

Article

« Économies d'échelle dans les opérations des caisses populaires du district de Québec »

Nabil T. Khoury

L'Actualité économique, vol. 53, n° 1, 1977, p. 23-43.

Pour citer cet article, utiliser l'information suivante :

URI: <http://id.erudit.org/iderudit/800710ar>

DOI: 10.7202/800710ar

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

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

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

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

ÉCONOMIES D'ÉCHELLE DANS LES OPÉRATIONS DES CAISSES POPULAIRES DU DISTRICT DE QUÉBEC *

L'utilisation d'un ordinateur dans les opérations¹ concernant les comptes des clients des institutions bancaires et para-bancaires est très récente. Les études empiriques sur les économies d'échelle dans cette industrie datent presque toutes d'avant cette transition technologique². Le présent article cherche donc à réexaminer, dans un contexte technologique nouveau, la question de l'augmentation des rendements et à dégager des recommandations susceptibles de guider la recherche et la prise de décision dans ce domaine. Les vérifications empiriques de l'étude ont été effectuées tout naturellement auprès des caisses populaires étant donné que celles-ci sont à l'avant-garde des institutions financières canadiennes pour ce qui a trait à l'utilisation de l'informatique.

La première partie de cet article sera consacrée à un survol des modèles empiriques qui ont été autant d'apports originaux à l'étude des économies d'échelle bancaires. Nous exposerons, dans la seconde partie, les problèmes le plus souvent rencontrés au cours d'une recherche de ce genre. Dans la troisième partie, nous présenterons et analyserons la méthodologie suivie et les résultats obtenus. Enfin, la quatrième partie contiendra nos conclusions et des recommandations d'ordre pratique.

* Cette recherche a été réalisée grâce à un octroi du Laboratoire de Recherche de la Faculté des Sciences de l'Administration de l'Université Laval. L'auteur désire exprimer sa gratitude à M. Michel Layec qui s'est chargé avec compétence de la programmation et de l'exécution des tests. L'article a aussi bénéficié des commentaires des Docteurs Donald Farrar et Vinay Marathe de l'Université de Californie à Los Angeles, du docteur Jean-Marie Gagnon et des membres du Laboratoire de Recherche. Toutefois, si le présent texte renferme quelque erreur, elle ne devra être imputée qu'à l'auteur.

1. Les opérations dont la fonction de coût sera analysée dans cette étude sont celles qui découlent du fonctionnement des quatre types de comptes offerts par les caisses populaires, à savoir : les comptes « épargne avec opérations », « épargne stable », « épargne à terme » et « capital social ». Pour plus de détails, voir la partie III.

2. Une excellente étude qui s'adresse au contexte technologique nouveau est celle de D.L. Daniel, W.A. Longbrake et N.B. Murphy (1973).

PARTIE I

L'économie d'échelle est synonyme de fonction décroissante du coût total moyen à long terme³. Ceci signifie que l'augmentation de la taille d'une entreprise permet de réaliser des économies qui tiennent surtout à une plus grande spécialisation ainsi qu'à une utilisation plus intensive de l'équipement et de la main-d'œuvre⁴. Mais, au-delà d'un certain niveau de production, le coût moyen hausse par suite d'une augmentation des dépenses administratives.

Le paragraphe précédent décrit de façon très globale l'évolution de la fonction du coût moyen pour diverses firmes et industries. Dans le cas de l'industrie bancaire, les vérifications empiriques des économies d'échelle se sont toujours limitées à l'estimation des fonctions de coûts à court terme, afin d'éviter les nombreux problèmes associés aux données des coûts à long terme⁵. Ceci n'enlève rien à la validité des résultats puisque, dans cette industrie, une bonne connaissance de la fonction de coûts à court terme est une condition essentielle pour une gestion efficace. Et c'est dans cet esprit que la présente étude a été amorcée.

Une des premières vérifications empiriques des économies d'échelle fut celle que David A. Alhadeff (1954) effectua en se servant de données publiées par la Federal Reserve Bank of San Francisco, pour les années 1938 à 1950. L'auteur considère que la somme des prêts et investissements de la banque représente son volume de production. Il calcule alors le total des dépenses d'opération comme pourcentage de ce volume et en observe l'évolution dans l'ensemble des banques de son échantillon divisées en huit groupes selon le volume de leurs dépôts. Cette observation amène Alhadeff à conclure que le rapport : dépenses totales/total des prêts et investissements est inversement proportionnel à la taille des banques (tel que mesuré par le total des dépôts) et ce pour chacune des treize années étudiées⁶. Pour renforcer son argument, il répète l'expérience avec les principales composantes des dépenses totales de ces

3. Cette relation est facile à concevoir quand on a un seul produit homogène. Dans le cas de plusieurs produits, des problèmes se posent. Nous reviendrons sur ce point.

4. Ordinairement, ces économies proviennent de l'usage plus intensif de ces facteurs de production sans modification de leur prix respectif. Rien n'empêche cependant que les économies en question proviennent également d'une baisse des prix de ces facteurs causée par leur plus grande utilisation.

5. Tout particulièrement les complications qui proviennent des changements technologiques, des changements dans les prix des inputs, et de l'ajustement incomplet des coûts aux variations du rythme de production.

6. Plus précisément, Alhadeff trouve que le rapport en question est deux fois plus grand pour les petites banques que pour les grandes. Voir Alhadeff (1954, p. 77). Il est peut-être intéressant de noter qu'un autre chercheur, Paul M. Horvitz, utilisant le même modèle qu'Alhadeff, mais avec des données publiées par la Federal Deposit Insurance Corporation pour les années 1949-1960, et par le Federal Reserve System pour l'année 1959, arrive à des conclusions très similaires à celles d'Alhadeff. Voir : P.M. Horvitz (1963, pp. 1-54).

banques, à savoir : les salaires, les intérêts versés⁷ sur les dépôts à terme, et les autres dépenses, et retrouve la même relation négative avec la taille dans chaque cas⁸.

Le modèle d'Alhadeff est loin d'être rigoureux et comporte deux faiblesses fondamentales. D'un côté, le total des prêts et investissements représenterait le niveau de production bancaire si le mélange des comptes était constant, si le solde moyen par compte et le nombre d'opérations par compte étaient également constants. Or de telles conditions ne se réalisent presque jamais. D'un autre côté, l'utilisation de cette entité laisse sous-entendre que le crédit est le principal « produit » des banques⁹ et que toutes les formes de crédit bancaire sont parfaitement interchangeables. De plus, l'auteur ne tient pas compte des différences interrégionales dans les prix des facteurs de production. Enfin, son modèle met en relation une variable dépendante soit une mesure de « flux » par unité de temps avec une variable indépendante soit une mesure de « stock » à un moment donné. Une telle méthode n'est pas théoriquement défendable¹⁰.

Schweiger et McGee (1961) ont essayé de contourner ces problèmes en utilisant le rapport : dépenses d'opérations courantes/total de l'actif comme mesure du coût moyen. Ils divisent ensuite les banques de leur échantillon en neuf catégories selon le volume total des dépôts. Puis, en suivant un modèle de régression multiple, ils font régresser la variable dépendante (le coût moyen) par rapport à la variable indépendante (la catégorie) alors que restent constantes les autres variables du modèle : le pourcentage de croissance de l'actif, le nombre de succursales, les caractéristiques de la population de l'Etat (nombre d'habitants) et de la communauté (taille) qui avoisine la banque, les rapports : prêts d'affaires/actif total, prêts à tempérament/actif total, prêts agricoles/actif total, et dépôts à terme/total des dépôts. A l'aide d'observations portant sur toutes les banques membres du Federal Reserve System pour l'année 1959, ils concluent que la ligne de régression montre deux segments : le premier, qui décroît rapidement, s'étend jusqu'à un niveau de 50 millions de dollars de dépôts, et le second, qui décroît aussi mais beaucoup moins vite, vaut pour les dépôts supérieurs à 50 millions.

7. Il s'agit ici du taux d'intérêt effectif et non du taux nominal. Dans la plupart des cas, le taux effectif est inférieur au taux nominal.

8. A noter cependant que pour les banques de taille intermédiaire, la relation est moins claire dans le cas des salaires et des autres dépenses. Pour les banques de petite taille, cette relation n'est pas claire dans le cas des intérêts versés sur les dépôts à terme.

9. Bien entendu, les statistiques indiquent clairement que la majeure partie des revenus bancaires provient du crédit. Cependant, comme Greenbaum l'a démontré, le règlement prohibant le paiement d'intérêts sur les dépôts à vue réduit les déboursés d'intérêts, de même que le revenu des sources autres que l'intérêt, causant ainsi une surestimation de l'importance du revenu du crédit. Voir S.I. Greenbaum (1967).

10. Voir : Joe S. Bain (1966, ch. 3).

Bien que le modèle utilisé par Schweiger et McGee soit plus sophistiqué que celui d'Alhadeff, il se heurte encore aux problèmes de régression d'une mesure de flux sur une mesure de stock, aux différences inter-bancaires dans la composition de la production totale et aux différences interrégionales dans les prix des facteurs de production. Leur variable indépendante est également insensible aux variations du volume d'opérations entre les divers comptes et banques¹¹. De plus, l'utilisation de l'actif total comme dénominateur dans la variable dépendante introduit un biais dans le coefficient de la variable indépendante (la catégorie).

Greenbaum (1967) a divisé le volume de production bancaire en deux composantes, à savoir : crédit et autres opérations. Son modèle se résume à calculer par régression un taux de rendement normalisé (excluant les différences inter-bancaires) par type de crédit, puis un revenu de crédit normalisé, auquel on additionne le revenu provenant des autres activités pour obtenir un revenu total normalisé. L'utilisation d'un modèle de régression ayant les coûts d'opérations comme variable dépendante et le revenu total normalisé comme variable indépendante permet alors de déterminer l'allure de la courbe du coût moyen. A partir de données fournies par un échantillon de banques des districts du Kansas et de Richmond pour l'année 1961, Greenbaum a trouvé d'importantes manifestations d'économies d'échelle.

Le modèle de Greenbaum est critiquable à plusieurs égards. En définissant le niveau de production comme la moyenne pondérée des rendements des divers actifs productifs, l'auteur ignore complètement les différences de coûts qui peuvent provenir des variations du rapport : dépôts à terme/total des dépôts, du volume d'opérations des comptes et des variations des prix des facteurs entre les diverses banques. De plus, le calcul des taux normalisés laisse entendre que des différences dans les proportions des actifs productifs des diverses banques peuvent exister et sont tolérées. Or, une telle proposition est inacceptable, puisqu'en théorie les économies d'échelle ne s'appliquent que dans le cas d'un produit unique ou dans celui de divers produits fabriqués dans des proportions fixes par des firmes de diverses tailles¹².

Contrairement aux études précédentes, celle de Benston (1965-a) de même que celle de Bell et Murphy (1968) estiment que le volume de production bancaire ne peut être mesuré par une variable unique. Ils considèrent séparément chaque type de comptes ou d'activités bancaires et c'est le nombre de comptes qui constitue le niveau de

11. Gramley (1962) utilise un modèle de régression multiple semblable à celui de Schweiger et McGee qui mesure la taille au moyen du logarithme de l'actif total et la variable dépendante au moyen du rapport : coût total/actif total. Il aboutit à une relation négative entre l'accroissement de la taille et la variable dépendante. Il s'est avéré, cependant, que le taux de diminution de la variable dépendante décroissait au fur et à mesure que la taille augmentait.

12. Voir : Caleb A. Smith (1955, pp. 215-217).

production. Le choix du nombre de comptes comme indice de la production se justifie par le fait que les coûts d'opérations bancaires sont à toutes fins pratiques reliés au nombre de comptes plutôt qu'à l'actif total ou au volume de dépôts. Ils partent alors d'une fonction de production à trois facteurs, linéaire dans les logarithmes, du type Cobb-Douglas :

$$\Phi_m = C K_m^\alpha L_m^\beta M_m^\delta \quad (1)$$

où :

Φ_m = représente le niveau de production de chaque type de comptes ou d'activités m

C = une constante

K = le facteur capital

L = la main-d'œuvre

M = le matériel de bureau

alors que :

α , β et δ sont des paramètres de distribution.

L'équation (1) sous-entend que l'élasticité de substitution entre chaque paire de facteurs est constante et égale à l'unité¹³. En posant E_i pour la quantité utilisée du facteur de production i , et P_i pour le prix de ce facteur, et en cherchant à minimiser sous contrainte les coûts directs (G_m) d'un niveau de production donné (Φ_m) pour chaque type de comptes ou d'activités m , on obtient :

$$G_m = \sum_{i=1}^3 E_{im} P_{im} - \lambda [C K_m^\alpha L_m^\beta M_m^\delta - \Phi_m] \quad (2)$$

où λ est un multiplicateur de Lagrange différent de zéro. L'équation (2) mène, après dérivations et transformations, à la formule de régression suivante qu'ils ont utilisée dans leurs tests empiriques :

$$G_m = C N_m^{\alpha_1} S_m^{\alpha_2} \left[\sum_{i=1}^3 W_i X_i / N_m^{\alpha_3} \right] (R_m / N_m)^{\alpha_4} W_m^{\alpha_5} B_1^{\alpha_6} B_2^{\alpha_7} B_3^{\alpha_8} B_4^{\alpha_9} B_5^{\alpha_{10}} \epsilon_m \quad (3)$$

où :

C = constante

N_m = nombre moyen de comptes dans chaque type d'activités (m)

S = solde moyen par compte

$\sum_{i=1}^3 W_i X_i / N_m$ = nombre moyen de transactions par compte, où X_i représente les diverses opérations de dépôts, retraits et

13. On aurait pu supposer, bien entendu, divers coefficients d'élasticité entre chaque paire de ces facteurs. L'hypothèse choisie par Benston (1965-a) de même que par Bell et Murphy (1968) nous paraît cependant conforme à la réalité dans le domaine bancaire, et elle est confirmée par les résultats de cette étude (voir page 14).

transits normalement effectués par compte et W_i est un indice du temps nécessaire pour effectuer chacune de ces opérations (i)

W = indice du taux de salaire

L'hétérogénéité des comptes dans chaque catégorie (m) oblige à introduire la variable $R_m N_m$ où R_m représente le nombre de comptes réguliers (i.e. non spéciaux) par type d'activités (m). Quand les comptes sont homogènes, ce rapport est égal à l'unité. Les B_i sont des variables auxiliaires introduites pour tenir compte du nombre de succursales¹⁴. Dans le cas des prêts d'affaires et à tempérament, une variable additionnelle mesurant le taux d'intérêt moyen est ajoutée au modèle pour refléter le niveau de risque de l'actif en question. De même, dans le cas des dépôts, le rapport : dépôts à terme/dépôts à vue, et dans le cas des prêts d'affaires, le rapport : prêts d'affaires/total des prêts sont ajoutés pour indiquer le degré de spécialisation de l'institution. Les rendements d'échelle sont alors déduits des valeurs que peuvent prendre les paramètres α_i : une valeur supérieure à l'unité indiquerait des déséconomies d'échelle, l'inverse pour une valeur inférieure à l'unité, et des rendements constants si α_i est égal à 1.

Un échantillon de données fournies par la Federal Reserve Bank of Boston pour les années 1959, 1960, 1961, a permis à Benston (1965 a et b) de déceler des économies d'échelle dans les huit catégories de produits (chacune reflétant un type de comptes ou une activité). Bell et Murphy (1968), de leur côté, sont arrivés à des résultats similaires dans six des huit catégories de produits, pour un échantillon un peu plus étendu de banques de Boston, New York et Philadelphie pour les années 1963, 1964 et 1965¹⁵. Plus tard, Murphy (1972) a utilisé le même modèle pour analyser un échantillon beaucoup plus grand, représentatif de presque toutes les régions des Etats-Unis. Il trouva alors que, pour l'année étudiée (1968), il n'existait pas d'économies d'échelle dans les trois activités principales, à savoir : les comptes à vue, les comptes d'épargne et les comptes de petits prêts, qui ensemble accaparent plus de 75 p.c. des coûts directs bancaires. Nous reviendrons plus loin sur cette contradiction.

L'utilisation du modèle (3) nécessite des estimations indépendantes des coûts directs de chaque type de comptes ou d'activités (m). Dans le

14. Plus précisément, si $i = 1$ jusqu'à 5, et n (le nombre de branches par banque) = 1 jusqu'à 5, on a :

$$\log B_i = \begin{cases} 1 & \text{si } i = j \\ 0 & \text{si } i \neq j \end{cases} \quad \text{pour } i = 1 \text{ jusqu'à } 4$$

$$\text{et } \log B_5 = \begin{cases} 1 & \text{si } j \geq 5 \\ 0 & \text{si } j < 5 \end{cases}$$

15. Les deux catégories d'output qui ne montrent pas d'économies d'échelle sont les dépôts à terme et le service de coffres de sécurité.

cas de certaines institutions financières, comme les Savings and Loan Associations par exemple, ces estimations sont impossibles à obtenir étant donné la nature même de leur output. En effet, certains types de comptes offerts par ces institutions ressemblent à des « produits conjoints » de sorte qu'une collinéarité entre leur nombre est inévitable. Cette difficulté a amené Benston (1970) à modifier les spécifications du modèle (3) de sorte à mesurer le niveau de production à l'aide de trois indices différents (soit le nombre de comptes de trois activités distinctes) et à effectuer la régression du coût total d'opération sur chaque indice séparément. Le modèle modifié se présente comme suit :

$$L = C N^{\alpha_1} \left(\sum_{i=1}^2 P^{\alpha_2} \right) \left(\sum_{i=1}^6 H^{\alpha_3} \right) \left(\sum_{i=1}^{10} M^{\alpha_4} \right) V^{\alpha_5} \varepsilon \quad (4)$$

où :

L = coût total d'opérations de l'institution

C = une constante

N = trois indices alternatifs du niveau de production : nombre de demandes de prêts, nombre de prêts exécutés ou nombre de comptes d'épargne en opération

P = variables correctives pour l'hétérogénéité de la composition du volume total de production

H = variables correctives pour l'hétérogénéité des comptes dans chaque catégorie

M = variables auxiliaires pour le type de structure et d'affiliation et pour le rapport des examinateurs

V = variables correctives pour les différences de coûts des facteurs de production.

En utilisant des données fournies par la Federal Home Loan Bank Board sur 3,159 associations pour la période 1962-1966, Benston trouva d'importantes manifestations d'économies d'échelle pour chacune des six années étudiées. Cependant, les économies ne semblaient pas être positivement reliées à la taille, puisque les résidus pour les petites et les grandes institutions étaient quasiment du même signe et du même ordre de grandeur.

Toutes les recherches précitées font appel à des observations d'une même période. Dans une étude sur les banques australiennes, Edgar Hatch et Lewis (1971) ont expérimenté des séries chronologiques. Cette procédure convient mal à une telle étude car elle suppose une technologie et une productivité constantes durant toute la période analysée. Comme Jones et Laudadio (1972) l'ont bien démontré, les résultats

d'une analyse « en coupe » ne se comparent pas avec ceux d'une série chronologique de données¹⁶.

PARTIE II

Il ressort clairement de ce qui précède qu'une des difficultés majeures de ce genre de recherche réside dans la définition et la mesure du volume de production, difficulté d'autant plus grande que les activités bancaires sont hétérogènes. Dans ces conditions, l'estimation du coût unitaire par type de produits devient très difficile à faire et la relation d'un tel coût avec la taille perd tout son sens étant donné que la taille reflète alors une capacité de production de multiples produits.

On pourrait surmonter ces difficultés en acceptant une répartition arbitraire, effectuée par les firmes étudiées, des coûts entre les divers groupes de produits. Une telle solution, bien qu'imparfaite, n'engendre pas de confusion en autant qu'il n'existe point d'erreur dans la détermination des coûts systématiquement liés à la taille des firmes. Quant à la relation du coût unitaire ainsi calculé avec la taille de la firme elle n'est défendable que si la composition de la production demeure relativement constante quand varient coûts et tailles.

Une seconde difficulté importante tient à l'estimation du coût total de production. En théorie, le coût moyen devrait inclure le coût d'opportunité du capital et des autres facteurs de production s'il y a lieu. En pratique, les données de coûts fournies par les entreprises représentent des estimés comptables n'incluant pas de tels coûts d'opportunité¹⁷.

Pour surmonter cette difficulté, on pourrait tout simplement utiliser, à l'instar de Friedman (1955), le revenu total moyen comme mesure du coût moyen. Bien qu'expéditive, cette solution embrouillerait la comparaison coût-production en introduisant dans les coûts une rente économique qui dépend non pas de la taille mais plutôt de la localisation de la caisse¹⁸. Pour cette raison, il serait plus avantageux, quoique plus laborieux, de n'utiliser que les dépenses pour mesurer le coût de la production et de les estimer à partir des données comptables.

Finalement, il importe de s'assurer que nos observations représentent effectivement diverses relations de coûts par rapport à l'activité de production et non des points d'équilibre entre l'offre et la demande.

16. E. Baltensperger (1972) suggère que l'analyse des économies d'échelle soit intimement liée à l'analyse du risque des opérations bancaires, puisque selon lui, le risque varie inversement avec la taille. Bien qu'intéressante, cette idée ne cadre pas avec les preuves empiriques existantes. En effet, comme l'a démontré Kaufman (1972) les dépôts varient plus dans les grandes banques que dans les petites banques, quand on les mesure au jour le jour. Par contre, pour des intervalles plus longs, on peut observer le phénomène inverse.

17. Il est même raisonnable de penser qu'il existerait des différences systématiques de ces coûts comptables en rapport avec la taille.

18. Voir : George J. Benston (1965-a).

Dans le cas des institutions bancaires et parabancaires, cette vérification est très simple à faire. En effet, toutes les études effectuées sur le marché des services bancaires tant aux États-Unis qu'au Canada (Katona, G., 1957 ; Moore, P.W., 1963 ; Kreps, C.H., Jr., 1965 ; Johnson, H.L., 1966 ; Stiles, L.A., 1967 ; Kaufman, G.G., 1967 a et b ; Bowers, R.D., 1969 ; Staats, W.F., 1969 ; Gagnon, J.-M., Khoury, N.T. et Asselin, L.-M. 1972) ont clairement démontré que le niveau de production de ces institutions est surtout déterminé par la demande finale et non par les coûts d'opérations¹⁹. Autrement dit, les différents niveaux de production observés dans le cas des caisses peuvent être attribués principalement à l'état de la demande. Ceci nous permet donc de considérer la production comme exogène, et de croire que nos données reflètent réellement une fonction de coût.

PARTIE III

Pour les besoins de la présente étude, l'activité des caisses populaires du district de Québec a été répartie en quatre composantes distinctes, à savoir : l'épargne avec opérations, l'épargne à terme, l'épargne stable et le capital social. Cette répartition de l'activité en plus de la subdivision de l'échantillon qui sera introduite plus loin dans le texte, fait que chaque type de comptes représente un produit homogène. Il n'a pas été jugé nécessaire de faire une catégorie spéciale pour les prêts, étant donné que les comptes d'épargne avec opérations comprennent les activités de prêts²⁰. Les données dont nous disposons démontrent que les proportions relatives de ces quatre types de comptes ne varient pas sensiblement avec la taille de la caisse²¹. Ceci justifie la comparaison entre le coût moyen par type de comptes et les diverses tailles des caisses populaires.

L'estimation du coût total de production a nécessité un détour. Nous avons procédé en premier au calcul d'un revenu total normalisé pour chaque caisse de l'échantillon afin d'exclure toute influence systématique du taux de l'intérêt. Le revenu normalisé a été ensuite réduit de la somme des revenus divers (non reliés aux quatre activités précitées), de l'impôt, des ristournes aux membres et du revenu net transféré au patrimoine. Le chiffre ainsi obtenu représente, à notre avis, le plus fidèlement possible le coût total de production pour les caisses tel que nous l'avons ci-dessus défini.

19. Ceci provient du fait que les services bancaires constituent principalement un produit de convenance.

20. En effet, quand la caisse accorde un prêt elle crédite le montant au compte d'épargne avec opérations du client.

21. En effet, l'Union régionale des Caisses populaires du district de Québec a établi les proportions que doit représenter chaque type de comptes dans le total des dépôts, et veille à ce que les caisses de son territoire ne s'éloignent pas trop de cette norme, et ce pour des raisons de rentabilité.

Les données de l'étude sont tirées des rapports financiers d'un échantillon de 128 caisses du district de Québec pour l'année 1973. L'échantillon n'est cependant pas homogène du point de vue technologique. En effet, certaines caisses, surtout celles qui ont moins de 1,500 membres, adoptent des méthodes d'opérations manuelles alors que d'autres utilisent le télétraitement, en plus d'encourir des dépenses de nature différente. Il est donc préférable, dans ces conditions, de subdiviser l'échantillon global par niveau technologique. Pour les fins de l'analyse, on utilisera la subdivision suivante : caisses ayant moins de 1,500 membres opérant sans télétraitement, caisses ayant plus de 1,500 membres opérant sans télétraitement, et caisses ayant plus de 1,500 membres avec télétraitement depuis plus d'un an ²². Le premier groupe se trouve ainsi composé presque exclusivement des caisses rurales, alors que les deux autres englobent des caisses urbaines. En plus de corriger l'hétérogénéité technologique, cette subdivision a aussi l'avantage de corriger les différences marquées dans l'expertise de l'administration et dans les coûts des facteurs de production entre les caisses urbaines et rurales et de renforcer l'homogénéité du produit à l'intérieur de chaque type de comptes.

Le tableau 1 reproduit le coût moyen par type de comptes pour les caisses ayant moins de 1,500 et plus de 1,500 membres. Pour les fins de ce tableau, le coût total de production a été réparti entre les divers types de comptes comme suit : 45 p.c. à l'épargne avec opérations, 15 p.c. à l'épargne stable, 30 p.c. à l'épargne à terme et 10 p.c. au capital social. Cette répartition qui nous a été fournie par l'Union

TABLEAU 1
COÛTS MOYENS AJUSTÉS PAR CATÉGORIE DE CAISSES
ET TYPE DE COMPTES
(en dollars)

Type de comptes	Caisses ayant moins de 1,500 membres	Caisses ayant plus de 1,500 membres
Comptes de capital social	7.90	9.21
Comptes d'épargne avec opérations	35.66	42.01
Comptes d'épargne stable	1,955.37	1,255.25
Comptes d'épargne à terme	1,338.59	1,239.07

22. Les caisses ayant eu le télétraitement depuis moins d'un an ont été éliminées de l'échantillon étant donné que cette technologie nécessite une période d'adaptation allant jusqu'à un an. Une preuve empirique supplémentaire sur le bien-fondé de cette élimination est fournie par D.L. Daniel, W.A. Longbrake, et N.B. Murphy (1973).

régionale des Caisses populaires du District de Québec ne varie que très peu avec la taille et l'automatisation des caisses. Comme on pouvait s'y attendre, le tableau 1 montre que le coût moyen des deux catégories de caisses ayant moins ou plus de 1,500 membres diffère. Cette différence de coûts peut être attribuée à des différences de taille et/ou de technologie.

Le tableau 2 présente les résultats d'une analyse de variance du coût moyen de chaque type de comptes pour les deux catégories de caisses ci-haut mentionnées, à savoir : celles ayant moins de 1,500 membres et celles ayant plus de 1,500 membres. La seconde catégorie est subdivisée en deux sous-groupes : les caisses qui ont le télétraitement depuis plus d'un an et celles qui ne l'ont pas du tout, afin d'étudier l'influence de cet élément technologique. Les résultats du tableau indiquent clairement qu'il existe une différence significative entre le niveau du coût moyen des deux catégories de caisses (colonne 1 versus colonnes 2 et 3) et ce pour chaque type de comptes. Mais, la subdivision selon le télétraitement (colonne 2 versus colonne 3) ne reflète de différence significative dans les coûts moyens par type de comptes que dans le cas des comptes d'épargne stable et à terme. Cette dernière constatation peut signifier qu'il n'existe point d'économies d'échelle associées au télétraitement surtout pour les deux premiers types de comptes. L'analyse de régression qui sera présentée sous peu devrait nous aider à vérifier l'exactitude de cette observation.

Pour les besoins de l'analyse de régression, nous avons retenu comme variable dépendante, le coût total de production des quatre types de comptes. Cependant, l'étude de Benston (1970) sur les Savings and Loan Associations, de même que l'analyse de la clientèle et du mode de fonctionnement des caisses populaires du District de Québec, porteraient à croire qu'il existe, à priori, un certain degré de collinéarité entre la plupart des caractéristiques des comptes dans les quatre catégories définies précédemment. Pour vérifier cette hypothèse, la matrice de corrélation pour les quatre types de comptes a été calculée. Comme on pouvait s'y attendre, une assez forte association existe entre les principales caractéristiques des divers types de comptes. Tout particulièrement, le nombre de comptes de l'épargne avec opérations est presque toujours identique à celui du capital social et il est fortement et positivement corrélé à celui de l'épargne stable et de l'épargne à terme. D'un autre côté, la subdivision de l'échantillon en trois catégories de caisses réduit le nombre de degrés de liberté de telle sorte qu'on ne peut régresser le coût total sur les variables explicatives des quatre types de comptes à la fois. Pour toutes ces raisons, il nous paraît opportun de représenter la production totale des caisses par le nombre de comptes d'épargne avec opérations.

TABLEAU 2

ANALYSE DE VARIANCE PAR CATÉGORIE DE CAISSES
ET PAR TYPE DE COMPTES

	Caisses ayant moins de 1,500 membres, sans télétraitement (1)	Caisses ayant plus de 1,500 membres, sans télétraitement (2)	Caisses ayant plus de 1,500 membres et opérant avec télétraitement depuis plus d'un an (3)
	Comptes de capital social		
Nombre d'observations	42	34	52
Coût moyen ajusté	7.8998	8.5240	9.8114
Ecart-type	3.9717	2.3208	2.8503 F = 4.5194** 2,125
	Comptes d'épargne avec opérations		
Nombre d'observations	42	34	52
Coût moyen ajusté	35.6550	39.9302	43.3796
Ecart-type	9.6049	11.7576	9.6838 F = 6.6008** 2,125
	Comptes d'épargne stable		
Nombre d'observations	42	34	52
Coût moyen ajusté	1955.3704	1649.9753	997.1494
Ecart-type	1210.1311	1443.5762	437.7859 F = 10.1895** 2,125
	Comptes d'épargne à terme		
Nombre d'observations	42	34	52
Coût moyen ajusté	1338.5923	1574.4966	1019.7664
Ecart-type	638.0696	1651.5969	650.7292 F = 3.2178** 2,125

** Significatif au seuil de 5%.

A la lumière de ce qui précède, nous pouvons formuler notre modèle de régression logarithmique à l'instar de Benston (1970) de la façon suivante :

$$Y = C N^{\alpha_1} S^{\alpha_2} O^{\alpha_3} W^{\alpha_4} \epsilon$$

où :

Y = le coût total de production de la caisse

C = une constante

N = le nombre de comptes d'épargne avec opérations

S = le solde moyen du compte d'épargne avec opérations

O = le nombre moyen d'opérations du compte d'épargne avec opérations

W = le salaire annuel moyen ²³

Le modèle exprimé par l'équation (5) permet de mesurer les économies d'échelle associées à l'utilisation du télétraitement. Cependant, une analyse de régression effectuée sur l'ensemble de l'échantillon expliquerait incorrectement la réalité ²⁴. Deux possibilités s'offrent alors : effectuer des régressions séparées pour chaque catégorie de caisses, ou effectuer une seule régression sur l'ensemble de l'échantillon en utilisant des variables auxiliaires devant chaque variable et la constante afin de distinguer entre les trois catégories de caisses. En réalité, les deux possibilités s'équivalent ; cependant, la seconde méthode convient mieux aux comparaisons inter-catégories. Etant donné que la présente étude n'a pas comme objectif principal de comparer les catégories de caisses entre elles, l'approche des régressions séparées a été retenue.

Le tableau 3 donne les coefficients d'élasticité des quatre variables de notre modèle, et ce pour le compte d'épargne avec opérations dans chaque catégorie de caisses. Il ressort de ces résultats que le compte d'épargne avec opérations est sujet à des déséconomies d'échelle quant au nombre de comptes (N) dans la première catégorie de caisses (colonne 1) et à des rendements constants dans les deux autres catégories (colonnes 2 et 3). Pour ce qui est du solde moyen par compte (S), il existe des économies d'échelle dans la deuxième et troisième catégories de caisses, mais dans la première catégorie les rendements sont constants. Le nombre moyen d'opérations par compte (O) de même que le salaire annuel moyen (W) ne semblent pas, d'après la valeur du bêta, avoir une influence significative sur les variations du coût total.

23. L'inclusion de W dans ce modèle empêche les différences systématiques du salaire des employés d'influencer les résultats.

24. En effet, la régression se rattache à l'étude du comportement de la moyenne estimée de la variable dépendante. Par conséquent, si l'échantillon est composé de deux groupes hétérogènes, la moyenne n'est plus représentative d'aucun de ces groupes. Il est aussi à noter que D.L. Daniel, W.A. Longbrake et N.B. Murphy (1973) arrivent à la même conclusion à la suite de l'analyse de leur échantillon.

TABLEAU 3

RÉSULTATS DE L'ANALYSE DE RÉGRESSION
POUR LE COMPTE D'ÉPARGNE AVEC OPÉRATIONS

	Caisses ayant moins de 1,500 membres, sans télétraitement	Caisses ayant plus de 1,500 membres, sans télétraitement	Caisses ayant plus de 500 membres et opérant avec télétraitement depuis plus d'un an
	(1)	(2)	(3)
	# d'observations = 42	# d'observa- tions = 34	# d'observa- tions = 52
N	Paramètre	1.3383**	1.0143
	t	13.3686	9.9756
	Bêta	0.9261	0.8624
S	Paramètre	0.9511	0.6626*
	t	10.0605	3.2024
	Bêta	0.7052	0.3240
O	Paramètre	-0.0008	-0.0519
	t	-0.0082	-0.4142
	Bêta	-0.0005	-0.0416
W	Paramètre	0.2028	0.0807
	t	1.5429	0.7381
	Bêta	0.1025	0.0705
C	Constante	-5.9052	-0.6233
	(log.) t	-4.6249	0.7632
	R ² ajusté	0.8492	0.7876
	Statistique F	59.9692	31.8817
<i>Autocorrélation</i>			
	Résidus positifs	22	17
	Résidus négatifs	20	17
	Nombre de séquences	23	16
	Moyenne	21.95	18
	Ecart-type	3.170	2.87
<i>Hétéroscédasticité</i>			
	Résidu carré moyen	.0475	.0699
	Statistique d'Hartley	1.7338	.0402

* Coefficient significativement différent de 1 au seuil de 10%.

** Coefficient significativement différent de 1 au seuil de 5%.

Finalement, le coefficient de détermination de même que la statistique F indiquent que le modèle explique très bien l'évolution des coûts pour les trois catégories de caisses.

Les termes d'erreur dans toutes les régressions effectuées se conforment à l'hypothèse d'homoscédasticité. Le test des séquences indique, au seuil de 5 p.c., que les changements de signes dans les résidus sont aléatoires. De plus, les graphiques des résidus confirment l'absence d'auto-corrélation dans ce cas. De plus, notre objectif principal étant l'analyse des paramètres, nous nous sommes surtout intéressés à leur stabilité et, en reprenant les tests avec des échantillons réduits, nous avons pu nous en assurer.

Ainsi dans les comptes d'épargne avec opérations, qui accaparent 45 p.c. des dépenses d'opérations²⁵, l'accroissement du nombre de comptes n'engendre aucune économie d'échelle, même si l'on fait appel au télétraitement²⁶. Par contre, l'accroissement du solde moyen par compte entraîne des économies d'échelle ; mais comme la valeur du bêta l'indique, l'importance de cette variable est de loin inférieure à celle de la précédente. A première vue, ces résultats paraissent pour le moins surprenants. Ils s'expliquent quand on sait que tous les terminaux sont en location et que leur loyer comprend un montant mensuel fixe par terminal plus une prime annuelle qui dépend du nombre de comptes d'épargne avec opérations²⁷. De plus, le type de terminaux utilisés fait que leur nombre est lui-même proportionnel au nombre de comptes d'épargne avec opérations²⁸. Dans ces conditions, le coût du système de télétraitement n'est pas fixe et ne peut être étalé sur un volume de production plus grand à mesure que les caisses utilisent plus intensivement cet équipement. Les économies d'échelle potentielles sont accaparées en bonne partie par la compagnie locatrice des installations.

Cette constatation est d'une importance capitale pour notre étude et mérite, par conséquent, un examen plus approfondi. En effet, il serait intéressant de vérifier si c'est le fait de lier la prime annuelle ou plutôt

25. Tel qu'indiqué précédemment, cette observation est fondée sur les statistiques compilées par l'Union régionale des Caisses populaires du district de Québec.

26. Il est intéressant de noter ici que D.L. Daniel, W.A. Longbrake et N.B. Murphy (1973) ont trouvé dans leur échantillon de 967 banques d'importantes manifestations d'économies d'échelle dans les opérations des dépôts à vue bancaires, associées à l'usage de l'ordinateur, surtout quand le nombre de comptes à vue dépasse le seuil de 10,600 comptes.

27. En principe, la prime annuelle est fonction du nombre de folios. Or, à un folio ne correspond qu'un seul compte d'épargne avec opérations et de capital social, alors qu'il peut englober plusieurs variétés de comptes d'épargne stable ou à terme. De plus, l'ouverture d'un compte d'épargne stable ou à terme nécessite l'ouverture d'un compte d'épargne avec opérations, alors que l'inverse n'est pas vrai. Il s'ensuit donc qu'à toutes fins pratiques cette prime est fonction du nombre de comptes d'épargne avec opérations.

28. En effet, le système actuel prévoit, pour des raisons technologiques sans doute, l'addition d'un nouveau terminal à chaque accroissement de folios, selon un barème établi.

le nombre des terminaux aux comptes d'épargne avec opérations qui gruge les économies d'échelle. Le tableau 4 donne, pour les 52 caisses ayant le télétraitement, les résultats des régressions effectuées avec des coûts ajustés pour écarter l'effet de la prime annuelle. Il s'avère que l'absence d'une prime annuelle n'engendre pas d'économies d'échelle ; ce qui mène à la conclusion que le fait d'accroître le nombre (et donc le loyer) des terminaux au fur et à mesure qu'augmente le nombre de comptes d'épargne avec opérations constitue la principale cause d'une absence d'économie.

Il serait opportun, à ce stade de la discussion, d'examiner l'effet de l'accroissement des quatre variables N , S , O , et W sur le coût d'opé-

TABLEAU 4

RÉSULTATS DE L'ANALYSE DE RÉGRESSION
EN UTILISANT LES COÛTS AJUSTÉS (i.e. en éliminant l'effet de la prime annuelle)
POUR LES CAISSES OPÉRANT AVEC TÉLÉTRAIEMENT DEPUIS PLUS D'UN AN

Nombre d'observations : 52		
N	Paramètre	1.0452
	t	15.0449
	Bêtas	0.9751
S	Paramètre	0.7432*
	t	5.8375
	Bêtas	0.3691
O	Paramètre	0.00779
	t	0.8638
	Bêtas	0.0526
W	Paramètre	-0.1198
	t	-1.8244
	Bêtas	-0.1084
C	Constante (log)	-0.10653
	t	-0.5640
R ² ajusté		0.8236
Statistique F.		60.6739
Autocorrélation :		
Résidus positifs		25
Résidus négatifs		27
Nombre de séquences		21
Moyenne		24.4
Ecart-type		3.59

* Significatif au seuil de 5%.

rations du compte d'épargne avec opérations au niveau de l'échantillon global. Le tableau 5 présente les résultats de la régression pertinente. En comparant ces chiffres avec ceux du tableau 3, on s'aperçoit que l'analyse de régression effectuée sur l'ensemble de l'échantillon donne une image différente de celle qu'on obtient lorsqu'on analyse chaque catégorie de caisses séparément. Ainsi par exemple, pour l'ensemble de l'échantillon, les comptes d'épargne avec opérations présentent des déséconomies d'échelle quant au nombre de comptes, alors qu'au tableau 3, on constate que de telles déséconomies ne se manifestent que dans la catégorie des caisses ayant moins de 1,500 membres. De même, les trois autres

TABLEAU 5

RÉSULTATS DE L'ANALYSE DE RÉGRESSION
POUR LE COMPTE D'ÉPARGNE AVEC OPÉRATIONS
— ÉCHANTILLON GLOBAL (128 caisses)

Nombre d'observations : 128		
<i>N</i>	Paramètre	1.1077*
	t	44.4909
	Bêtas	0.9493
<i>S</i>	Paramètre	0.8138
	t	12.3493
	Bêtas	0.2531
<i>O</i>	Paramètre	-0.0102
	t	-0.2065
	Bêtas	-0.0045
<i>W</i>	Paramètre	0.0038
	t	0.0939
	Bêtas	0.0019
<i>C</i>	Constante (log)	-1.7672
	t	-4.5700
R ² ajusté		0.9460
Statistique F.		585.8572
Autocorrélation :		
Résidus positifs		67
Résidus négatifs		76
Hétéroscédasticité :		
Résidu carré moyen		0.0576
Statistique d'Hartley		1.4715

* Significatif au seuil de 5%.

coefficients d'élasticité se comparent mal avec ceux du tableau 3. Ces constatations confirment une fois de plus l'importance de l'homogénéité technologique dans les échantillons analysés. Il est fort possible, en effet, qu'une hétérogénéité technologique entre les petites et grandes banques soit à l'origine des résultats contradictoires auxquels ont abouti quelques-unes des recherches dont nous avons fait état en première partie ²⁹.

Conclusion

On peut conclure, en premier lieu, qu'au point de vue méthodologique, l'étude de l'évolution des rendements selon la taille des institutions financières ne peut se faire qu'avec des échantillons homogènes au point de vue technologique. Cette règle de base, bien qu'elle soit intuitivement évidente, a été jusque-là ignorée par les chercheurs. Avec l'avènement du télétraitement, elle deviendra encore plus importante dans les études empiriques de ce genre. Comme nous l'avons démontré en troisième partie, l'hétérogénéité technologique de l'échantillon mène à des constatations qui cadrent mal avec la réalité.

Il ressort également de cette étude que l'utilisation de l'ordinateur n'est pas en soi une condition suffisante pour engendrer des économies d'échelle dans le secteur bancaire et para-bancaire. Dans le cas des caisses populaires du district de Québec, l'adoption du télétraitement n'a pas produit l'augmentation des rendements à laquelle on aurait pu s'attendre. L'absence d'économies est surtout attribuable au fait de lier le loyer des terminaux au nombre de comptes d'épargne avec opérations. Ainsi, les comptes d'épargne avec opérations qui accaparent 45 p.c. des coûts de fonctionnement, ont des rendements constants. Autrement dit, les économies d'échelle potentielles sont, en bonne partie, accaparées par la compagnie locatrice du système de télétraitement. Dans ces conditions, il est impossible de définir une taille optimale pour les caisses étudiées, à moins de le faire en fonction des comptes qui ne représentent pas le principal produit de ces institutions.

Les institutions financières désireuses d'adopter le système d'ordinateur devraient donc se garder, si possible, de lier le loyer des terminaux au nombre des comptes qu'elles voudraient mettre sur télétraitement. La non-observation de cette condition peut, comme on l'a démontré, annihiler les économies d'échelle associées à cette technologie.

Il importe de souligner que cette étude n'a porté que sur l'aspect financier de l'utilisation de l'informatique. Toutefois, une foule d'avantages qui ne sont pas directement comptabilisables découlent de ce système d'informatique. Parmi ceux-ci on peut mentionner la qualité et la rapidité du service aux clients, le système d'intercaisse, la mise à

29. Voir les études de Benston (1965 a et b), Bell et Murphy (1968) et Murphy (1972) résumées précédemment.

jour instantanée des folios et la disponibilité de ces informations pour les gestionnaires. Bien entendu, ces avantages d'ordre qualitatif doivent être pris en considération dans une évaluation globale du système de télétraitement.

Nabil T. KHOURY,
Université Laval (Québec).

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- ALHADEFF, D. (1954), *Monopoly and Competition in Banking*, Berkeley, chap. V et VI.
- ALHADEFF, D. (1951), « The Market Structure of Commercial Banking in the United States », *The Quarterly Journal of Economics*, LXV, pp. 62-86.
- BAIN, J.S. (1966), *Price Theory*, Cambridge, Mass., chap. 3.
- BALTENSPERGER, E. (1972), « Costs of Banking Activities — Interactions Between Risk and Operating Costs », *Journal of Money Credit and Banking*, 4, pp. 595-611.
- BELL, F. et N. MURPHY (1968), « Costs in Commercial Banking : A Quantitative Analysis of Bank Behavior and its Relation to Bank Regulation », *Research Report to the Federal Reserve Bank of Boston*, 41, chap. I, II, III, IV.
- BENSTON, G.J. (1965), « Economies of Scale and Marginal Costs in Banking Operations », *National Banking Review*, II, pp. 607-649 (b).
- BENSTON, G.J. (1970), « Cost of Operations and Economies of Scale in Savings and Loan Associations », « *Study of the Savings and Loan Industry*, (Federal Home Loan Bank Board), Washington : U.S. Government Printing Office, 677-761.
- BENSTON, G.J. (1972), « Economies of Scale of Financial Institutions », *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. IV, n° 2, mai 1972, pp. 312-341.
- BOWERS, R.D. (1969), « Businesses, Households, and their Banks », *Business Review, Federal Reserve Bank of Philadelphia*, pp. 14-19.
- CARTER, E.E. et K.J. COHEN (1967), « The Use of Simulation in Selecting Branch Banks », *Industrial Management Review*.
- DANIEL, D.L., W.A. LONGBRAKE et N.B. MURPHY (1973), « The Effect of Technology on Bank Economies of Scale for Demand Deposits », *Journal of Finance*, pp. 131-146.
- EDGAR, R.J., J.H. HATCH et M.K. LEWIS (1971), « Economies of Scale in Australian Banking, 1957-68 », *Economic Record*, 47.
- FRIEDMAN, M. (1955), « Survey of the Empirical Evidence on Economies of Scale — Comment », *Business Concentration and Price Policy — A Con-*

- ference*, National Bureau Committee for Economic Research, Princeton, New Jersey, pp. 230-238.
- GAGNON, J.-M., N.T. KHOURY et L.-M. ASSELIN (1972), « Quelques observations sur le choix d'une institution de dépôt par les ménages du Québec métropolitain », *L'Actualité Economique*, pp. 503-518.
- GRAMLEY, L. (1962), « A Study of Scale Economies in Banking », *Monthly Review*, Federal Reserve Bank of Kansas City.
- GREENBAUM, S.I. (1967), « Competitions and Efficiency in the Banking System — Empirical Research and its Policy Implications », *Journal of Political Economy*, 75, pp. 461-479.
- GREENBAUM, S.I. (1966), « Costs and Production in Commercial Banking », *Monthly Review*, Federal Reserve Bank of Kansas City, pp. 11-20.
- HORVITZ, P. (1963), « Economies of Scale in Banking », *Private Financial Institutions*, Commission on Money & Credit, Englewood Cliffs, New Jersey, pp. 1-54.
- JOHNSON, H.L. (1966), « Commercial Bank Markets : A Case Study », *Business and Government Review*, VII, pp. 15-21.
- JONES, J.C.H. et L. LAUDADIO (1972), « Economies of Scale in Australian Banking : A Comment », *Economic Record*, 48, pp. 570-574.
- KATONA, G. (1957), *Business Looks at Banks*, Ann Arbor, Michigan.
- KAUFMAN, G.G. (1967), *Business Firms and Households View Commercial Banks : A Survey of Appleton, Wisconsin*, Monograph, Federal Reserve Bank of Chicago, (a), pp. 1-78.
- KAUFMAN, G.G. (1967), *Customers View Bank Markets and Services : A Survey of Elkhart, Indiana*, Monograph, Federal Reserve Bank of Chicago, (b), pp. 1-120.
- KAUFMAN, G.G. (1972), « Deposit Variability and Bank Size », *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, VII, pp. 2087-2096.
- KOCH, J.V. (1974), *Industrial Organization and Prices*, Englewood Cliffs, New Jersey, pp. 87-121.
- KREPS, C.H. Jr. (1965), *Character and Competitiveness of Local Banking : A Summary*, Monograph, Federal Reserve Bank of Richmond, Virginia.
- LUTTRELL, C.R. et W.E. PETTIGREW (1966), « Banking Markets for Business Firms in the St. Louis Area » *Review*, Federal Reserve Bank of St. Louis, pp. 9-12.
- MOORE, P.W. (1963), « An Outline of 12 Ways to Determine Branch Locations », *Banking*, pp. 48-49 et 117-126.
- MURPHY, N. (1972), « A Reestimation of the Benston-Bell-Murphy Cost Functions for a Larger Sample with Greater Size and Geographic Dispersion », *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, VII, pp. 2097-2105.
- SCHERER, F.M. (1970), *Industrial Market Structure and Economic Performance*, Chicago, Illinois, pp. 77-103.
- SCHWEIGER, I. et J.S. MCGEE (1961), « Chicago Banking », *Journal of Business*, XXXIV, pp. 203-366.

- SMITH, C.A. (1955), « Survey of the Empirical Evidence on Economies of Scale », *Business Concentration and Price Policy — A Conference*, Princeton, New Jersey, pp. 213-230.
- STAATS, W.F. (1969), « Corporate Treasurers and their Depositories », *Business Review*, Federal Reserve Bank of Philadelphia, pp. 9-13.
- STILES, L.A. (1967), « Businesses View Banking Services : A Survey of Cedar Rapids, Iowa », *Monograph*, Federal Reserve Bank of Chicago, pp. 1-58.