d'autre part, son utilisation répandue qui rend l'exercice que nous entreprenons applicable à une grande part des études déjà publiées.

3. LES DONNÉES

Les Caisses populaires Desjardins constituent, collectivement, la plus importante institution financière du Québec et sont regroupées au sein de la Fédération des Caisses populaires Desjardins du Québec (en abrégé Desjardins). Avec plus de 5 millions de membres et un actif total qui, avec les filiales, dépasse 80 milliards de dollars canadiens (soit environ 50 milliards d'Euros), Desjardins est la plus importante institution financière au Québec. Notre base de données était au départ constituée de toutes les Caisses populaires opérant en 2001. Un petit nombre d'entre elles ont cependant été éliminées car elles jouissent de circonstances exceptionnelles qui ne sont pas reproductibles (par exemple parce qu'elles ont accès à des locaux gratuits). Notre base finale est donc constituée de 704 caisses dont l'actif varie entre \$2 millions et \$494 millions. Les données proviennent du système comptable de Desjardins pour la mesure des éléments d'actif, de passif et de l'état des résultats, d'un fichier du personnel sur le nombre d'employés en équivalent temps complet, d'un fichier sur la valeur assurée des bâtiments et des équipements et, finalement, de fichiers d'information sur le nombre d'opérations effectuées selon le type. Au total, les regroupements d'activités que nous avons faits permettent d'obtenir jusqu'à 5 facteurs de production et 11 produits dont la liste est présentée au tableau 1. Les statistiques descriptives sur ces variables et sur les prix sont présentées à l'annexe 1.

Quelques mots d'explications sur les éléments de cette liste. On retrouve bien entendu les facteurs habituels, soit le travail, l'immobilier et les équipements. Le travail est mesuré en nombre d'employés en équivalent temps complet. Le stock de capital immobilier est mesuré par la valeur

assurée des immeubles exploités.³ Quant aux équipements, ils sont mesurés par la valeur comptable des équipements. À ces facteurs nous avons ajouté deux éléments, soit les capitaux propres et les emprunts. Nous avons déjà justifié l'importance des capitaux propres. Pour ce qui est des emprunts,

TABLEAU 1 : LISTE DES VARIABLES

| Facteurs de production | Unité de mesure |
|--|----------------------------------|
| 1- Travail | Nombre en équivalent temps plein |
| 2- Bâtiments | Valeur |
| 3- Équipements | Valeur |
| 4- Capitaux propres | Valeur |
| 5- Emprunts | Valeur |
| Facteurs ou services | Unité de mesure |
| 1- Épargne exigible | Valeur |
| 2- Épargne à terme | Valeur |
| 3- Dépôts à imposition différée (REID) | Valeur |
| Services | Unité de mesure |
| 4- Prêts à la consommation | Valeur |
| 5- Prêts hypothécaires | Valeur |
| 6- Prêts aux entreprises | Valeur |
| 7- Placements | Valeur |
| 8- Transactions manuelles des entreprises | Nombre |
| 9- Transactions manuelles des particuliers | Nombre |
| 10- Transactions automatisées des entreprises | Nombre |
| 11- Transactions automatisées des particuliers | Nombre |

³ Ces immeubles sont assurés par les Assurances générales Desjardins qui nous ont procuré l'information dont nous avons besoin. Étant donné que la valeur au mètre carré n'est pas une constante, cette mesure de stock n'est pas aussi bonne que celle du nombre de mètres carrés. Mais puisqu'il devrait exister une corrélation négative entre l'espace utilisé et le prix de l'immobilier, le prix de l'immobilier que nous mesurons tend à devenir moins variable que le vrai prix de l'immobilier.

il s'agit de sommes empruntées à la Fédération par les caisses locales qui ne disposent pas de dépôts ou de capitaux propres en quantité suffisante pour répondre à la demande de crédit. Nous avons par ailleurs retenu 4 types de produits financiers, soit les prêts à la consommation, les prêts hypothécaires, les prêts aux entreprises et, finalement, les placements. Ces derniers représentent en quelque sorte la contrepartie des emprunts, soit des sommes que les caisses locales placent à la Fédération lorsque la demande de crédit est trop faible. Nous avons également regroupé les transactions en 4 types de services, soit ceux fournis aux particuliers et aux entreprises et classifiés selon que ces transactions requièrent une intervention humaine (manuelles) ou non (automatisées). Les transactions manuelles comprennent les dépôts et retraits au comptoir, les dépôts au guichet automatique, les paiements de factures au guichet automatique, les paiements de factures AccèsD⁴ avec intervention du personnel et les traitements de dossiers (ouverture de compte, renégociation d'hypothèques...). Les transactions automatisées incluent pour leur part 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 AccèsD, et le nombre de transactions avec frais fixe d'utilisation.

Nous avons classé les dépôts en trois catégories, soit l'épargne exigible (incluant les comptes courants avec droits de tirage par chèque), l'épargne à terme et les régimes d'épargne à imposition différée (REID). Cette dernière catégorie réfère à un type de dépôts régis par des dispositions particulières des lois canadiennes de l'impôt et qui ont pour effet de rendre peu avantageux les

⁴ 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.

retraits de ces comptes.⁵ Ces dépôts sont des produits dans l'approche production mais deviennent des intrants dans l'approche d'intermédiation.

Les prix des facteurs ont été calculés de la façon suivante. Tout d'abord les prix des facteurs financiers ont la dimension d'un taux d'intérêt. Les taux d'intérêt sur les dépôts ont été obtenus en divisant les intérêts payés sur les dépôts par leur solde annuel moyen, une procédure que nous avons répétée pour calculer le prix des emprunts. Le prix du travail est le rapport entre le coût annuel du personnel et le nombre d'employés en équivalent temps complet. Quant au prix des équipements et des bâtiments, il est dans chaque cas calculé comme un ratio entre la dépense annuelle moyenne, incluant la provision pour amortissement, et la valeur du stock annuel moyen d'équipement ou d'immeuble selon le cas. Finalement, nous avons imputé un prix fixe égal à 12% aux capitaux propres. Ce taux d'intérêt a été choisi car il correspond à l'objectif de rendement sur l'avoir fixé par la Fédération des caisses Desjardins du Québec.

4. LES RÉSULTATS DES MODÈLES D'EFFICACITÉ

Nous débutons notre étude des différents modèles en comparant en premier lieu le score moyen d'efficacité des différents modèles de coût d'opération et du coût total. Les résultats des différents modèles de coût d'opération sont présentés au tableau 2 tandis que ceux du coût total se trouvent dans le tableau 3.⁶ Le modèle de base du coût d'opération est semblable à celui qu'on trouve dans la littérature, soit trois intrants (travail, équipements et immeubles) et une production mesurée par la valeur des dépôts et des emprunts. Nous effectuons ici cependant une désagrégation un peu

⁵ Afin de favoriser l'épargne en vue de la retraite, la *Loi canadienne de l'impôt* permet aux particuliers de cotiser à chaque année une certaine fraction de leur revenu courant dans certains véhicules d'épargne, cotisations qui donnent lieu à une déduction fiscale alors que les rendements ne sont pas imposables en tant que tels. Cependant les sommes retirées sont imposables au moment du retrait. Ainsi, comme il faut retirer les rendements pour les utiliser, l'impôt sur ces derniers n'est pas nul mais seulement différé jusqu'au moment du retrait. Comme il est avantageux de reporter au maximum l'imposition, les particuliers retirent ces fonds habituellement seulement pendant leur retraite. L'épargne REID est ainsi peu liquide.

⁶ Deux mesures des immeubles ont été comparées : la valeur assurée et le nombre de mètres carrés. Puisque les résultats obtenus sont semblables en moyenne, nous avons décidé de privilégier la même mesure que pour les équipements, c'est-à-dire la valeur assurée.

plus fine en séparant tant les dépôts que les emprunts en trois catégories telles que décrites à la section précédente. Nous enrichissons ensuite ce modèle de base avec les éléments dont nous désirons évaluer l'impact jusqu'à arriver à un modèle que nous appelons complet car il inclut tous les éléments qui ont enrichi le modèle de base.⁷

4.1 EFFICACITÉ DU COÛT D'OPÉRATION

Tel qu'on le voit à la deuxième colonne du tableau 2, le score moyen d'efficacité du modèle de base de coût d'opération est de 0,770, le score minimum se situe 0,54 et l'écart-type atteint 0,12. L'ajout des produits transactionnels, montré à la troisième colonne, améliore de façon notable le score moyen d'efficacité qui passe à 0,81 mais ne change cependant pas la dispersion des scores, l'écart-type demeurant toujours à 0,12.⁸ Les colonnes suivantes montrent l'impact de l'ajout des placements, des emprunts et des capitaux propres au modèle de base. Notons que ces variables ne sont pas ajoutées de façon séquentielle mais plutôt une à la fois au modèle de base de façon à toujours rendre possible la comparaison par rapport à ce dernier. Chacune de ces variables a un impact très faible sur le score moyen, puisque celui-ci atteint 0,772 lorsqu'on ajoute les placements, 0,768 avec les emprunts et 0,765 lorsque les capitaux propres sont présents. Cependant, le modèle complet a un score moyen de 0,820, ce qui est nettement plus élevé que celui du modèle de base mais assez semblable à celui incluant les produits transactionnels. Les variations du score moyen d'efficacité se traduit par ailleurs par des changements correspondants du nombre de caisses efficaces. En effet, la frontière est formée de 50 caisses dans le modèle de base, tandis qu'on trouve

⁷ Même si nous appelons complet ce dernier modèle nous ne prétendons nullement ici que nous avons établi une définition exacte de la production bancaire. Il est cependant plus complet que celui utilisé par Humphrey et Lozano-Vivas (2002).

⁸ Parmi les quatre produits transactionnels, ce sont les transactions automatisées aux particuliers qui procurent la plus forte amélioration du score moyen d'efficacité. Ce dernier atteint en effet 0,799 en ajoutant au modèle de base les transactions automatisées aux particuliers. À l'opposé les transaction manuelles aux entreprises augmentent le score moyen à 0,782.

TABEAU 2 : RÉSULTATS POUR LES MODÈLES DE COÛT D'OPÉRATION

Modèle de base : 3 intrants (travail, bâtiments, équipements) et 6 produits (épargne exigible, à terme et REID, prêt à la consommation, hypothécaire et commercial)

| | Modèle 1 (base) | Modèle 2 (base + 4 produits transactionnels) | Modèle 3 (base + placements) | Modèle 4 (base + emprunts) | Modèle 5 (base + capital) | Modèle 6 (complet) |
|--|----------------------------|---|---|---|--|-------------------------------|
| Résultats du modèle | | | | | | |
| Score moyen | 0,76966 | 0,81005 | 0,77183 | 0,76687 | 0,76553 | 0,8202 |
| Score minimum | 0,53452 | 0,54071 | 0,53452 | 0,40493 | 0,47401 | 0,49586 |
| Écart-type | 0,11613 | 0,12042 | 0,11669 | 0,1318 | 0,11842 | 0,12548 |
| Nombre sur la frontière | 50 | 85 | 54 | 57 | 43 | 95 |
| Statistique t (Valeur marg.) | - | 6,402 (0,000) | 0,350 (0,726) | 0,421 (0,674) | 0,659 (0,510) | 7,838 (0,000) |
| Résultats de la procédure d'auto-amorçage | | | | | | |
| Jarque-Bera (Valeur marg.) | 3,403 (0,182) | 0,894 (0,640) | 5,945 (0,051) | 1,870 (0,393) | 1,727 (0,422) | 3,146 (0,207) |
| Statistique t (Valeur marg.) | - | 41,93 (0,000) | 5,45 (0,000) | 7,74 (0,000) | 12,67 (0,000) | 52,80 (0,000) |

TABEAU 3 : RÉSULTATS POUR LES MODÈLES DE COÛT TOTAL

Modèle de base : 6 intrants (travail, bâtiments, équipements, épargne exigible, épargne à terme et REID) et 3 produits (prêt à la consommation, prêt hypothécaire et prêt commercial)

| | Modèle 1 (base) | Modèle 2 (base + 4 produits transactionnels) | Modèle 3 (base + placements) | Modèle 4 (base + emprunts) | Modèle 5 (base + capital) | Modèle 6 (complet) |
|--|----------------------------|---|---|---|--|-------------------------------|
| Résultats du modèle | | | | | | |
| Score moyen | 0,76423 | 0,80092 | 0,81826 | 0,83426 | 0,76841 | 0,90157 |
| Score minimum | 0,36861 | 0,37947 | 0,61358 | 0,39153 | 0,34921 | 0,7021 |
| Écart-type | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| Nombre sur la frontière | 31 | 69 | 41 | 27 | 31 | 106 |
| Statistique t (Valeur marg.) | - | 5,736 (0,000) | 9,902 (0,000) | 12,664 (0,000) | 0,674 (0,501) | 27,143 (0,000) |
| Résultats de la procédure d'auto-amorçage | | | | | | |
| Statistique t (Valeur marg.) | 1,374 (0,503) | 3,012 (0,222) | 1,172 (0,557) | 1,932 (0,381) | 1,344 (0,511) | 0,821 (0,663) |
| Jarque-Bera (Valeur marg.) | - | 53 | 75 | 75 | 4 | 200 |

54 caisses efficaces avec les placements comme produit et 57 en ajoutant les emprunts comme intrant. Cependant, l'ajout des capitaux propres diminue le nombre de caisses sur la frontière à seulement 43. Par contre, dès qu'on ajoute les services transactionnels, 85 caisses se retrouvent avec un score unitaire, nombre qui augmente à 95 avec le modèle complet.

Pour notable qu'elle soit, nous voulons déterminer si l'amélioration du score d'efficacité est statistiquement significative. Augmenter le nombre de produits ne peut jamais faire diminuer le score d'efficacité technique et l'améliore pour plusieurs caisses. Par contre, ajouter un facteur a un impact indéterminé sur l'efficacité économique, un résultat que nous expliquerons plus loin. Afin de vérifier si le changement de score d'efficacité est statistiquement significatif nous avons effectué deux types de test. Le premier est un simple test d'égalité du score moyen d'efficacité avec celui du modèle de base. Ce test est basé sur une loi du *t* de Student ayant 1406 degrés de liberté. La statistique calculée atteint 6,40 pour le modèle transactionnel et a une valeur marginale infime, ce qui indique que l'ajout des produits transactionnels contribue à augmenter de façon statistiquement significative le score d'efficacité. Une même conclusion s'impose pour le modèle complet par rapport au modèle initial, la statistique calculée atteignant cette fois 7,84. Cependant, selon ce même test, l'ajout des placements, des emprunts ou des capitaux propres ne fait pas varier de façon statistiquement significative les scores d'efficacité. Toutefois, il faut se méfier un peu des conclusions de ce test car la distribution des scores d'efficacité n'est pas normale. Afin de pallier à cette difficulté, nous avons utilisé un second test basé sur une procédure d'auto-amorçage, une méthode qui est de plus en plus fréquemment utilisée pour estimer l'aléatoire dans les modèles DEA. Nous avons appliqué l'algorithme de Löthgren et Tambour (1997) et répété 100 tirages de 794 caisses, procédure qui fut répétée pour chacun des modèles.⁹ Nous avons à chaque fois calculé le score moyen des différents

⁹ L'algorithme d'auto-amorçage proposé par ces auteurs se décompose en quatre étapes. La première consiste à transformer la banque de données originale en multipliant les intrants des *n*-entreprises par leur score d'efficacité respectif. Dans un deuxième temps, on génère de façon aléatoire et avec remise, une liste de *n*-scores d'efficacité. Par la suite, on divise les vecteurs d'intrants transformés dans la première étape par la liste aléatoire de scores d'efficacité générée à l'étape précédente. Ces pseudo-données sont ensuite utilisées pour estimer des scores d'efficacité. Les étapes 2 à 4 sont répétées pour construire un certain nombre de scores d'efficacité spécifiques à chaque caisse populaire. Les tests statistiques sont effectués sur cette série de scores générée par l'application de

modèles pour ensuite calculer l'égalité du score moyen. Étant donné le nombre de répétitions choisi, ce test est beaucoup plus puissant que le premier. En outre, la statistique Jarque-Bera permet de vérifier que la normalité dans la distribution des scores moyens n'est jamais rejetée au niveau marginal de 5%, bien que le modèle avec les placements vienne près du rejet. Nous effectuons finalement un test d'égalité de la moyenne qui rejette de façon très nette dans tous les modèles l'égalité des scores moyens avec celui du modèle de base.

4.2 EFFICACITÉ DU COÛT TOTAL

Nous répétons maintenant une démarche similaire pour mesurer l'efficacité de coût total. On constate qu'avec cette définition de coût beaucoup plus large qui inclut toutes les dépenses en intérêt sur les dépôts, le modèle de base produit une efficacité moyenne semblable à celui du coût d'opération, soit 0,764. La dispersion du score est elle aussi semblable avec un écart-type de 0,116 même si l'efficacité minimale diminue considérablement et se situe à seulement 0,369. L'ajout des produits transactionnels va, là aussi, augmenter de façon notable et statistiquement significative le score moyen d'efficacité qui atteint 0,801 sans pour autant qu'on observe d'amélioration du score le plus faible, ce dernier se situant à seulement 0,379.¹⁰ La prise en compte des placements et des emprunts a cependant cette fois, pour chacun d'eux, un impact important et statistiquement significatif sur le score moyen d'efficacité qui augmente à 0,818 avec le premier et à 0,834 avec le second. On constate de plus qu'avec les placements le score le plus faible augmente considérablement pour atteindre 0,614 tandis qu'on observe une réduction marquée de l'écart-type.

La différence d'impact de ces deux variables par rapport au modèle de coût d'opération s'explique de la façon suivante. Les emprunts constituent un substitut aux dépôts. Ainsi, lorsque ces

l'algorithme d'auto-amorçage.

¹⁰ Tout comme pour le modèle de coût d'opération, c'est l'ajout des transactions automatisées aux particuliers qui améliore le plus le score d'efficacité du modèle, celui-ci atteignant 0,790, tandis que les transactions manuelles aux entreprises ont le plus faible impact sur le score moyen.

derniers sont exclus de la liste des facteurs, les caisses fortement emprunteuses jouissent de coûts en intérêts beaucoup plus faibles que les caisses qui, pour la même valeur des prêts, n'empruntent pas. Cette réduction des coûts en intérêts est sans impact sur les coûts d'opération¹¹ mais contribue à diminuer les coûts totaux. Ces caisses ont donc tendance à former la frontière dans le modèle de coûts totaux, établissant ainsi une cible de performance que les caisses qui n'empruntent pas ne peuvent atteindre. Le cas des placements est la situation miroir des caisses emprunteuses. Si une caisse reçoit beaucoup d'épargne et prête peu, elle semblera avoir une base de coût beaucoup trop élevée compte tenu de ce qu'elle produit si sa production mesurée ne tient pas compte des placements qu'elle effectue. Ces caisses qui placent ont donc tendance à se retrouver avec les plus faibles scores d'efficacité. La seule variable qui modifie peu le score d'efficacité est l'avoir propre, son impact étant non significatif avec le simple test d'égalité des scores moyens, et statistiquement significatif mais à un niveau marginal beaucoup plus élevé que les autres modèles dans le test basé sur la procédure d'auto-amorçage. Rappelons toutefois que nous imputons un taux de rendement de 12% aux fonds propres. L'absence d'impact de la capitalisation dans le modèle n'exclut pas que les coûts comptables des caisses fortement capitalisées soient plus faibles. Finalement, le modèle complet permet de pousser le score moyen d'efficacité à 0,902 et augmente le score le plus faible jusqu'à 0,702 tout en réduisant de la moitié l'écart-type. Quant au nombre de caisses sur la frontière, on en trouve seulement 31 dans le modèle de base mais 106 dans le modèle complet. Le gain le plus significatif du nombre de caisses efficaces se produit, tout comme c'était le cas avec le modèle de coût d'opération, lorsque les produits transactionnels sont ajoutés à la liste des outputs.

4.3 LA DISTRIBUTION DES SCORES D'EFFICACITÉ

¹¹ Cependant, il est possible que les coûts d'opération des caisses emprunteuses soient plus faibles car ayant moins de déposants, elles doivent faire face à un volume de transactions réduit.

Notre analyse s'est jusqu'ici bornée à comparer uniquement la moyenne et l'écart-type des scores ainsi que leurs valeurs extrêmes. Or, comme les distributions des scores ne sont pas normales, les deux premiers moments de la distribution ne suffisent pas à décrire la structure des données. La méthode de Kernel peut être utilisée pour estimer de façon non-paramétrique la fonction de densité et obtenir des «histogrammes de luxe» quasi-continus. En procédant de cette manière, nous serons en mesure de voir comment la distribution des scores se modifie lorsqu'on change de modèle.¹² Pour faciliter la comparaison des scores en dépit du changement de leur valeur moyenne, nous les avons au préalable normalisés en les divisant par cette moyenne pour chaque modèle.

La méthode de Kernel consiste à lisser les données en estimant une fonction de densité de la forme $f(x) = (1/Nh) \sum K(x-s_i)/h$, où x est un point d'évaluation de la fonction, s_i est le score normalisé, N est le nombre de caisses dans la base de données, h est la largeur de la fenêtre de lissage et K est une fonction de Kernel. Plusieurs choix de fonction de Kernel sont possibles mais nous avons retenu la fonction gaussienne $K(t) = (2B)\exp(-1/2t^2)$. Dans l'application du processus, le principal paramètre qui affecte le résultat est h . En effet, si en choisit une valeur élevée la fonction estimée tient compte des observations dans un large voisinage, produisant une courbe plus lisse mais qui peut camoufler certaines variations de la fonction de densité. À l'opposé, une valeur faible de h amène une courbe plus irrégulière. Dans ce cas, l'irrégularité peut devenir telle que la tendance fondamentale de la fonction de densité devient difficile à percevoir. Nous avons opté pour une estimation de la largeur de la fenêtre par la méthode de Silverman, méthode qui tend à produire une bande relativement étroite.¹³ Cependant, parce que les scores d'efficacité sont bornés à droite, la fonction de Kernel estime difficilement la distribution lorsqu'on approche de la borne supérieure. Comme suggéré par Simar et Wilson (1998), la méthode du miroir permet de contourner le problème. Concrètement, cette méthode consiste à calculer l'image symétrique des scores

¹² Nous reproduisons ici la procédure utilisée par Tortosa-Ausina (2002).

¹³ Nous avons estimé cette fonction avec la version 3.1 du logiciel E-views. La méthode de Silverman est l'option par défaut et nous avons choisi 200 points d'évaluation. Une bande plus étroite est considérée préférable parce que le cerveau possède une grande capacité à percevoir la tendance en dépit de l'irrégulier.

d'efficacité non-normalisés, soit $2-s$, et à estimer la fonction de Kernel sur les $2N$ observations qui en résultent. Dans notre cas, la normalisation des scores force à modifier légèrement le calcul de l'image miroir dont la borne se situe à 2 fois l'inverse du score d'efficacité moyen non-normalisé.

Les fonctions de densité des modèles de coût d'opération et de coût total sont présentées en annexe aux figures 1 et 2 respectivement. Du côté des modèles de coût d'opération, le principal élément est l'asymétrie de la distribution qui laisse apparaître une grande fréquence de caisses ayant un score élevé tout en étant loin du score moyen. On constate aussi que l'ajout des produits transactionnels augmente de façon très marquée la fréquence des caisses avec un score élevé au point où, avec le modèle complet, on retrouve une distribution à deux noeuds d'égale importance. Quant aux modèles de coût total, l'asymétrie est peu marquée dans le modèle de base en raison sans doute du nombre de caisses efficaces relativement faible. Cependant, le modèle complet affiche très clairement les deux noeuds tandis que la distribution se resserre beaucoup. Ceci confirme que le modèle complet augmente davantage le score moyen d'efficacité dans l'approche du coût total que dans celle du coût d'opération. Cette première comparaison montre donc que les modèles qui comportent un nombre restreint d'intrants et de produits sont susceptibles de surestimer de façon importante l'inefficacité réelle des institutions financières, et particulièrement lorsqu'on tente d'expliquer le coût total.

5. L'EFFICACITÉ TECHNIQUE ET L'EFFICACITÉ DE RÉPARTITION

Quelles composantes de l'efficacité économique sont les plus modifiées par le changement de modèle? Afin de répondre à cette question, nous avons procédé à la décomposition en efficacité technique et de répartition, et l'efficacité technique a elle-même été répartie entre efficacité technique pure et efficacité d'échelle. Les résultats sont présentés au tableau 4. Dans tous les cas, l'ajout de variables fait augmenter le degré moyen d'efficacité technique et d'efficacité technique pure, cette dernière passant de 0,826 au modèle de base à 0,931 au modèle complet. Ceci avait été noté dès les premiers travaux de Farrell (1957) car ce dernier écrivait : « ... the introduction of a new

factor of production into the analysis cannot lower, and in general, raises the technical efficiency... » (269-270). On observe aussi que l'efficacité d'échelle augmente de 0,933 à 0,966. Cependant, dans le modèle de coût d'opération l'ajout de variables fait en général diminuer l'efficacité de répartition. Selon que cette réduction est plus ou moins forte, l'efficacité économique diminue ou augmente. Ainsi, élargir la dimension du problème pour ajouter des facteurs de production n'augmente pas nécessairement l'efficacité économique.

L'effet le plus spectaculaire se produit cependant dans le modèle de coût total avec l'efficacité technique moyenne. Cette dernière augmente en effet de 0,829 dans le modèle de base à 0,992 dans le modèle complet. Aussi bien dire que l'inefficacité économique du modèle complet s'explique entièrement par l'incapacité des caisses à choisir la combinaison la moins coûteuse de ses facteurs de production. En effet, l'inefficacité de répartition du modèle complet se situe à 0,906, à peine plus que la valeur de 0,891 obtenue dans le modèle de base. Lorsqu'on compare le modèle de base au modèle complet, les scores moyens augmentent pour tous les concepts d'efficacité dans le modèle de coût total. Les données sur le nombre de caisses efficaces dans les différents modèles, qu'on retrouve au tableau 5, montrent la sensibilité de la frontière à la définition du modèle. Lorsqu'on compare le nombre de caisses efficaces dans le modèle de base au nombre dans le modèle complet, ce nombre a plus que triplé cinq fois sur six. Dans le modèle de coût total, on retrouve jusqu'à 570 caisses ayant une efficacité technique pure de 1.

Tableau 4 : COMPARAISON DES SCORES MOYENS D'EFFICACITÉ SELON DIFFÉRENTES DÉFINITIONS DES MODÈLES DE COÛT

| | Efficacité technique | Efficacité technique pure | Efficacité d'échelle | Efficacité de répartition | Efficacité économique |
|-----------------------------------|--|---------------------------|----------------------|---------------------------|-----------------------|
| | Score moyen d'efficacité | | | | |
| <i>Modèle de coût d'opération</i> | | | | | |
| Base | 0,7701 | 0,82575 | 0,93261 | 0,93207 | 0,76966 |
| Base + produits transactionnels | 0,80145 | 0,85731 | 0,93484 | 0,94487 | 0,81005 |
| Base + placements | 0,77261 | 0,82817 | 0,93291 | 0,93197 | 0,77183 |
| Base + emprunts | 0,83421 | 0,87627 | 0,952 | 0,87515 | 0,76687 |
| Base + capital | 0,80939 | 0,85775 | 0,94362 | 0,89249 | 0,76553 |
| Complet | 0,89848 | 0,9305 | 0,96559 | 0,88146 | 0,8202 |
| <i>Modèle de coût total</i> | | | | | |
| Base | 0,82945 | 0,85776 | 0,96699 | 0,89096 | 0,76423 |
| Base + produits transactionnels | 0,84961 | 0,88692 | 0,95794 | 0,90304 | 0,80092 |
| Base + placements | 0,8843 | 0,90998 | 0,97177 | 0,8992 | 0,81826 |
| Base + emprunts | 0,95118 | 0,96282 | 0,98791 | 0,86647 | 0,83426 |
| Base + capital | 0,84865 | 0,87493 | 0,96996 | 0,87825 | 0,76841 |
| Complet | 0,99169 | 0,99503 | 0,99665 | 0,90608 | 0,90157 |
| | Inefficacité expliquée par l'ajout de variables en pourcentage de l'inefficacité du modèle de base | | | | |
| <i>Modèle de coût d'opération</i> | | | | | |
| Base + produits transactionnels | 13,64 | 18,11 | 3,31 | 18,84 | 17,54 |
| Base + placements | 1,09 | 1,39 | 0,44 | -0,16 | 0,94 |
| Base + emprunts | 27,88 | 28,99 | 28,77 | -83,79 | -1,21 |
| Base + capital | 17,09 | 18,37 | 16,33 | -58,28 | -1,79 |
| Complet | 55,84 | 60,11 | 48,94 | -74,51 | 21,94 |
| <i>Modèle de coût total</i> | | | | | |
| Base + produits transactionnels | 11,82 | 20,5 | -27,43 | 11,08 | 15,56 |
| Base + placements | 32,16 | 36,72 | 14,49 | 7,55 | 22,91 |
| Base + emprunts | 71,38 | 73,86 | 63,38 | -22,46 | 29,7 |
| Base + capital | 11,26 | 12,07 | 8,99 | -11,66 | 1,77 |
| Complet | 95,13 | 96,51 | 89,84 | 13,86 | 58,25 |

TABLEAU 5 : NOMBRE DE CAISSES EFFICACES (% entre parenthèses)

| | Efficacité technique | Efficacité technique pure | Efficacité économique |
|-----------------------------------|-----------------------------|----------------------------------|------------------------------|
| <i>Modèle de coût d'opération</i> | | | |
| Base | 48 (6,9) | 101 (14,3) | 50 (7,1) |
| Base + produits transactionnels | 69 (9,8) | 148 (21,0) | 85 (12,1) |
| Base + placements | 50 (7,1) | 105 (14,9) | 54 (7,7) |
| Base + emprunts | 119 (16,9) | 195 (27,7) | 57 (8,1) |
| Base + capital | 86 (12,2) | 148 (21,0) | 43 (6,1) |
| Complet | 237 (33,7) | 351 (49,9) | 94 (13,4) |
| <i>Modèle de coût total</i> | | | |
| Base | 106 (15,1) | 160 (22,7) | 31 (4,4) |
| Base + produits transactionnels | 124 (17,6) | 223 (31,7) | 69 (9,8) |
| Base + placements | 140 (19,9) | 219 (31,1) | 41 (5,8) |
| Base + emprunts | 265 (37,6) | 352 (50,0) | 27 (3,8) |
| Base + capital | 131 (18,6) | 194 (27,6) | 31 (4,4) |
| Complet | 479 (68,0) | 570 (81,0) | 105 (14,9) |

6. LA PRÉSERVATION DES SCORES RELATIFS

Bien qu'importante en soi, la comparaison des scores globaux et de leur distribution laisse totalement dans l'ombre les positions relatives des institutions. Or, s'il s'avère que les scores absolus changent mais que les positions relatives des institutions sont malgré tout préservées, l'impact du choix du modèle sera moins problématique. À l'opposé, si les positions relatives se modifient sans que la distribution des scores change, le choix du modèle devient crucial et les diagnostics posés sur la nécessité ou non d'améliorer la performance seront peu précis. Afin de répondre à cette importante question, nous avons approché le problème de diverses façons. Le coefficient de corrélation entre les scores d'efficacité du modèle de base et des autres modèles est un premier élément à considérer. Le tableau 6 montre ces corrélations, avec dans la partie du haut celles entre les différents modèles de coût d'opération tandis que les corrélations entre les différents modèles de coût total se trouvent dans la partie du bas. Dans chaque cas, les éléments redondants sous la diagonale ont été éliminés.

Enfin, dans la partie centrale du tableau se trouvent les corrélations entre les modèles de coût d'opération et ceux de coût total.

On constate tout d'abord que les différents modèles de coût d'opération sont plus fortement corrélés entre eux que les modèles de coût total. En effet, la plus faible corrélation entre les modèles de coût d'opération est de 0,60 entre le modèle de base et le modèle complet tandis qu'elle atteint tout juste 0,39 lorsqu'on compare les deux mêmes modèles de coût total. Lorsqu'on compare les modèles de coût total avec ceux de coût d'opération, les corrélations sont encore plus faibles, devenant même nulles entre le modèle de coût d'opération complet et le modèle de base du coût total. On constate d'ailleurs que la corrélation n'est que de 0,46 entre le modèle de base de coût total et celui de coût d'opération. Ainsi, même si on obtient un score moyen semblable dans l'approche intermédiation à celui de l'approche production, la définition de la production change de façon marquée le classement relatif des caisses dans les modèles simples. Notons par ailleurs qu'estimer le modèle complet permet de mieux préserver l'ordre des scores puisque la corrélation se situe à 0,73 entre le modèle complet de coût d'opération et celui de coût total.

Au niveau individuel, c'est l'ajout des placements qui influence le moins l'ordre des scores du coût d'opération mais le plus celui du coût total. Les capitaux propres ont pour leur part peu d'impact sur les scores, et ce peu importe qu'on estime un modèle de coût total ou un de coût d'opération. Cette observation vient en porte-à-faux avec les observations de Berger et Mester (1997) ce qui, croyons nous, s'explique par le taux de rendement implicite de 12% que nous avons imputé à l'avoir propre. Par ailleurs, nous remarquons que les produits transactionnels modifient relativement peu les classements car la corrélation avec le modèle de base se situe à 0,88 dans le modèle de coût d'opération et à 0,92 dans celui du coût total.

TABEAU 6 : CORRÉLATION DES SCORES D'EFFICACITÉ

| | | Coût d'opération | | | | | |
|-------------------------|------------|-------------------------|-------------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| | | Base | Transac | Placement | Emprunt | Capital | Complet |
| Coût d'opération | Base | 1,00 | 0,88 | 0,99 | 0,77 | 0,79 | 0,60 |
| | Transac | | 1,00 | 0,89 | 0,7 | 0,74 | 0,74 |
| | Placements | | | 1,00 | 0,78 | 0,78 | 0,61 |
| | Emprunts | | | | 1,00 | 0,57 | 0,75 |
| | Capital | | | | | 1 | 0,71 |
| | Complet | | | | | | 1,00 |
| | | | Coût total | | | | |
| | | Base | Transac | Placement | Emprunt | Capital | Complet |
| Coût d'opération | Base | 0,46 | 0,38 | 0,66 | 0,53 | 0,42 | 0,58 |
| | Transac | 0,45 | 0,53 | 0,64 | 0,49 | 0,43 | 0,76 |
| | Placements | 0,44 | 0,36 | 0,67 | 0,50 | 0,4 | 0,59 |
| | Emprunts | 0,04 | 0,04 | 0,29 | 0,31 | 0,01 | 0,49 |
| | Capital | 0,41 | 0,38 | 0,53 | 0,40 | 0,51 | 0,65 |
| | Complet | -0,01 | 0,13 | 0,25 | 0,13 | 0,07 | 0,73 |
| | | | Coût total | | | | |
| | | Base | Transac | Placement | Emprunt | Capital | Complet |
| Coût total | Base | 1,00 | 0,92 | 0,70 | 0,88 | 0,96 | 0,39 |
| | Transac | | 1,00 | 0,64 | 0,81 | 0,90 | 0,52 |
| | Placements | | | 1,00 | 0,53 | 0,63 | 0,69 |
| | Emprunts | | | | 1,00 | 0,83 | 0,4 |
| | Capital | | | | | 1,00 | 0,43 |
| | Complet | | | | | | 1 |

Afin d'encore mieux comprendre comment un changement de définition de la production modifie les scores, la figure 3 montre les nuages de points entre les scores d'efficacité du modèle de base du coût d'opération et les autres modèles. On constate qu'en ajoutant les produits transactionnels, certaines caisses qui avaient un score inférieur à 0,7 dans le modèle de base deviennent efficaces. L'impact des changements de modèle est encore plus marqué lorsqu'on effectue le même exercice avec les modèles de coût total. Ainsi, même si l'ajout des produits transactionnels pousse sur la frontière un assez grand nombre de caisses qui ne l'étaient pas, c'est l'ajout des placements qui modifie de façon parfois spectaculaire les classements. Par exemple, la caisse qui avait le plus faible score dans le modèle de base devient efficace lorsqu'on inclut les

placements. La comparaison du modèle complet avec celui de base confirme par ailleurs que le classement se resserre et que les caisses qu'on retrouve sur la frontière pouvaient avoir été classées efficaces ou peu efficaces auparavant.

Enfin, pour mieux apprécier les changements de score, nous avons procédé à un calcul de probabilité de migration indiquant comment le score d'une caisse par rapport au score moyen se modifie. Pour ce faire, nous avons tout d'abord groupé les caisses en cinq groupes, selon leur appartenance à un quintile donné de la distribution des classes de scores normalisés du modèle de base. Sur chaque ligne on retrouve donc un cinquième des caisses tandis que les bornes supérieures des scores d'efficacité normalisés du modèle de base servant à définir les quintiles se trouvent à la seconde ligne. Nous avons effectué ce calcul pour le coût d'opération et pour le coût total, les probabilités de migrer de classe étant présentées aux tableaux 7 et 8. La première colonne présente le nombre de caisses qui changent de quintile lorsqu'on modifie le modèle. Il y a un lien direct entre l'impact de l'ajout d'une variable sur le score moyen d'efficacité et le nombre de caisses qui changent de quintile, ce qu'on constate lorsqu'on compare b à a et b à e . Les cinq autres colonnes présentent, pour chacun des quintiles, le pourcentage de caisses qui se retrouvent dans les différentes classes de scores définies par le modèle de base. Ainsi, la cellule de la deuxième colonne, cinquième ligne, présente le pourcentage de caisses qui passent de la pire à la meilleure pratique et celle de la sixième colonne et de la première ligne la probabilité de migrer du meilleur quintile au pire. Enfin la diagonale des colonnes 2 à 5 présente le pourcentage de caisses qui ne changent pas de classe de résultats. Plus ce pourcentage est faible, plus il montre qu'une définition restreinte de la production est inadéquate dans la modélisation des coûts des caisses populaires.

En comparant les résultats des modèles b et e , on constate que seulement 64% des caisses appartenant au meilleur groupe dans le modèle de base du coût d'opération conservent cette appartenance dans le modèle complet. De même seulement 52% des caisses appartenant au pire groupe maintiennent ce triste honneur dans le modèle complet. En fait, plus de 6% des pires caisses du modèle de base migrent vers le groupe des meilleures avec le modèle complet. On constate que

c'est surtout l'ajout des produits transactionnels qui influence la migration. Le modèle de coût total au tableau 8 révèle une probabilité de migrer plus élevée. En raison de la forte augmentation du score moyen d'efficacité dans le modèle de coût total et de la baisse marquée de la dispersion des scores, la position relative des caisses efficaces se détériore beaucoup dans le modèle complet tandis que celle des caisses les moins efficaces s'améliore. C'est ce qui explique les importants déplacements que l'on observe dans les rangées 1 et 5 de la matrice *e* du tableau 8. Par ailleurs, le score normalisé des caisses efficaces dans le modèle complet (1,1092) est inférieur à la borne supérieure du score normalisé du quatrième quintile dans le modèle de base, ce qui explique pourquoi on ne trouve que des 0 dans la dernière colonne. Comme dans le modèle de coût d'opération, il existe une relation entre l'impact de l'ajout d'une variable sur le score moyen d'efficacité et la mobilité des caisses d'une classe de score normalisé à l'autre. Les deux modèles intermédiaires qui ont le plus d'impact sur le score moyen d'efficacité économique sont ceux formés par l'ajout des placements et des emprunts. Ce sont aussi les deux modèles intermédiaires qui entraînent le plus de mobilité.

7. IMPACT DES FUSIONS SUR L'EFFICACITÉ DES CAISSES POPULAIRES

Nous étudions maintenant les effets du programme de rationalisation mis de l'avant par la Fédération des caisses populaires Desjardins du Québec pour adapter ces institutions aux nouvelles réalités du marché des services bancaires au Canada. Ce programme prend une double forme, la réingénierie et les fusions, et nous allons nous attarder tout d'abord au second aspect de ce processus. Le programme de fusions vise, par le regroupement des caisses locales, à éliminer les petites caisses en s'appuyant sur le principe qu'une caisse dont l'actif est inférieur à 40 M\$ aura de la difficulté à offrir une gamme complète de produits financiers et à affronter avec succès la concurrence des succursales bancaires. La stratégie de fusions consiste à profiter de la mobilité du personnel de direction, mobilité résultant de renvois, de retraites ou de départs volontaires, et de la proximité

TABLEAU 7 : PROBABILITÉ DE MIGRER D'UNE CLASSE D'EFFICACITÉ NORMALISÉE À L'AUTRE SUITE AU CHANGEMENT DE MODÈLE DE COÛT D'OPÉRATION

(Quintiles de caisses ordonnées par ordre croissant d'efficacité normalisée)

| n = 704 | Bornes supérieures de score normalisé du modèle de base selon le quintile | | | | |
|---|---|--------|--------|--------|--------|
| # de caisses ayant migré | 0,8659 | 0,9458 | 1,0276 | 1,1303 | 1,2993 |
| | (en pourcentage) | | | | |
| <i>a) Base + produits transactionnels</i> | | | | | |
| 29 / 140 | 79,3 | 10,7 | 5,7 | 1,4 | 2,9 |
| 82 / 141 | 33,3 | 41,8 | 14,2 | 5,7 | 5 |
| 64 / 141 | 0 | 22,7 | 54,6 | 20,6 | 2,1 |
| 71 / 141 | 0 | 0 | 27,7 | 49,6 | 22,7 |
| 26 / 141 | 0 | 0 | 0 | 18,4 | 81,6 |
| <i>b) Base + placements</i> | | | | | |
| 1 / 140 | 99,3 | 0,7 | 0 | 0 | 0 |
| 13 / 141 | 3,5 | 90,8 | 4,3 | 0,7 | 0,7 |
| 7 / 141 | 0 | 3,5 | 95,1 | 1,4 | 0 |
| 10 / 141 | 0 | 0 | 3,5 | 92,9 | 3,5 |
| 2 / 141 | 0 | 0 | 0 | 1,4 | 98,6 |
| <i>c) Base + emprunts</i> | | | | | |
| 50 / 140 | 64,3 | 26,4 | 9,3 | 0 | 0 |
| 102 / 141 | 27 | 27,7 | 25,5 | 12,8 | 0,7 |
| 104 / 141 | 17 | 14,9 | 26,2 | 37,6 | 4,3 |
| 96 / 141 | 7,8 | 11,3 | 9,9 | 31,9 | 39 |
| 28 / 141 | 3,5 | 5 | 3,5 | 7,8 | 80,1 |
| <i>d) Base + capital</i> | | | | | |
| 50 / 140 | 64,3 | 23,6 | 9,3 | 2,9 | 0 |
| 93 / 141 | 26,2 | 34 | 25,5 | 12,1 | 2,1 |
| 92 / 141 | 4,3 | 27 | 34,8 | 23,4 | 10,6 |
| 95 / 141 | 6,4 | 10,6 | 31,9 | 32,6 | 18,4 |
| 35 / 141 | 1,4 | 0,7 | 10,6 | 12,1 | 75,2 |
| <i>e) Complet</i> | | | | | |
| 67 / 140 | 52,1 | 20,7 | 16,4 | 4,3 | 6,4 |
| 104 / 141 | 30,5 | 26,2 | 19,1 | 10,6 | 13,5 |
| 113 / 141 | 16,3 | 20,6 | 19,9 | 28,4 | 14,9 |
| 101 / 141 | 9,9 | 12,8 | 18,4 | 28,4 | 30,5 |
| 51 / 141 | 4,3 | 5 | 5,7 | 21,3 | 63,8 |

TABEAU 8 : PROBABILITÉ DE MIGRER D'UNE CLASSE D'EFFICACITÉ NORMALISÉE À L'AUTRE SUITE AU CHANGEMENT DE MODÈLE DE COÛT TOTAL

(Quintiles de caisses ordonnées par ordre croissant d'efficacité normalisée)

| n = 704 | Bornes supérieures de score normalisé du modèle de base selon le quintile |
|---------|---|
|---------|---|

| # de caisses ayant migré | 0,875 | 0,9608 | 1,0305 | 1,1298 | 1,3085 |
|---|------------------|--------|--------|--------|--------|
| | (en pourcentage) | | | | |
| <i>a) Base + produits transactionnels</i> | | | | | |
| 15 / 140 | 89,3 | 7,9 | 1,4 | 0,7 | 0,7 |
| 65 / 141 | 25,5 | 53,9 | 14,2 | 2,8 | 3,5 |
| 67 / 141 | 0 | 24,8 | 52,5 | 17,0 | 5,7 |
| 58 / 141 | 0 | 0 | 21,3 | 58,9 | 19,9 |
| 27 / 141 | 0 | 0 | 0 | 19,1 | 80,9 |
| <i>b) Base + placements</i> | | | | | |
| 104 / 140 | 25,7 | 45 | 12,9 | 9,3 | 7,1 |
| 59 / 141 | 21,3 | 58,3 | 12,1 | 7,8 | 0,7 |
| 109 / 141 | 0 | 63,1 | 22,7 | 11,3 | 2,8 |
| 89 / 141 | 0 | 0 | 60,3 | 36,9 | 2,8 |
| 68 / 141 | 0 | 0 | 0 | 48,2 | 51,8 |
| <i>c) Base + emprunts</i> | | | | | |
| 57 / 140 | 59,3 | 36,4 | 3,6 | 0,7 | 0 |
| 77 / 141 | 0,7 | 45,4 | 46,8 | 7,1 | 0 |
| 56 / 141 | 0 | 10,6 | 60,3 | 29,1 | 0 |
| 53 / 141 | 0 | 1,4 | 24,8 | 62,4 | 11,3 |
| 88 / 141 | 0 | 1,4 | 9,9 | 51,1 | 37,6 |
| <i>d) Base + capital</i> | | | | | |
| 15 / 140 | 89,3 | 10 | 0,7 | 0 | 0 |
| 48 / 141 | 9,9 | 66 | 22,7 | 1,4 | 0 |
| 51 / 141 | 0 | 13,5 | 63,8 | 22 | 0,7 |
| 46 / 141 | 0 | 0,7 | 18,4 | 67,4 | 13,5 |
| 29 / 141 | 0 | 0,7 | 0 | 19,9 | 79,4 |
| <i>e) Complet</i> | | | | | |
| 128 / 140 | 8,6 | 42,1 | 22,9 | 26,4 | 0 |
| 75 / 141 | 7,8 | 46,8 | 27,7 | 17,7 | 0 |
| 85 / 141 | 2,8 | 31,2 | 39,7 | 26,2 | 0 |
| 82 / 141 | 1,4 | 14,9 | 41,8 | 41,8 | 0 |
| 141 / 141 | 0 | 8,5 | 27,7 | 63,8 | 0 |

géographique de certaines caisses pour proposer aux membres un projet de fusion. Elle permet d'augmenter la taille moyenne des institutions et d'offrir au personnel de direction des conditions de travail comparables à celles des concurrents.

Le tableau 9 présente les données sur l'aspect fusions du programme de rationalisation. Certaines caisses ont été impliquées dans plusieurs fusions.¹⁴ Au total, 301 fusions ont été réalisées entre 2000 et 2002 impliquant 787 caisses. Il s'agit donc d'un processus soutenu. En moyenne, 2,6 caisses populaires étaient impliquées dans chacune de ces fusions.

Tableau 9 - CAISSES IMPLIQUÉES DANS LE PROGRAMME DE FUSIONS, 2000-2002

| Années | Nombre de caisses impliquées | Nombre de fusions | Moyenne par fusion |
|--------------|------------------------------|-------------------|--------------------|
| 2000 | 280 | 110 | 2,55 |
| 2001 | 246 | 90 | 2,73 |
| 2002 | 261 | 101 | 2,58 |
| Total | 787 | 301 | 2,62 |

Les fusions ont évidemment pour effet d'augmenter l'actif moyen des caisses populaires. Le tableau 10 présente les données à ce sujet en comparant la valeur de l'actif moyen avec et sans fusions ainsi que le taux de croissance associé à chaque situation. L'effet des fusions est nettement plus important que l'augmentation générale du volume d'affaires comme l'illustre l'écart dans les taux de croissance présenté dans la dernière colonne.

¹⁴ Si une même caisse est impliquée dans plus d'une fusion durant la même année, chacune de ces fusions est traitée séparément dans la construction du tableau.

Tableau 10 - CROISSANCE DE L'ACTIF MOYEN DES CAISSES POPULAIRES, 1999-2002 (\$ de 2001)

| | Sans fusions | | Avec fusions | | Écart |
|------|-----------------------------|----------------------------|-----------------------------|----------------------------|-------|
| | Actif moyen (\$ de 2001) | Taux de croissance en % | Actif moyen (\$ de 2001) | Taux de croissance en % | |
| 1999 | 51508976 | n.d. | 51 508 976 | n.d. | |
| 2000 | 50 711 360 | -1,55 | 63 854 571 | 23,97 | 25,52 |
| 2001 | 53 346 570 | 5,2 | 75 391 158 | 18,07 | 12,87 |
| 2002 | 56 272 094 | 5,48 | 112 943 281 | 49,81 | 44,33 |

La réingénierie est l'autre aspect du processus de rationalisation. Elle consiste à réorganiser la production et l'offre de services de façon à réduire les coûts et augmenter les efforts de vente dans les services à forte valeur ajoutée. Deux indicateurs peuvent nous fournir un portrait de l'impact de cette stratégie. Le premier consiste à voir la place occupée par les transactions automatisées et manuelles dans l'ensemble des transactions produites par la caisse populaire. Le second type étant plus coûteux que le premier, les caisses populaires doivent amener leurs membres à utiliser plus fréquemment les services automatisés. Les données reproduites en annexe permettent de suivre l'évolution de la production des caisses. En 1999, 22,7 % des transactions effectuées par les caisses populaires étaient gérées manuellement, un pourcentage qui chute à 19,5 % en 2002. À cette automatisation a été associée une baisse drastique du nombre de travailleurs en équivalent temps complet, effectif qui se situait à 20 487 personnes en 1999 alors qu'il n'était plus que de 16 527 en 2002, soit une réduction de 19,3% de l'utilisation du travail. Cette rationalisation en profondeur et l'étude de son impact représente un grand intérêt pour l'analyse des effets de ce processus sur l'efficacité des intermédiaires financiers coopératifs.

Pour en analyser l'effet, nous utilisons nos deux modèles complets de coût et les appliquons aux données de 1999 à 2002.¹⁵ Pour chacun des concepts d'efficacité, le niveau moyen est donné

¹⁵ Le nombre de caisses dont on peut suivre l'évolution sur l'ensemble de la période part de 1002 en 1999 pour ensuite diminuer à 784 en 2000, 696 en 2001 et 573 en 2002.

pour cinq groupes de caisses. Elles sont regroupées selon qu'elles ont ou non été impliquées dans une fusion puis, pour celles l'ayant été, en trois cohortes selon l'année où cette fusion s'est produite. Pour ces dernières, le niveau moyen d'efficacité pour l'année précédent la fusion est donné en gras à titre de point de comparaison.

Le tableau 11 présente les résultats pour le modèle de coût d'opération. Rappelons que dans ce modèle, les dépôts sont considérés comme des produits. Globalement, les caisses impliquées dans une fusion n'avaient pas au début du processus un niveau moyen d'efficacité très différent des autres caisses. En 1999, le degré moyen d'efficacité économique était de 2,5 p. cent inférieur chez les caisses qui fusionneront durant la période à l'étude et le degré moyen d'efficacité technique de 2,3 p. cent inférieur.¹⁶ Les écarts d'efficacité n'ont donc pas été le critère de base pour favoriser les fusions. À la fin de la période, on observe des gains d'efficacité comparables dans les deux groupes de caisses, comme le montre la dernière colonne du tableau 11. La différence la plus importante se trouve dans le gain d'efficacité de répartition (0,9 p. cent). Lorsqu'on décompose le gain d'efficacité, on remarque que la contribution de d'efficacité d'échelle à l'augmentation de l'efficacité technique est plus importante pour les caisses ayant pris part à une fusion (2,3 p. cent en comparaison à 1,9 p. cent pour les autres). Pour les deux groupes, c'est cependant des gains d'efficacité technique pure qui contribuent pour une large part des gains d'efficacité technique. Quant aux gains d'efficacité économique, ils sont surtout attribuables à une meilleure efficacité technique. Les gains d'efficacité de répartition ne doivent tout de même pas être négligés (gain de 4,4 p. cent pour les caisses fusionnées et de 5,2 p. cent pour les autres). Cela implique que non seulement des ressources excédentaires ont été enlevées mais qu'aussi de plus grandes caisses allouent leurs ressources de façon plus efficace étant donné leur prix.¹⁷

¹⁶ Une étude similaire sur les caisses populaires acadiennes a fait ressortir une toute autre réalité. Dans ce cas, le score moyen d'efficacité économique était, au début de la période à l'étude, de 8 p. cent supérieur dans les caisses non impliquées dans un fusion. Cependant, le gain d'efficacité était quatre fois plus important pour les caisses impliquées dans une fusion (6,3 p. cent en comparaison à 1,5 p. cent). (Leclerc et Fortin, 2003)

¹⁷ 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

Les fusions ne déstabilisent par ces organisations à court terme puisque les gains d'efficacité suivent approximativement les mêmes tendances dans nos deux groupes de caisses. Il faut comprendre que deux processus de transformation se chevauchent et que si les fusions n'ont pas d'effets spécifiques, il se peut que ce soit parce que la réingénierie est le facteur ayant le plus d'impact sur l'augmentation de l'efficacité. L'évolution du nombre d'employés selon le groupe de caisses nous permet de vérifier cette hypothèse. De 1999 à 2002, les effectifs ont diminué de 22,9 p. cent dans les caisses fusionnées. Pour les caisses n'ayant pas participé au programme de fusions, la baisse est de 20,3 p. cent. Le travail est le seul facteur de production pour lequel on observe une importante baisse. Dans le cas des locaux et des équipements, le nombre de points de service étant demeuré sensiblement le même, aucune baisse significative n'est observée.¹⁸

Il faut porter une attention particulière aux caisses impliquées dans une fusion en 2000. Il s'agit du seul groupe qu'on peut suivre sur une même période que les caisses n'ayant pas pris part au processus de fusions. Dans ce cas, on obtient une augmentation d'efficacité économique de 1 p. cent plus élevé pour les caisses fusionnées. Cette différence s'explique par des gains plus élevés du côté de l'efficacité d'échelle et de l'efficacité technique pure. Même si cet écart n'est très grand, il peut impliquer que les caisses fusionnées ont besoin de quelques années pour pleinement tirer avantage de leur nouvelle position.

Les résultats du modèle de coût total sont présentés au tableau 12. Les dépôts étant alors traités comme des intrants, la base de coût est beaucoup plus large. Cela entraîne une hausse des niveaux moyens d'efficacité. Dans le cas de l'efficacité économique, pour les caisses n'ayant pas fusionné, la hausse est de 12,5 p. cent en 1999 et de 4,1 p. cent en 2002. Si on tient compte du fait que les gains d'efficacité à réaliser sont inférieurs, surtout pour l'efficacité technique et d'échelle,

nombre de degrés de liberté. Ce problème est souligné dans Cooper, Seiford et Tone (2000, 252). Il faut aussi comprendre que la frontière se déplace dans le temps suite aux ajustements apportés par la direction des caisses. Dans notre cas, le nombre de caisses économiquement efficaces au plan du coût d'opération augmente de 87 à 113 de 1999 à 2002. Du côté de l'efficacité coût total, le nombre de caisses efficaces augmente de 133 à 139.

¹⁸ En 2002, les caisses disposent en moyenne de 3 points de services.

on arrive à des résultats comparables à ceux obtenus avec le modèle de coût d'opération. Globalement, les gains d'efficacité économique se comparent entre nos deux grands groupes (environ 2,5 p. cent) mais sont tout de même légèrement supérieurs pour les caisses fusionnées en 2000 (2,7 p. cent). La seule différence se situe dans la source de ces gains d'efficacité économique. Ils sont ici surtout attribuables à des gains d'efficacité de répartition. Étant donné le prix des facteurs de production et leurs variations, les caisses allouent donc leurs ressources de façon plus efficace à la fin de la période qu'au début. À ce chapitre, les caisses fusionnées en 2000 s'adaptent un peu mieux que les caisses exclues de ce processus puisque le gain d'efficacité de répartition est de 2,3 p. cent dans le premier groupe et de 2,1 p. cent dans le second.

Tableau 11 - EFFET DES FUSIONS SUR L'ÉVOLUTION DE L'EFFICACITÉ ÉCONOMIQUE - MODÈLE DE COÛT D'OPÉRATION

| | Niveau moyen d'efficacité | | | | |
|--------------------------------------|---------------------------|---------------|---------------|--------|-------------------|
| | 1999 | 2000 | 2001 | 2002 | Écart (2002-1999) |
| | Efficacité technique | | | | |
| Impliquées dans une fusion en 2000 | 0,8499 | 0,8678 | 0,8942 | 0,9439 | 0,094 |
| Impliquées dans une fusion en 2001 | | 0,8712 | 0,8856 | 0,9194 | |
| Impliquées dans une fusion en 2002 | | | 0,8931 | 0,9111 | |
| Impliquées dans une fusion 2000-2002 | 0,8407 | 0,8691 | 0,8896 | 0,9292 | 0,0885 |
| Non impliquées dans une fusion | 0,863 | 0,8965 | 0,9079 | 0,9461 | 0,0831 |
| | Efficacité technique pure | | | | |
| Impliquées dans une fusion en 2000 | 0,8823 | 0,9023 | 0,9276 | 0,9555 | 0,0732 |
| Impliquées dans une fusion en 2001 | | 0,907 | 0,9198 | 0,9411 | |
| Impliquées dans une fusion en 2002 | | | 0,9252 | 0,9284 | |
| Impliquées dans une fusion 2000-2002 | 0,8761 | 0,9059 | 0,9252 | 0,9458 | 0,0697 |
| Non impliquées dans une fusion | 0,8981 | 0,9167 | 0,936 | 0,966 | 0,0679 |
| | Efficacité d'échelle | | | | |
| Impliquées dans une fusion en 2000 | 0,9633 | 0,9618 | 0,964 | 0,9879 | 0,0246 |
| Impliquées dans une fusion en 2001 | | 0,9605 | 0,9628 | 0,9769 | |
| Impliquées dans une fusion en 2002 | | | 0,9653 | 0,9814 | |
| Impliquées dans une fusion 2000-2002 | 0,9596 | 0,9594 | 0,9615 | 0,9824 | 0,0229 |
| Non impliquées dans une fusion | 0,9609 | 0,978 | 0,97 | 0,9794 | 0,0185 |
| | Efficacité allocative | | | | |
| Impliquées dans une fusion en 2000 | 0,8673 | 0,8892 | 0,8862 | 0,926 | 0,0587 |
| Impliquées dans une fusion en 2001 | | 0,8853 | 0,8856 | 0,9049 | |
| Impliquées dans une fusion en 2002 | | | 0,8807 | 0,9064 | |
| Impliquées dans une fusion 2000-2002 | 0,8645 | 0,8912 | 0,8871 | 0,9081 | 0,0436 |
| Non impliquées dans une fusion | 0,8709 | 0,8913 | 0,877 | 0,9231 | 0,0521 |
| | Efficacité économique | | | | |
| Impliquées dans une fusion en 2000 | 0,7652 | 0,8023 | 0,822 | 0,8848 | 0,1196 |
| Impliquées dans une fusion en 2001 | | 0,803 | 0,8146 | 0,8516 | |
| Impliquées dans une fusion en 2002 | | | 0,8148 | 0,8415 | |
| Impliquées dans une fusion 2000-2002 | 0,7574 | 0,8073 | 0,8207 | 0,8589 | 0,1015 |
| Non impliquées dans une fusion | 0,7822 | 0,8171 | 0,8209 | 0,8917 | 0,1095 |

Tableau 12 - EFFET DES FUSIONS SUR L'ÉVOLUTION DE L'EFFICACITÉ ÉCONOMIQUE - MODÈLE DE COÛT TOTAL

| | Niveau moyen d'efficacité | | | | |
|--------------------------------------|---------------------------|---------------|---------------|--------|-------------------|
| | 1999 | 2000 | 2001 | 2002 | Écart (2002-1999) |
| | Efficacité technique | | | | |
| Impliquées dans une fusion en 2000 | 0,9901 | 0,9919 | 0,9909 | 0,997 | 0,0069 |
| Impliquées dans une fusion en 2001 | | 0,9939 | 0,9853 | 0,9957 | |
| Impliquées dans une fusion en 2002 | | | 0,9917 | 0,9924 | |
| Impliquées dans une fusion 2000-2002 | 0,9908 | 0,9932 | 0,9907 | 0,9956 | 0,0048 |
| Non impliquées dans une fusion | 0,99 | 0,9949 | 0,9927 | 0,9974 | 0,0074 |
| | Efficacité technique pure | | | | |
| Impliquées dans une fusion en 2000 | 0,9937 | 0,9955 | 0,9953 | 0,9984 | 0,0047 |
| Impliquées dans une fusion en 2001 | | 0,9974 | 0,9915 | 0,9978 | |
| Impliquées dans une fusion en 2002 | | | 0,9943 | 0,9963 | |
| Impliquées dans une fusion 2000-2002 | 0,9941 | 0,9967 | 0,9954 | 0,9978 | 0,0037 |
| Non impliquées dans une fusion | 0,9936 | 0,9969 | 0,9946 | 0,9982 | 0,0046 |
| | Efficacité d'échelle | | | | |
| Impliquées dans une fusion en 2000 | 0,9964 | 0,9964 | 0,9956 | 0,9986 | 0,0022 |
| Impliquées dans une fusion en 2001 | | 0,9965 | 0,9937 | 0,9979 | |
| Impliquées dans une fusion en 2002 | | | 0,9974 | 0,9961 | |
| Impliquées dans une fusion 2000-2002 | 0,9967 | 0,9965 | 0,9953 | 0,9978 | 0,0011 |
| Non impliquées dans une fusion | 0,9964 | 0,998 | 0,9981 | 0,9992 | 0,0028 |
| | Efficacité allocative | | | | |
| Impliquées dans une fusion en 2000 | 0,9058 | 0,9147 | 0,9034 | 0,9288 | 0,023 |
| Impliquées dans une fusion en 2001 | | 0,906 | 0,8967 | 0,9147 | |
| Impliquées dans une fusion en 2002 | | | 0,9038 | 0,9146 | |
| Impliquées dans une fusion 2000-2002 | 0,9016 | 0,9131 | 0,9057 | 0,9227 | 0,0211 |
| Non impliquées dans une fusion | 0,9136 | 0,9199 | 0,9076 | 0,9343 | 0,0206 |
| | Efficacité économique | | | | |
| Impliquées dans une fusion en 2000 | 0,9001 | 0,9106 | 0,8992 | 0,9273 | 0,0272 |
| Impliquées dans une fusion en 2001 | | 0,9036 | 0,8891 | 0,9127 | |
| Impliquées dans une fusion en 2002 | | | 0,8986 | 0,9112 | |
| Impliquées dans une fusion 2000-2002 | 0,8963 | 0,9101 | 0,9015 | 0,9207 | 0,0244 |
| Non impliquées dans une fusion | 0,9078 | 0,917 | 0,9027 | 0,9326 | 0,0248 |

CONCLUSION

Notre comparaison des différents modèles de la production bancaire permet de tirer quelques leçons importantes pour les études sur l'efficacité. La principale est que les mesures d'inefficacité ont une sensibilité assez grande au choix du modèle. Ceci se révèle tout d'abord par le fait que le score moyen varie beaucoup selon la définition des intrants et des produits. Il faut donc interpréter avec prudence les estimés des pertes potentielles que causeraient les inefficacités bancaires mesurées. Mais plus important encore, le classement des unités entre elles varie lui aussi selon le modèle retenu. Même si les corrélations des classements des différents modèles sont en général positives, et demeurent assez élevées lorsque les changements au modèle sont de faible importance, nous avons néanmoins trouvé une absence totale de corrélation entre le modèle de coût total de base et le modèle complet de coût d'opération.

En étudiant plus soigneusement la distribution des scores d'efficacité, nous trouvons plusieurs éléments qui montrent que les approches trop désagrégées informent finalement mal sur le degré réel d'inefficacité. Les modèles élargis resserrent beaucoup les scores autour de leur valeur moyenne et, particulièrement lorsqu'on étudie le coût total, éliminent presque toute l'inefficacité technique. Seule demeure l'inefficacité de répartition. De plus, le nombre élevé de déplacements donne un poids additionnel à nos résultats sur l'importance de tester la construction des modèles dans l'approche DEA.

Lorsqu'on utilise nos modèles complets de coût d'opération et de coût total pour évaluer l'effet du programme de rationalisation des caisses populaires Desjardins du Québec, on constate que la participation ou non à une fusion a globalement peu d'impact sur l'évolution du niveau moyen d'efficacité. Les deux types de caisses enregistrent un gain moyen d'efficacité similaire qui s'explique davantage par la réorganisation des méthodes de travail que par une augmentation de la taille moyenne des coopératives. On constate également que les caisses résultant d'une fusion ne sont pas déstabilisées à court terme et qu'elles réalisent des gains d'efficacité semblables à ceux des

autres caisses. Enfin, pour le groupes de caisses fusionnées que l'on peut suivre sur une plus longue période, on observe un gain d'efficacité économique supérieur à la moyenne.

Dans une suite à cette démarche, nous prévoyons intégrer le prix des produits à l'étude. Nous pourrons voir quelles sont les pertes de revenus découlant d'inefficacités de répartition dans les produits. Ensuite, nous allons voir comment les variables externes aux caisses locales permettent d'expliquer les différences qui demeurent dans les scores d'efficacité.

BIBLIOGRAPHIE

Berger, A. N. (1993), «'Distribution-Free' Estimates of Efficiency in the US Banking Industry and Tests of the Standard Distribution Assumptions», *Journal of Productivity Analysis*, 4, 261-292.

Berger, A. N., D. Hancock et D. B. Humphrey (1993), «Bank Efficiency Derived from the Profit Function», *Journal of Banking and Finance*, 17, 317-347.

Berger, A. N. et D. B. Humphrey (1997), «Efficiency of Financial Institutions: International Survey and Directions for Future Research», *European Journal of Operational Research*, 98, 175-212.

Berger, A. N. et L. J. Mester (1997), «Inside the Black Box: What Explains Differences in the Efficiencies of Financial Institutions?», *Journal of Banking and Finance*, 21, 895-947.

DeYoung, R. et D. E. Nolle (1996), «Foreign-Owned Banks in the United States: Earning Market Share or Buying It?», *Journal of Money, Credit and Banking*, 28(4), 622-636.

Efron, B. (1979), «Bootstrap Methods: Another Look at the Jackknife », *Annals of Statistics*, 7, 1-26.

Tortosa-Ausina, E. (2002), «Bank Cost Efficiency and Output Specification», *Journal of Productivity Analysis*, 18, 199-222.

Farrell, M. J. (1957), «The Measurement of Productive Efficiency», *Journal of Royal Statistical Society*, 120, 253-281.

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

Humphrey, D.B. et A. Lozano-Vivas (2002), « Bias in Malmquist Index and Cost Function Productivity Measurement in Banking », *International Journal of Production Economics*, 76(2), 177-188.

Löthgren, M. (1999), «Bootstrapping the Malmquist Productivity Index - A Simulation Study», *Applied Economics Letters*, 6(11), 707-710.

Löthgren, M. et M. Tambour (1999), «Bootstrapping the Data Envelopment Analysis Malmquist Productivity Index», *Applied Economics*, 31(4), 417-425.

Miller, S. et Noulas (1996), «The Technical Efficiency of Large Bank Production», *Journal of Banking and Finance*, 20, 495-509.

Rogers, K. E. (1998), «Nontraditional Activities and the Efficiency of US Commercial Banks», *Journal of Banking and Finance*, 22, 467-482.

Schaffnit, C. D., Rosen et J. C. Paradi (1997), «Best Practice Analysis of Bank Branches: An Application of DEA in a Large Canadian Bank», *European Journal of Operational Research*, 98, 270-290.

ANNEXE 1 : FIGURES

Figure 1. DENSITÉ DES SCORES NORMALISÉS, MODÈLES DE COÛT D'OPÉRATION

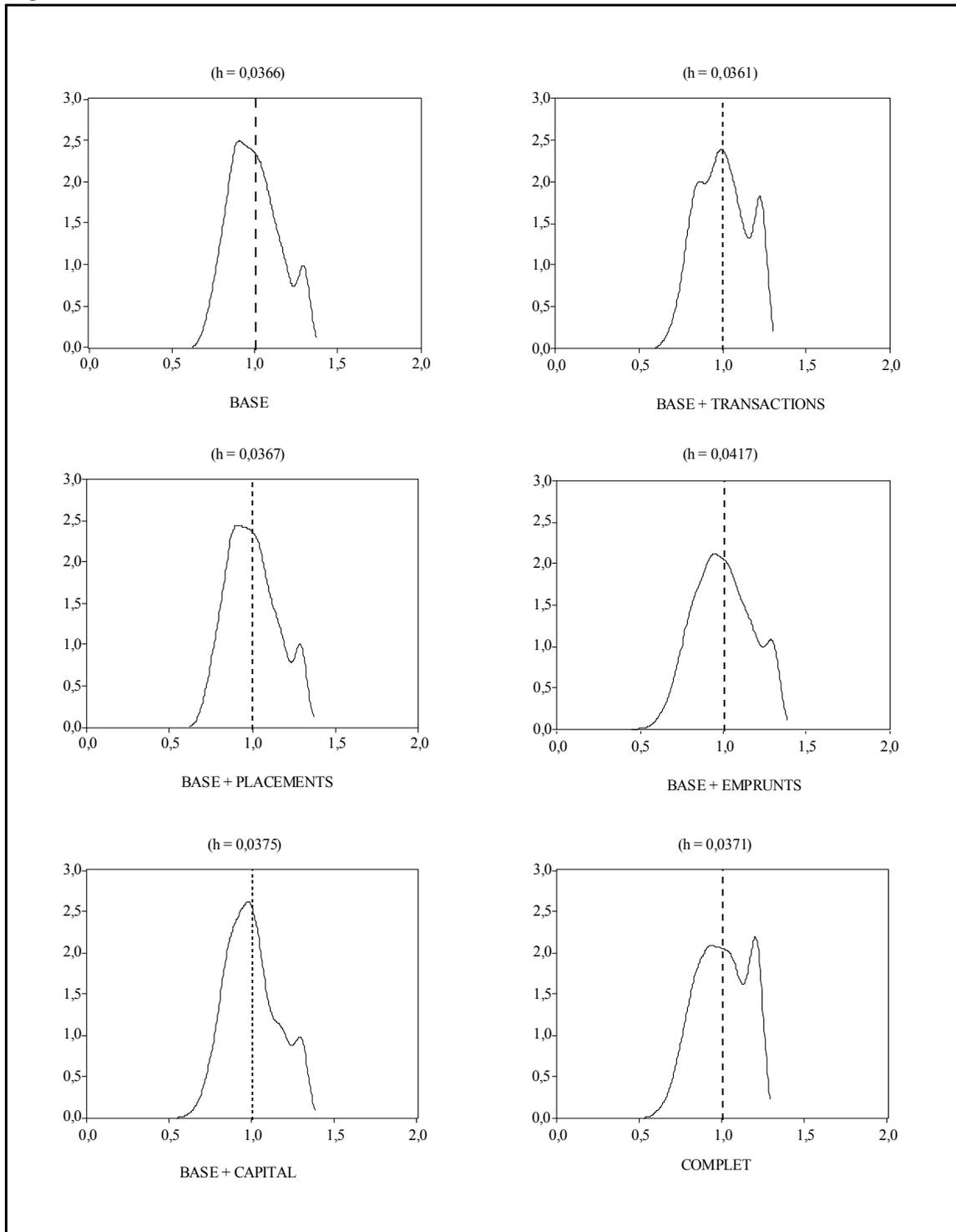


Figure 2. DENSITÉ DES SCORES NORMALISÉS, MODÈLES DE COÛT TOTAL

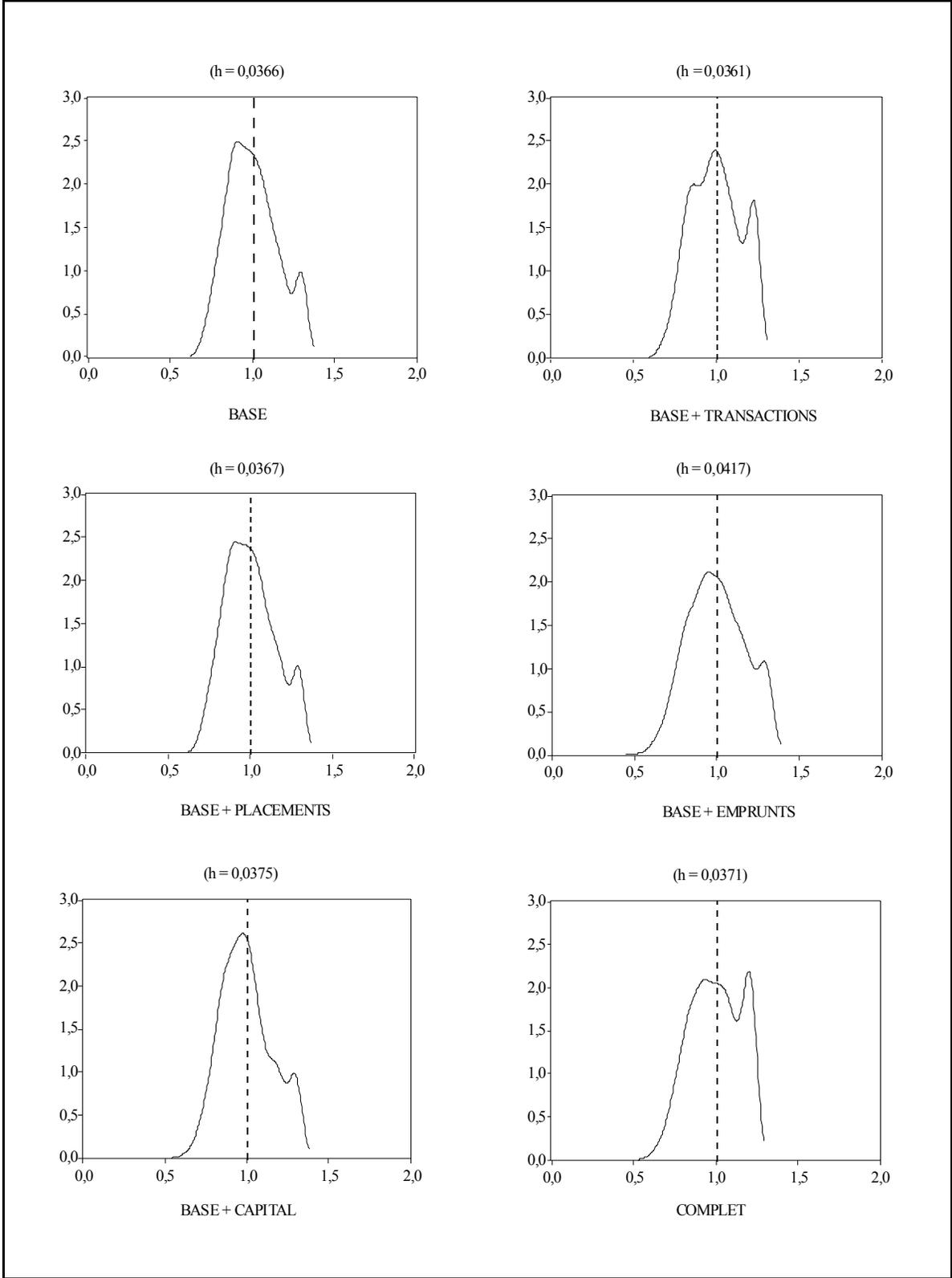


Figure 3. CORRÉLATION DES SCORES D'EFFICACITÉ DES MODÈLES DE COÛT D'OPÉRATION

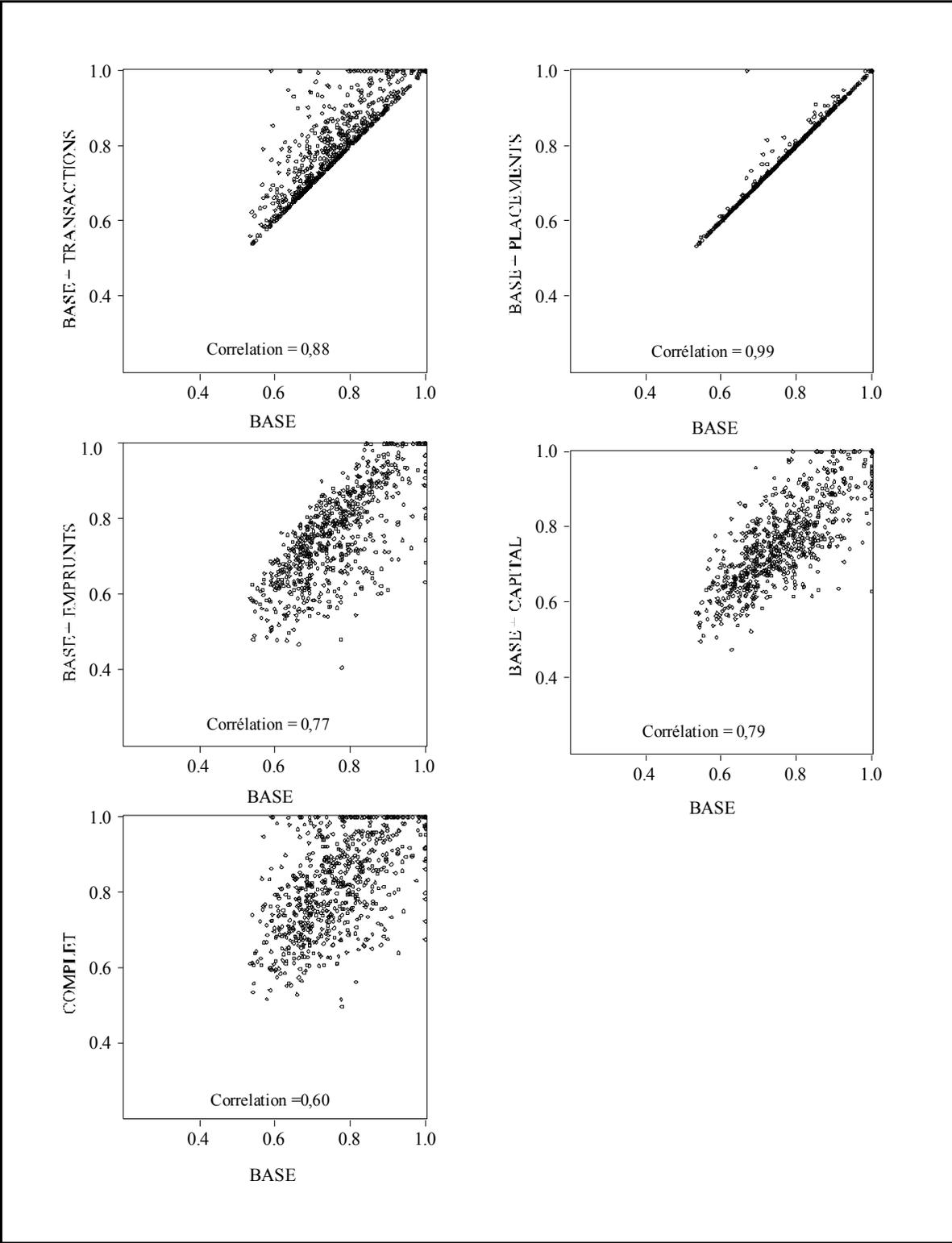
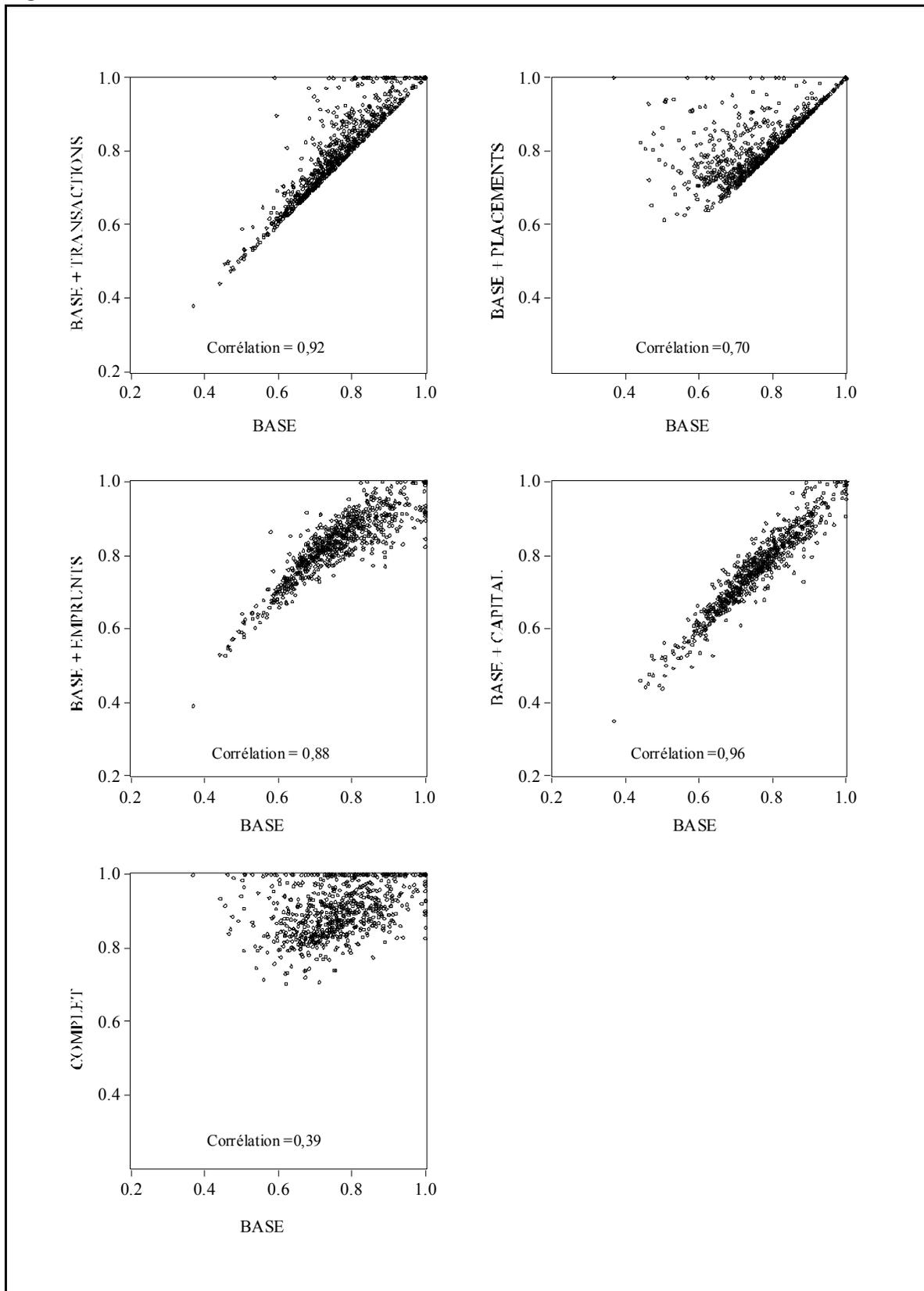


Figure 4. CORRÉLATION DES SCORES D'EFFICACITÉ DES MODÈLES DE COÛT TOTAL



ANNEXE 2 : STATISTIQUES DESCRIPTIVES SUR LES VARIABLES DES DIFFÉRENTS MODÈLES

| | MOYENNE | ÉCART-TYPE | MINIMUM | MAXIMUM |
|---|----------------|-------------------|----------------|----------------|
| TRAVAIL (#) | 21,4 | 182 | 17 | 1189 |
| PRIX DU TRAVAIL | 53 590,90 | 9 410,78 | 24 686,60 | 103 768,20 |
| BÂTIMENTS (\$) | 1 462 002,04 | 1 339 974,11 | 19 968,18 | 9 460 000,00 |
| PRIX DES BÂTIMENTS | 0,107 | 0,051 | 0,02 | 0,543 |
| ÉQUIPEMENTS (\$) | 785 920,52 | 862 503,45 | 11 000,00 | 7 041 000,00 |
| PRIX DES ÉQUIPEMENTS | 0,573 | 0,255 | 0,043 | 1,969 |
| EMPRUNTS (\$) | 4 073 045,39 | 6 372 603,29 | 10 944,00 | 52 379 456,86 |
| PRIX DES EMPRUNTS | 0,052 | 0,008 | 0,018 | 0,119 |
| CAPITAL (\$) | 4 926 861,83 | 4 571 399,99 | 98 366,67 | 36 619 960,42 |
| PRIX DU CAPITAL | 0,12 | 0 | 0,12 | 0,12 |
| ÉPARGNE EXIGIBLE (\$) | 21 836 534,89 | 21 933 169,83 | 674 538,09 | 126 891 895,43 |
| PRIX DE L'ÉPARGNE EXIGIBLE | 0,005 | 0,004 | 0,001 | 0,024 |
| ÉPARGNE À TERME (\$) | 29 771 312,19 | 28 568 750,70 | 426 443,25 | 189 033 126,79 |
| PRIX DE L'ÉPARGNE À TERME | 0,046 | 0,003 | 0,019 | 0,062 |
| REID (\$) | 17 568 674,37 | 16 345 911,754 | 61 456,88 | 112 036 423,59 |
| PRIX DU REID | 0,048 | 0,004 | 0,034 | 0,072 |
| PRÊTS À LA CONSOMMATION (\$) | 10 157 381,06 | 9 511 915,45 | 353 478,14 | 65 737 577,59 |
| PRÊTS HYPOTHÉCAIRES ET À L'INVESTISSEMENT (\$) | 33 595 448,66 | 33 936 472,52 | 397 232,88 | 211 983 960,60 |
| PRÊTS COMMERCIAUX ET INSTITUTIONNELS (\$) | 21 224 063,20 | 24 856 403,08 | 76 386,01 | 201 069 871,54 |
| PLACEMENTS (\$) | 9 173 115,74 | 10 278 721,02 | 151 449,67 | 76 406 341,11 |
| TRANS. MANUELLES AUX ENTREPRISES (#) | 43136 | 34981 | 1487 | 226993 |
| TRANS. AUTOMATIQUES AUX ENTREPRISES (#) | 83419 | 80684 | 3319 | 1097519 |
| TRANS. MANUELLES AUX PARTICULIERS (#) | 405735 | 330764 | 15787 | 2260629 |
| TRANS. AUTOMATIQUES AUX PARTICULIERS (#) | 743185 | 686725 | 28832 | 4750414 |

- 94-01 BILODEAU, Marc et Al SLIVINSKI, *Toilet Cleaning and Department Chairing: Volunteering a Public Service.*
- 94-02 ASCAH, Louis, *Recent Retirement Income System Reform: Employer Plans, Public Plans and Tax Assisted Savings.*
- 94-03 BILODEAU, M. et Al SLIVINSKI, *Volunteering Nonprofit Entrepreneurial Services.*
- 94-04 HANEL, Petr, *R&D, Inter-Industry and International Spillovers of Technology and the Total Factor Productivity Growth of Manufacturing Industries in Canada, 1974-1989.*
- 94-05 KALULUMIA, Pene et Denis BOLDUC, *Generalized Mixed Estimator for Nonlinear Models: A Maximum Likelihood Approach.*
- 95-01 FORTIN, Mario et Patrice Langevin, *L'efficacité du marché boursier face à la politique monétaire.*
- 95-02 HANEL, Petr et Patrice Kayembe YATSHIBI, *Analyse de la performance à exporter des industries manufacturières du Québec 1988.*
- 95-03 HANEL, Petr, *The Czech Republic: Evolution and Structure of Foreign Trade in Industrial Goods in the Transition Period, 1989-1994.*
- 95-04 KALULUMIA, Pene et Bernard DÉCALUWÉ, *Surévaluation, ajustement et compétitivité externe : le cas des pays membres de la zone franc CFA.*
- 95-05 LATULIPPE, Jean-Guy, *Accès aux marchés des pays en développement.*
- 96-01 ST-PIERRE, Alain et Petr HANEL, *Les effets directs et indirects de l'activité de R&D sur la profitabilité de la firme.*
- 96-02 KALULUMIA, Pene et Alain MBAYA LUKUSA, *Impact of budget deficits and international capital flows on money demand: Evidence From Cointegration and Error-Correction Model.*
- 96-03 KALULUMIA, Pene et Pierre YOROUGOU, *Money and Income Causality In Developing Economies: A Case Study Of Selected Countries In Sub-Saharan Africa.*
- 96-04 PARENT, Daniel, *Survol des contributions théoriques et empiriques liées au capital humain (A Survey of Theoretical and Empirical Contributions to Human Capital).*
- 96-05 PARENT, Daniel, *Matching Human Capital and the Covariance Structure of Earnings.*
- 96-06 PARENT, Daniel, *Wages and Mobility : The Impact of Employer-Provided Training*
- 97-01 PARENT, Daniel, *Industry-Specific Capital and the Wage Profile : Evidence From the NLSY and the PSID.*
- 97-02 PARENT, Daniel, *Methods of Pay and Earnings: A Longitudinal Analysis.*
- 97-03 PARENT, Daniel, *Job Characteristics and the Form of Compensation.*
- 97-04 FORTIN, Mario et Michel BERGERON, Jocelyn DUFORT et Pene KALULUMIA, *Measuring The Impact of Swaps on the Interest Rate Risk of Financial Intermediaries Using Accounting Data.*
- 97-05 FORTIN, Mario, André LECLERC et Claude THIVIERGE, *Testing For Scale and Scope Effects in Cooperative Banks: The Case of Les Caisses populaires et d'économie Desjardins.*
- 97-06 HANEL, Petr, *The Pros and Cons of Central and Eastern Europe Joining the EU*
- 00-01 MAKDISSI, Paul et Jean-Yves DUCLOS, *Restricted and Unrestricted Dominance Welfare, Inequality and Poverty Orderings*

- 00-02 HANEL, Petr, John BALDWIN et David SABOURIN, *Les déterminants des activités d'innovation dans les entreprises de fabrication canadiennes : le rôle des droits de propriété intellectuelle*
- 00-03 KALULUMIA, Pene, *Government Debt, Interest Rates and International Capital Flows: Evidence From Cointegration*
- 00-04 MAKDISSI, Paul et Cyril TÉJÉDO, *Problèmes d'appariement et politique de l'emploi*
- 00-05 MAKDISSI, Paul et Quentin WODON, *Consumption Dominance Curves: Testing for the Impact of Tax Reforms on Poverty.*
- 00-06 FORTIN, Mario et André LECLERC, *Demographic Changes and Real Housing Prices in Canada.*
- 00-07 HANEL, Petr et Sofiene ZORGATI, *Technology Spillovers and Trade: Empirical Evidence for the G7 Industrial Countries.*
- 01-01 MAKDISSI, Paul et Quentin WODON, *Migration, poverty, and housing: welfare comparisons using sequential stochastic dominance.* Avril 2001, 23 p.
- 01-02 HUNG Nguyen Manh et Paul MAKDISSI, *Infantile mortality and fertility decisions in a stochastic environment.* Mars 2001, 12 p.
- 01-03 MAKDISSI, Paul et Quentin WODON, *Fuel poverty and access to electricity: comparing households when they differ in needs.* Juin 2001, 19 p.
- 01-04 MAKDISSI, Paul et Yves GROLEAU, *Que pouvons-nous apprendre des profils de pauvreté canadiens ?* Juillet 2001, 47 p.
- 01-05 MAKDISSI, Paul et Quentin WODON, *Measuring poverty reduction and targeting performance under multiple government programs.* Août 2001, 16 p.
- 01-06 DUCLOS, Jean-Yves et Paul MAKDISSI, *Restricted inequality and relative poverty.* Août 2001, 31 p.
- 01-07 TÉJÉDO, Cyril et Michel TRUCHON, *Serial cost sharing in multidimensional contexts.* Septembre 2001, 37 p.
- 01-08 TÉJÉDO, Cyril, *Strategic analysis of the serial cost sharing rule with symmetric cost function.* Février 2001, 25 p.
- 01-09 HANEL, Petr, *Current intellectual protection practices by manufacturing firms in Canada.* Septembre 2001, 57 p.
- 02-01 DUCLOS, Jean-Yves, Paul MAKDISSI et Quentin WODON, *Socially-efficient tax reforms,* Janvier 2002, 47 p.
- 02-02 MAKDISSI, Paul, *La décroissance démographique : Pourquoi pas?,* Février 2002, 20 p.
- 02-03 LECLERC, André et Mario FORTIN, *Production et rationalisation des intermédiaires financiers : leçons à tirer de l'expérience des caisses populaires acadiennes,* Février 2002, 24 p.
- 02-04 HANEL, Petr et Snezana VUCIC, *L'impact économique des activités de recherche de l'Université de Sherbrooke,* Février 2002, 44 p.
- 02-05 TÉJÉDO, Cyril et Michel TRUCHON, *Monotonicity and bounds for cost shares under the path serial rule,* Mars 2002, 18 p.
- 02-06 PORET, Sylvaine et Cyril TÉJÉDO, *Analyse horizontale du marché des biens illicites,* Mai 2002, 15 p.
- 02-07 KALULUMIA, Pene, *Effects of government debt on interest rates : evidence from causality tests in Johansen-type models,* Juillet 2002, 21 p.
- 02-08 MAKDISSI, Paul et Quentin WODON, *Can safety nets offset the impact of risk on wage inequality and social welfare?* Août 2002, 12 p.

- 02-09 DUCLOS, Jean-Yves, Paul MAKDISSI et Quentin WODON, *Poverty-reducing tax reforms with heterogeneous agents*, Février 2002, 10 p.
- 02-10 MAKDISSI, Paul et Quentin WODON, *Fuzzy targeting indices and orderings*, Mai 2002, 11 p.
- 02-11 DUCLOS, Jean-Yves, Paul MAKDISSI et Quentin WODON, *Poverty-efficient transfer programs : the role of targeting and allocation rules*, Mai 2002, 25 p.
- 02-12 MAKDISSI, Paul et Quentin WODON, *Environmental regulation and economic growth under education externalities*, Août 2002, 8 p.
- 02-13 CHARTRAND, Frédéric et Mario FORTIN, *L'impact du régime d'accession à la propriété sur la demande de logement*, Novembre 2002, 46 p.
- 03-01 MAKDISSI, Paul et Quentin WODON, *Gini decomposition and gini income elasticity under income variability*, Avril 2003, 11p.
- 03-02 MAKDISSI, Paul et Quentin WODON, *Robust comparisons of natural resources depletion indices*, Avril 2003, 11 p.
- 03-03 MAKDISSI, Paul, Yannick THERRIEN et Quentin WODON, *L'impact des transferts publics et des taxes sur la pauvreté au Canada et aux Etats-Unis*, 28 p.
- 03-04 MAKDISSI, Paul et Quentin WODON, *Corruption, inequality, and environmental regulation*, Mai 2003, 16 p.
- 03-05 MAKDISSI, Paul et Quentin WODON, *Robust poverty comparisons and marginal policy reform orderings under income variability*, Juillet 2003, 13 p.
- 03-06 CRUCES, Guillermo, Paul MAKDISSI et Quentin WODON, *Poverty Measurement Under Risk Aversion Using Panel Data*, Août 2003, 20 p.

* Tous ces cahiers de recherche sont disponibles sur notre site WEB (www.usherbrooke.ca/economique) ou au Centre de documentation de la FLSH A3-330 (UdeS).

Prière d'adresser vos commentaires ou demandes d'exemplaires d'un cahier de recherche antérieur (1976 à 1990) à monsieur Paul MAKDISSI, responsable des Cahiers de recherche du Département d'économique, Tél : (819) 821-8000, poste 2269 Télécopieur : (819) 821-7237 Courriel : paul.makdissi@usherbrooke.ca.

Comments or requests for copies of previous Working Papers (1976 to 1990) should be made to the Research Papers Supervisor at the "Département d'économique", Mr. Paul MAKDISSI. Tel: (819) 821-8000, extension 2269 FAX:819) 821-7237 E-mail: paul.makdissi@usherbrooke.ca.

Révisé le 4 septembre 2003