

CAHIER D'ETUDES WORKING PAPER

N° 3

ECONOMIES D'ECHELLE, ECONOMIES DE DIVERSIFICATION ET EFFICACITE PRODUCTIVE DES BANQUES LUXEMBOURGEOISES:

UNE ANALYSE COMPARATIVE DES FRONTIERES
STOCHASTIQUES SUR DONNEES EN PANEL

par Abdelaziz ROUABAH
Mars 2002



BANQUE CENTRALE DU LUXEMBOURG

CAHIER D'ETUDES WORKING PAPER

N° 3

**ECONOMIES D'ECHELLE, ECONOMIES DE DIVERSIFICATION ET
EFFICACITE PRODUCTIVE DES BANQUES LUXEMBOURGEOISES:**

UNE ANALYSE COMPARATIVE DES FRONTIERES
STOCHASTIQUES SUR DONNEES EN PANEL

par Abdelaziz ROUABAH
Mars 2002

BANQUE CENTRALE DU LUXEMBOURG

© Banque centrale du Luxembourg, 2002

Adresse : 2, Boulevard Royal - L-2983 Luxembourg
Téléphone : (+352) 4774 - 1
Télécopie : (+352) 4774 - 4901
Internet : <http://www.bcl.lu>
E-mail : sg@bcl.lu
Télex : 2766 IML LU

Les photocopies à usage éducatif et non commercial sont autorisées si la source est citée.

Economies d'échelle, économies de diversification et efficacité productive des banques luxembourgeoises: une analyse comparative des frontières stochastiques sur données en panel*.

par Abdelaziz ROUABAH**

Résumé

Dans cette contribution, nous tentons de mener une analyse comparative sur l'efficacité productive et sur les économies d'échelle et de variété dans l'exercice de l'activité bancaire. La technique retenue est celle des frontières stochastiques. La période étudiée (1995-2000) correspond à celle d'une grande transformation de l'espace bancaire européen et à une concurrence revivifiée dans ce secteur. Les résultats que nous obtenons nous conduisent à conclure que les banques luxembourgeoises de notre échantillon ne présentent pas de grands problèmes d'inefficacité et que la source de cette performance s'explique, en partie, par des variables indépendantes de la fonction des coûts et du processus technologique. Par ailleurs, nous nous interrogeons sur les caractéristiques du processus technologique des banques (rendements d'échelle et de gamme). Dans ce cadre, les estimations des élasticités d'échelle écartent la présence de telles économies. Quant aux économies de variété, les tests économétriques menés ne nous permettent pas, en général, de rejeter avec certitude la présence de sub-additivité de coûts pour les trois couples de produits (dépôts-crédits, crédits-titres et dépôts-titres).

Abstract

This study analyses productive efficiency in banking and scale and scope economies using stochastic frontier analysis. The European banking sector underwent great changes during the period under study (1995-2000), featuring a marked increase in competition. Empirical results suggest that Luxembourg-based banks in our sample are relatively efficient and that their good performance can in part be explained by independent variables in the cost function and by technological progress. Estimated scale elasticities do not provide evidence in favour of economies of scale. However, test results generally cannot reject the existence of cost-complementarities across the following output pairs: deposits-loans, loans-securities, and deposits-securities.

Mots Clés: X-efficiency; Stochastic Cost frontier; Banking; Panel data.

Classification JEL: G21, D21, C23.

* Ce document de travail n'engage que son auteur. Les opinions émises doivent être considérées comme propres à l'auteur et ne reflètent aucunement celles de la Banque centrale du Luxembourg.

Je tiens à remercier les personnes suivantes pour leur aide précieuse:

M. Paolo Guarda** : assistance technique et économétrique.

Mariette Thilges, Lucia Mengoni, Elvire Trierweiler et Serge Pentori** : collecte des données.

** Montary, Economic and Statistics Department

E-mail: mes@bcl.lu

Table des matières

	Page
Introduction	7
1. Méthodologie	10
1.1 Concepts et mesure de l'efficacité (X-efficiency)	10
1.2 L'estimation des frontières	12
2. Données, approche adoptée et forme fonctionnelle	16
2.1 Deux modèles du caractère multiproduit de la firme bancaire	16
2.2 Le choix de la forme fonctionnelle de la production bancaire	17
2.3 Description des données de l'échantillon et des variables utilisées	17
3. Résultats	23
3.1 Les paramètres estimés	24
3.2 Les degrés d'X-efficiency estimés	26
3.3 Facteurs explicatifs de l'efficacité	28
3.3.1 Les facteurs endogènes	28
3.3.2 Les facteurs environnementaux	29
3.4 Economies d'échelle et de variété	32
3.4.1 Les économies d'échelle	32
3.4.2 Les économies de gamme ou de variété	34
4. Conclusion	37
Bibliographie	38

Liste des tableaux

	Page
Tableau 1: Structure de l'échantillon	18
Tableau 2: Moyenne des variables par pays (1995-2000)	21
Tableau 3: Paramètres estimés de la fonction de coût translogarithmique	25
Tableau 4: Degré d'efficacité des banques	26
Tableau 5: Relation Efficacité – Variables socio-économiques	31
Tableau 6: Economies d'échelle globales et spécifiques Premier quartile	33
Tableau 7: Complémentarités-coûts	35

Liste des graphiques

Graphique 1: Efficacité technique et allocative	11
Graphique 2: Frontière de production stochastique	14

Economies d'échelle, économies de diversification et efficacité productive des banques luxembourgeoises: une analyse comparative des frontières stochastiques sur données en panel.

Introduction

Depuis quelques années, les services bancaires européens, jusqu'à lors fournis principalement par des oligopoles nationaux, subissent une profonde évolution qualifiée de «dérégulation». La dérégulation comprend deux aspects liés: l'ouverture progressive du secteur à la concurrence et une redéfinition du processus de réglementation prenant en compte cette ouverture. Ces changements ont été conçus dans le but d'atteindre à la fois une libre prestation de service bancaire dans un espace «harmonisé» et une concurrence beaucoup plus vive entre les acteurs de ce secteur. Dans ce contexte, la nécessité de maîtriser les coûts de production a conduit à une vague de fusions et d'acquisitions dans l'industrie bancaire. Ces restructurations sont justifiées souvent par trois types d'économies possibles: les économies d'échelle liées à l'élargissement de la taille du marché et à l'augmentation du niveau de la production, les économies de variété induites par la diversité de la gamme des produits offerts, et enfin, la baisse des coûts liée à l'amélioration de l'efficacité productive (X-efficiency) par la réorganisation des structures.

En effet, devant la perspective d'opérer sur un marché plus vaste et d'une probable croissance des besoins financiers privés et publics, les décideurs des établissements financiers ont réagi comme si les rendements d'échelle étaient croissants, comme si les économies de production jointe (économies de gamme) étaient substantielles et que les alliances par fusion-acquisitions représentaient une source d'amélioration de l'efficacité productive des banques.

Pourtant, dans un espace bancaire «harmonisé», il est difficile d'échapper à la fois aux interrogations soulevées par la problématique des économies d'échelle, des économies de variété et du lien entre la taille et le degré d'efficacité productive. En effet, une multitude de facteurs exogènes au processus technologique et propres à chaque pays (structure du marché, climat socio-économique, cycles économiques,...) sont susceptibles d'influencer, par divers canaux, la structure des coûts des établissements bancaires et par là même, leur performance. L'intégration de ces variables conduirait probablement à relativiser les gains relatifs à la taille et à la synergie des activités bancaires.

En Europe, comme l'a souligné U. Muldur (1991)¹, la politique de concurrence telle qu'elle est suggérée par le paradigme «structure-comportement-performance» n'a jamais été vraiment appliquée dans le secteur bancaire. Les autorités européennes de contrôle ont été

¹ Muldur, U. (1991): Echelle et gamme dans les marchés bancaires nationaux et globaux, Revue d'économie financière, n° 17, pp.167-196.

plus tolérantes que d'autres pays de l'OCDE envers la concentration et la diversification des activités bancaires. Les arguments économiques relatifs à la faible taille des marchés nationaux, la nécessité d'avoir des grandes banques capables de mobiliser des capitaux importants pour satisfaire les besoins financiers des économies locales et européennes l'ont toujours emporté sur la structure du marché bancaire. Ainsi, la politique de «champions nationaux» encouragée par le processus de déréglementation facilite la croissance interne et externe des banques; mais en l'absence d'économies d'échelle et de variété, la continuité d'un tel processus risque d'affecter négativement l'efficacité productive des banques ainsi que la stabilité du système bancaire dans son ensemble.

Les caractéristiques environnementales et/ou socio-économiques sont susceptibles de diverger de manière significative d'un pays à l'autre et pourraient avoir un impact, à travers de multiples canaux, sur le degré d'efficacité productive des banques (Berger et Humphrey, 1997)² et par là même, sur la structure des marchés bancaires. A titre d'exemple, l'importance des capitaux propres, les différences du revenu par tête et/ou la densité de la population et le degré de concentration peuvent amplifier la demande de certains produits bancaires et améliorer le degré d'efficacité des banques. C'est pourquoi l'explication des degrés d'efficacité exige l'incorporation de conditions environnementales spécifiques à chaque pays. Par ailleurs, l'intégration de variables spécifiques dans l'analyse permet de vérifier, comme l'avaient relevé M. Dietsch et A. Lozano-Vivas (2000)³ pour la France et l'Espagne sur la période 1988-1992, le degré de similitude de la technologie bancaire.

Dans cette étude, la méthode des frontières stochastiques, appliquée à une fonction de coût translogarithmique multi-produits, a été adoptée afin de comparer l'efficacité des banques en introduisant des variables, en partie endogènes à la banque, intervenant directement dans le processus technologique de celle-ci. Plusieurs études ont utilisé cette spécification pour l'analyse de la technologie bancaire (Ferrier et Lovell, 1990, Mester, 1993, 1996, Berger et Mester, 1997, Berger et Humphrey 1997, Dietsch et Lozano, 2000). Toutefois, leurs mesures de l'efficacité ignorent la prise en compte de certaines variables décisionnelles, endogènes à la banque, et qui sont dépendantes du processus technologique de chaque établissement. Notre contribution consiste en l'intégration de ces variables dans l'estimation des frontières.

Par la suite, nous étendons cette spécification à l'estimation des économies d'échelle et de variété. Dans ce cadre, notre apport consiste à la fois en la détermination de deux types d'économie par une fonction frontière et non pas par une fonction moyenne, mais aussi en l'évaluation des économies d'échelle et de variété au point de production moyen à chaque catégorie de banques. L'avantage de cette démarche est d'éviter la prise en compte de la production moyenne de l'ensemble de l'échantillon comme point de référence au calcul des économies de dimension et de diversification. Ainsi, il est possible de comparer la production effective de chaque banque avec celle qui correspondrait à sa frontière, c'est-à-dire au niveau de production pour lequel les coûts sont les plus bas.

2 Berger, A.N. and Humphrey, D.B. (1997): Efficiency of financial institutions: International survey and directions for future research. *European Journal of Operational Research* 98 (2), pp. 175-212.

3 M. Dietsch and A. Lozano-Vivas (2000): How the environment determines banking efficiency: A comparison between French and Spanish industries, *Journal of Banking and Finance* 24, pp. 985-1004.

L'échantillon utilisé comprend 306 banques opérant dans six pays européens (Belgique, Allemagne, Luxembourg, France, Royaume-Uni, Suisse) pour la période 1995-2000. Les données sont issues d'une base de données construite à partir de 1414 rapports annuels collectés auprès des banques. L'intérêt de cette démarche est de permettre une exploitation de données plus récentes que celles d'autres bases de données utilisées dans les études citées précédemment.

Le texte est organisé de la façon suivante: dans la première section, on aborde l'ensemble des aspects méthodologiques relatifs à la mesure et à l'estimation économétrique de l'efficacité; la section 2 est consacrée à la description de l'échantillon et à celle des principales variables utilisées; les résultats des estimations sont présentés dans la section 3 où nous nous livrons à la fois à des comparaisons internationales du degré d'efficacité, à l'explication des écarts observés entre pays et entre banques de tailles différentes et des commentaires sur les estimations des économies d'échelle et de variété; enfin dans la dernière section nous présentons nos conclusions.

1. Méthodologie

Depuis l'apparition des travaux fondateurs de Koopmans (1951) et Debreu (1951) sur l'analyse de l'activité productive, une large littérature a été développée sur les spécifications et les estimations des frontières de production et de coûts, mais aussi sur la mesure du degré d'efficacité productive des firmes.

1.1 Concepts et mesure de l'efficacité (X-efficiency)

Le concept d'X-efficiency, introduit par Leibenstein (1966), est fondé sur l'observation que les organisations n'exploitent pas leurs ressources de façon optimale. En effet, des entreprises en apparence identiques peuvent parvenir à des résultats inégaux en termes de productivité même si elles disposent de la même technologie et de la même combinaison des facteurs de production. Il s'ensuit que les entreprises n'opèrent pas seulement sur les points efficaces situés le long de la frontière de l'ensemble de production. Leibenstein a expliqué ce phénomène par l'existence d'un input X distinct des facteurs traditionnels (capital et travail) et qui reflète la qualité de l'organisation ou de la gestion des ressources.

S'il est difficile d'observer le niveau de l'input X, il est possible de l'approcher par le concept d'X-efficiency. Ceci consiste à situer l'activité d'une entreprise par rapport à la frontière efficace, qu'elle soit de production ou de coût. Ainsi, pour une combinaison d'input donné, le degré d'X-efficiency est le ratio entre le niveau de production observé et le maximum possible. Ceci peut être formulé de la manière suivante:

Considérons un vecteur d'outputs $Q = (q_1, \dots, q_m) \in R_+^m$ réalisé au moyen d'un vecteur d'inputs $X = (x_1, \dots, x_n) \in R_+^n$. L'ensemble de production Y est défini par la totalité des couples de vecteurs (X, Q) qui sont réalisables avec une technologie donnée. Il est défini par:

$$Y = \{(X, Q) \in R_+^{m+n} \mid (X, Q) \text{ est réalisable}\},$$

L'adjectif «réalisable» fait référence au fait que les volumes énoncés des outputs peuvent être obtenus par la firme en question lorsqu'elle met en œuvre les montants énoncés des inputs. Ainsi, à un niveau d'output donné, le vecteur Q^0 a un ensemble image qui est sa section en inputs:

$$X(Q^0) = \{X \mid (X, Q^0) \in Y\}$$

Etant donné le vecteur d'output Q^0 , la frontière efficace de la section en input $X^*(Q^0)$ est le sous-ensemble défini par:

$$X^*(Q^0) = \{X \mid X \in X(Q^0), \lambda X \notin X(Q^0), \forall \lambda \in [0, 1]\}$$

L'efficacité technique d'un couple (X, Q^0) appartenant à l'ensemble de production Y est mesurée par le nombre réel:

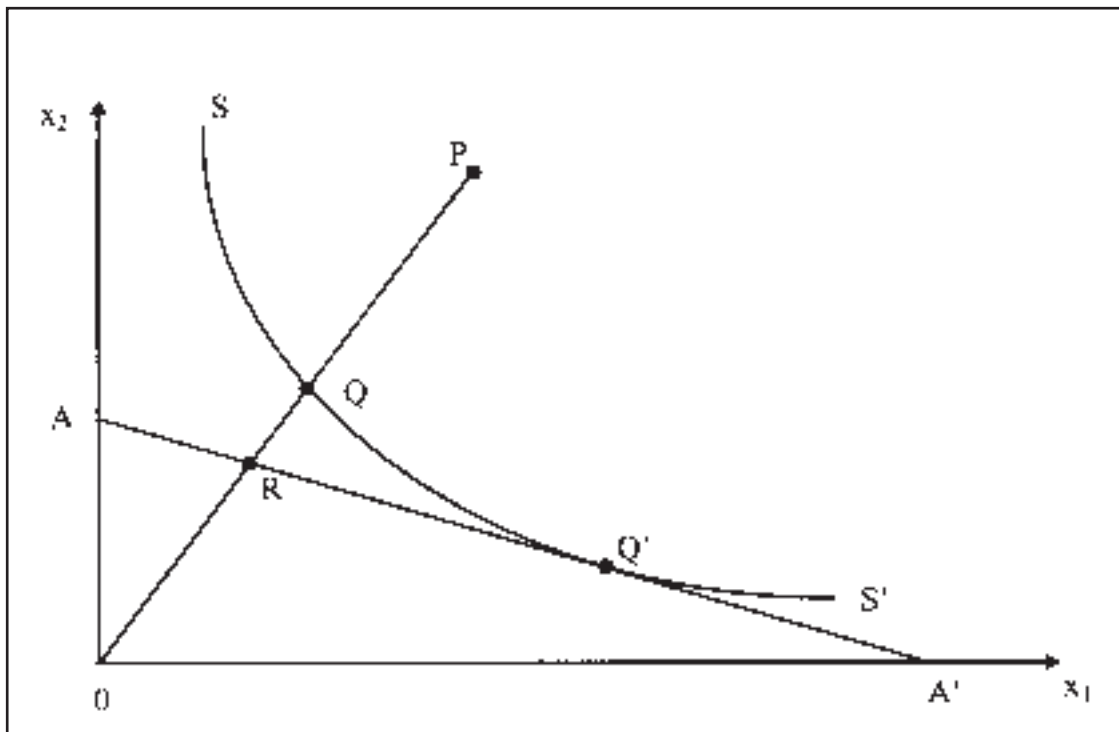
$$\lambda(X, Q^0) = \text{Min}\{\lambda / \lambda X \in X(Q)\} = \text{Min}\{\lambda / (\lambda X, Q^0) \in Y\}$$

Si le couple $(X, Q^0) \in Y$ est techniquement efficace, alors $\lambda(X, Q^0) = 1$; s'il est inefficace $\lambda(X, Q^0) < 1$. Ainsi, le degré d'efficacité est la différence entre l'efficacité maximale, c'est-à-dire l'unité, et l'efficacité observée.

L'*X*-efficiency intègre non seulement l'inefficacité technique mais aussi l'inefficacité allocative. L'*inefficacité technique* consiste en l'utilisation excessive de certains inputs, tandis que l'*inefficacité allocative* est due à la combinaison des inputs dans des proportions sub-optimales par rapport aux prix relatifs.

Le graphique 1 illustre cette distinction, pour le cas où il existe deux inputs (x_1, x_2) . L'isoquante SS' représente l'ensemble des vecteurs qui sont techniquement efficaces pour un niveau d'outputs donné. Tout point à l'intérieur de l'isoquante est techniquement inefficace pour ce niveau de production. Par exemple, au point P l'inefficacité technique est représentée par le segment QP . Il est possible de produire le même niveau d'output avec une diminution de tous les inputs dans la proportion QP/OP . Ainsi, Farrell (1957) a proposé de mesurer le degré d'efficacité technique par le rapport OQ/OP , qui varie entre zéro et l'unité.

Graphique 1: Efficacité technique et allocative



Bien qu'ils soient techniquement efficaces, tous les points sur l'isoquante ne le sont pas allocativement. Une combinaison de facteurs est dite allocativement efficace si le taux marginal de substitution technique est égal au rapport des prix des facteurs. Donc, le point Q' , déterminé par la tangente de l'isocoût AA' à l'isoquante SS' , est allocativement efficace. L'efficacité allocative des points P ou Q est mesurée par le rapport OR/OQ . Le produit des efficacités technique et allocative ($OQ/OP \cdot OR/OQ$) désigne l'*efficacité économique* (OR/OP). Elle atteint l'unité à Q' , qui représente le point de production au coût minimum.

Il faut souligner que la minimisation des coûts est une condition nécessaire, mais non suffisante à la maximisation des profits. En effet, une entreprise économiquement efficace minimise ses coûts à un niveau d'output donné, mais il est parfois possible de diminuer le coût moyen en variant le niveau de production (*économies d'échelle*) ou la composition de l'output (*économies de variété ou de gamme*). Des économies d'échelle caractérisent la situation où l'accroissement de la production diminue le coût moyen. En revanche, les économies de variété sont réalisées quand la production simultanée de plusieurs produits (ou la variation de leurs proportions) conduit à une baisse du coût moyen. Il faut noter que de telles économies sont absentes dans un marché en concurrence pure et parfaite. En effet, la présence des économies de variété est synonyme d'économie de coûts liée à une production jointe de plusieurs produits. Ainsi, une banque peut produire cette combinaison à un prix plus faible que plusieurs banques spécialisées dans la production de chacun d'eux. S'il existe une telle sous-additivité de coûts, la tarification des produits comme l'organisation de l'industrie ne peuvent répondre aux critères conventionnels de la concurrence pure et parfaite.

1.2 L'estimation des frontières

Il faut noter que la frontière de l'ensemble de production (Y), présentée plus haut, est construite de façon théorique et sur la base d'un ensemble d'hypothèses⁴, telles que la libre disposition de facteur, la convexité,... qui sont nécessaires pour sa détermination. Se pose alors le problème de l'estimation des frontières à partir de données empiriques. Deux approches différentes ont été développées: *l'approche déterministe des frontières* est fondée sur l'hypothèse selon laquelle $Pr ob\{(x_i, q_i) \in Y\} = 1$. Dans ce cadre, les méthodes d'estimation sont basées sur les techniques dites d'enveloppe. Parmi celles-ci, *la méthode DEA (Data Envelopment Analysis)*, initiée par Farrell (1957) et transformée en technique d'estimation par Charnes, Cooper and Rhodes (1978)⁵. *La méthode FDH (Free Disposal Hull)* initiée par Deprins, Simar and Tulkens (1984)⁶ et qui relâche l'hypothèse de convexité adoptée par la méthode DEA.

4 Pour plus de détail, voir Shephard, 1970: Theory of cost and production function, Princeton: Princeton University Press.

5 Charnes, A., Cooper, W.W. and Rhodes, E. (1978): Measuring the inefficiency of decision making units. European Journal of Operational Research, 2, pp. 429-444.

6 Deprins, D., Simar, L. and H. Tulkens (1984): Measuring labor inefficiency in post offices. In the Performance of Public Enterprises: Concepts and Measurements. M. Marchand, P. Pestieau and H. Tulkens (eds), Amsterdam, North-Holland, pp. 243-267.

Les frontières déterministes des ensembles de production définis par chaque méthode sont:

$$\begin{aligned} \dot{Y}_{FDW} &= \{(X, Q) \in R_+^{n+m} \mid Q \leq Q_i, X \geq X_i, i = 1, \dots, N\} \\ \dot{Y}_{DVA} &= \{(X, Q) \in R_+^{n+m} \mid Q \leq \sum_{i=1}^N \gamma_i Q_i, X \geq \sum_{i=1}^N \gamma_i X_i, \text{ avec } \sum_{i=1}^N \gamma_i = 1, \gamma_i \geq 0, i = 1, \dots, N\} \end{aligned}$$

Les méthodes déterministes ne tiennent pas compte des erreurs de mesure ou des effets aléatoires. Tout écart de la frontière est attribué à des inefficacités productives. Une seconde limite de ces méthodes tient à leur extrême sensibilité aux valeurs aberrantes⁷.

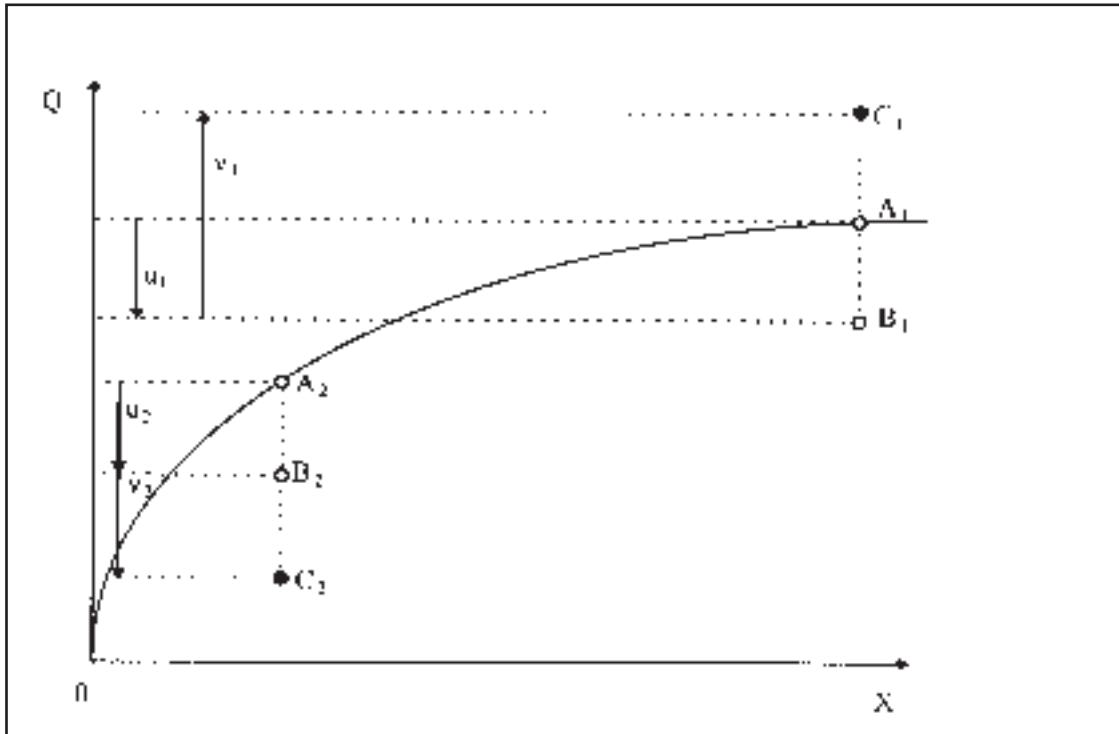
Quant aux modèles paramétriques (estimation d'une fonction de production ou de coût), les restrictions imposées à la forme de la frontière (fonctions de type Cobb-Douglas, CES, Translog) et aux données permettent à la fois de soustraire le degré d'efficacité du terme de l'erreur et l'estimation de la frontière des ensembles de production, de coûts ou de profits. Dans ce cadre, la plupart des techniques d'estimation préconisées sont basées sur la méthodologie de maximum de vraisemblance: algorithme introduit par Aigner, Lovell et Schmidt (1977) et par Meeusen et Van den Broek (1977) pour l'estimation des frontières. En outre, diverses méthodes existent pour estimer les frontières. Celle que nous utilisons est de type paramétrique. Son avantage par rapport aux méthodes non-paramétriques est d'appréhender, outre le degré d'efficacité atteint par les établissements bancaires, certaines caractéristiques du processus de production.

Selon les différentes techniques de mesure de l'X-eficiency, la frontière représente l'ensemble des points les plus efficaces. La distance de chaque observation par rapport à cette frontière représente son degré d'inefficacité. Toutefois, les observations empiriques peuvent dévier de la frontière pour deux raisons supplémentaires: d'une part, l'existence d'erreurs de mesure dans toute variable observée, et d'autre part, la présence de chocs exogènes (favorables ou défavorables). A titre d'exemple, les changements de politiques économiques et l'évolution des marchés financiers internationaux sont une source de chocs pour les établissements bancaires.

L'intégration de ces effets aléatoires par la méthode dite "frontière stochastique" se fait par la décomposition de l'erreur en deux termes: une composante d'inefficacité et une composante "d'erreur aléatoire" combinant les erreurs de mesure et les chocs exogènes. La composante aléatoire suit une distribution symétrique normale, tandis que la composante inefficacité suit une distribution asymétrique définie positivement pour une fonction de coût et négativement pour une fonction de production. Egalement appelée "modèle à erreurs composées", la méthode des frontières stochastiques permet ainsi d'estimer une fonction frontière qui tient compte simultanément de l'erreur aléatoire et d'une composante d'inefficacité spécifique à chaque entreprise. Même si les méthodes d'estimation traditionnelles tiennent compte de l'erreur aléatoire, elles estiment une fonction *moyenne* et non une fonction *frontière*. Par conséquent, elles sont incapables de décomposer l'écart entre la fonction estimée et les observations en termes d'inefficacité et d'erreur aléatoire.

7 Pour une discussion plus détaillée, voir: Simar, L., J.P. Florens et C. Cazals (2000): Nonparametric Frontier Estimation: a Robust Approach, Projet d'Action de Recherches Concertées n° 98/03-217.

Graphique 2: Frontière de production stochastique



Les caractéristiques principales du modèle à erreurs composées sont illustrées dans le graphique 2. A titre d'exemple, l'observation C_1 représente une entreprise dont l'inefficacité (u_1) est compensée par les effets d'un choc exogène favorable (v_1). L'observation du point C_1 au-delà de la frontière efficace s'explique par l'importance de la distance B_1C_1 (choc exogène favorable) par rapport à A_1B_1 (inefficacité). Par contre, l'observation C_2 représente une entreprise dont l'inefficacité (u_2) est aggravée par un choc exogène défavorable (v_2).

Pour un échantillon de firmes $i = 1, \dots, N$, la frontière des coûts efficace se définit ainsi:

$$CT_{it} = f(v_{it}, p_{it}) + e_{it} \quad \text{avec} \quad e_{it} = u_{it} + v_{it}$$

où CT représente le coût total, y_{it} le niveau des outputs, p_{it} les prix des inputs, u_{it} la mesure de l'inefficacité et v_{it} le choc aléatoire. Il faut souligner que $f(\cdot)$ peut prendre plusieurs formes fonctionnelles telles que Cobb-Douglas, CES, Translog, etc.

Par hypothèse, les v_{it} sont distribués indépendamment selon la loi normale $(0, \sigma_v^2)$, et les u_{it} sont définies positivement avec une distribution asymétrique et indépendante de celle des v_{it} . L'hypothèse la plus courante dans la littérature est que les u_{it} suivent une distribution *semi-normale* (valeur absolue d'une distribution normale $(0, \sigma_u^2)$). Stevenson (1980) a fait remarquer que l'hypothèse d'une moyenne zéro qui coïncide avec le point de troncation n'est pas fondée. Il a proposé une généralisation sous la forme d'une distribution *normale*

tronquée (valeur absolue d'une distribution normale (μ, σ_u^2)) où la moyenne μ peut être différente de zéro. Dans ce cas, la fonction de log-vraisemblance est donnée par:

$$\ln L = -\frac{N}{2} \ln \sigma^2 - \frac{N}{2} \ln 2\pi - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^N (e_i - \mu)^2 + \sum_{i=1}^N \ln \left[\Phi \left(\frac{\mu - e_i \lambda}{\sigma \lambda} \right) \right] - N \ln \left[\Phi \left(-\frac{\mu}{\sigma} \sqrt{\lambda^2 + 1} \right) \right]$$

où $e_i = CT_i - f(y_i, p_i)$, $\Phi(\cdot)$ représente la fonction de répartition d'une distribution normale (0,1),

$$\sigma^2 = (\sigma_u^2 + \sigma_v^2) \quad \text{et} \quad \lambda = \sigma_u / \sigma_v$$

Jondrow et al. (1982) ont montré que l'espérance conditionnelle du terme d'inefficacité u_i pour une distribution semi-normale, peut être calculée pour chaque observation par:

$$E(u_i | e_i) = \left[\frac{\sigma \lambda}{1 - \lambda^2} \right] \left[\frac{\phi(e_i \lambda / \sigma)}{\Phi(e_i \lambda / \sigma)} + \frac{e_i \lambda}{\sigma} \right]$$

où $\phi(\cdot)$ représente la fonction de densité d'une distribution normale (0,1).

Battese et Coelli (1988) ont généralisé cette formulation pour des données en panel sous les hypothèses d'une distribution normale tronquée et d'invariance des efficacités à travers le temps. En outre, dans le cadre d'une spécification logarithmique, l'efficacité moyenne pour chaque observation est le résultat de:

$$E[e^{u_i} | e_{i1}, e_{i2}, \dots, e_{iT_i}] = \frac{\Phi(\mu_i^* / \sigma_{u_i})}{\Phi(\mu_i^* / \sigma_{u_i})} e^{\mu_i^* / \sigma_{u_i}}$$

Avec

$$\mu_i^* = \gamma_i \mu + (1 - \gamma_i) \left(e_i \right) ; \gamma_i = 1 / (1 + \lambda / T_i) ; \sigma_{u_i}^2 = \sigma_u^2 / (1 + \lambda / T_i) \text{ et } \bar{e}_i = (1 / T_i) \sum_t e_{it}$$

Il faut souligner que dans le cas où $T_i \rightarrow \infty$, $\gamma_i \rightarrow 0$. L'expression précédente tend vers la valeur de (e_i) qui à son tour converge vers u_i .

Enfin, les travaux de Cornwell, Schmidt et Sickles (1990) d'une part et, de Battese et Coelli (1992) d'autre part, ont permis de relâcher la contrainte d'invariabilité des efficacités à travers le temps. L'une des possibilités adéquates de l'évaluation temporelle de l'efficacité sur des données en panel, proposée par ces derniers, est décrite par la spécification ci-dessous:

$$u_{it} = (u_i \exp(-\eta(t-T))) \text{ où } \eta \text{ représente le paramètre de la régression à estimer.}$$

2. Données, approche adoptée et forme fonctionnelle

2.1 Deux modèles du caractère multiproduit de la firme bancaire

On peut appréhender les opérations de la firme bancaire selon un double point de vue, physique (production) ou financier (intermédiation). Selon le premier point de vue, la banque est supposée produire des services de transaction et d'information. L'accent est mis sur la production de services de transaction et de divisibilité. Le produit bancaire consiste dans les comptes ouverts par la banque pour gérer les dépôts et les prêts. Les coûts sont exclusivement des coûts en personnel et en capital physique. Ces coûts opératoires sont liés à la gestion des comptes de dépôts et de prêts et plus spécialement aux opérations de débit et de crédit sur ces comptes.

Dans *l'approche de production*, la production est généralement mesurée en unité physique: nombre de comptes ou de transaction. A l'inverse, dans *l'approche d'intermédiation financière*, les produits bancaires sont mesurés en unité monétaire, la banque étant supposée produire, non des comptes, mais des montants en francs de crédits et de dépôts.

Dans *l'approche d'intermédiation*, les banques sont supposées offrir simultanément des dépôts liquides et sans risque, et des crédits qui sont des actifs risqués et moins liquides que les dépôts. Dans cette approche, les produits bancaires sont des montants, exprimés en unité monétaire, des dépôts, des crédits et des autres actifs financiers. Les coûts bancaires comprennent à la fois les coûts opératoires – correspondant à la rémunération du travail et du capital physique utilisés dans la gestion des comptes des dépôts et d'actifs – et les coûts financiers générés par l'endettement.

L'approche d'intermédiation sera privilégiée dans la mesure où la concurrence entre banques s'analyse davantage en termes de parts de marché dans le total des dépôts ou des crédits plutôt qu'en termes de nombre de comptes. De plus, la concurrence entre banques tend plutôt à égaliser le coût marginal par unité monétaire traitée sur un compte que le coût marginal de chaque compte. Un autre argument est que les montants en unité monétaire constituent un dénominateur commun à tous les produits bancaires, ce qui permet de rendre compte du caractère multi-produit de la banque (ainsi, on ne peut véritablement exprimer le volume de l'activité de placement en titres en termes de nombre de comptes). Enfin, les données disponibles ne permettent pas de distinguer sur une large échelle le nombre de comptes par catégorie de comptes ou de produits bancaires.

Il faut toutefois noter que le choix de l'approche d'intermédiation ravive la controverse relative aux dépôts (sont-ils un input ou un output). Certes, la collecte de dépôts coûte à la banque un taux créditeur, mais elle lui économise le coût des ressources qu'elle devrait collecter autrement sur le marché monétaire, voire sur le marché financier. Ainsi, dès lors que

le coût de ces ressources est supérieur au taux créditeur dû par la banque à ses déposants, celle-ci réalise un gain net en collectant des dépôts. C'est pourquoi il nous apparaît opportun de les considérer systématiquement comme un output. Dans cette optique, la production bancaire nous semble pouvoir être décomposée en trois activités primaires:

- 1- l'activité de collecte des dépôts;
- 2- l'activité de distribution de crédits;
- 3- l'activité d'investissement de portefeuille (à l'actif).

2.2 Le choix de la forme fonctionnelle de la production bancaire

Dans la théorie de la firme bancaire prévalant jusqu'à la fin des années soixante-dix, la fonction de production bancaire était généralement supposée de type Cobb-Douglas ou CES, ce qui donnait à l'analyse un caractère très restrictif (voir Gilbert, 1984)⁸. Le choix d'une telle spécification de la fonction de production conduisait en effet à représenter la production bancaire souvent à l'aide d'une seule variable (le nombre total de comptes, le volume total des dépôts, par exemple) et à supposer cette fonction homogène et à élasticité de substitution constante ou égale à un. La nature multi-produit de la technologie bancaire n'était de ce fait pas appréhendée.

L'utilisation de la fonction translogarithmique permet de résoudre les problèmes posés par les deux fonctions précédentes. En effet, elle n'impose aucune restriction a priori à la forme de la courbe des coûts moyens et elle permet de tenir compte des multiples liens de complémentarité entre les facteurs explicatifs. Toutefois, cette nouvelle spécification de la technologie bancaire est, elle-même, sujette à de nombreuses critiques. Elle n'est pas définie au point zéro⁹ et l'agrégation des différents outputs en un index composite présente des inconvénients¹⁰. Néanmoins, par sa flexibilité, elle représente le modèle privilégié des économistes dans leurs analyses des caractéristiques de la technologie bancaire. Par ailleurs, la méconnaissance de la forme de la fonction de coût dans le secteur bancaire, nous conduit nécessairement à opter pour la forme translog standard¹¹.

2.3 Description des données de l'échantillon et des variables utilisées

La méthode des frontières stochastiques présentée précédemment a été appliquée à un échantillon composé de 306 banques observées sur la période 1995-2000 et appartenant au secteur bancaire de six pays européens.

Les données disponibles proviennent principalement de 1414 rapports annuels collectés, par l'auteur, auprès des établissements bancaires. Les données macro-financières et socio-économiques sont issues de deux sources, World development Indicators publiés par la banque mondiale (2000) et les indicateurs de Eurostat (2000).

8 Gilbert R.A. (1984): Bank market structure and competition: a survey, *Journal of Money, Credit and Banking*, Part 2, pp. 617-645, November.

9 La translog n'étant pas définie au point zéro, on substitue une quantité négligeable (m) à 0, généralement $m = 0,001$ ou on transforme les données par la méthode Box-Cox.

10 Kim. M., (1985): Scale economies in banking: A Methodological Note, *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 17, pp. 96-102.

11 Pour une discussion détaillée sur ce sujet, voir Bauer 1985 et 1987.

La structure de notre échantillon est illustrée par le tableau 1. La part du total de l'actif des banques considérées dans le total de l'actif bancaire de chaque pays présente, ainsi qu'il ressort du tableau précédent, une part importante de l'actif du secteur bancaire propre à chaque pays. Quant à la sélection des banques de notre échantillon, nous avons retenu l'ensemble des banques commerciales, en excluant, pour des raisons d'homogénéité et de comparabilité, les caisses d'épargne et les banques d'investissement. Notons que certaines banques ne sont pas observées sur toute la période 1995-2000. C'est ainsi qu'il existe une divergence entre le nombre d'observations et le produit du nombre de banques par le nombre d'années.

Tableau 1: Structure de l'échantillon

Taille (actif en milliards d'euros) et nombre de banques par quartile					Part de l'actif dans l'actif total %
	Quartile 1	Quartile 2	Quartile 3	Quartile 4	
Pays	[0,017 - 0,886]	[0,886 - 3,399]	[3,399 - 15,70]	[15,70 - 940,3]	
Belgique	5	11	6	10	66,24
Allemagne	14	10	7	23	53,22
Luxembourg	15	24	22	13	71,21
France	13	26	19	12	65,66
UK	2	4	5	17	64,68
Suisse	15	11	18	4	73,12
Total/Moyenne	64	86	77	79	65,61
Nbre d'observations	271	382	368	393	

Plusieurs études empiriques de l'efficacité productive supposent que la technologie de production bancaire est la même à l'intérieur de chaque pays, c'est-à-dire que ces études adoptent une frontière commune pour l'ensemble des banques opérant dans le même pays, sans prendre en considération l'effet «taille» et son interaction avec le processus technologique. D'autres études telles que celle d'Allen et Rai (1996), préconisent la prise en compte de la taille, en adoptant l'hypothèse que la technologie est différente d'un pays à l'autre et en adoptant la médiane comme critère de la catégorisation des banques (petites ou grandes) de leur échantillon. Or, le choix d'un tel critère est sujet à de multiples critiques. Celles-ci sont liées à la variabilité de l'actif bilantaire d'une année à l'autre et à l'absence d'une distribution symétrique de la taille des banques de l'échantillon.

Notre point de vue consiste à déterminer une frontière commune à chaque catégorie de banques (petites, moyennes, moyennement grandes et grandes banques) dans l'ensemble des pays de notre échantillon. Cette démarche s'explique par:

- la constitution d'un échantillon aussi homogène que possible nous paraît une condition nécessaire au bien-fondé de l'adoption d'un modèle translogarithmique qui permet l'évaluation de l'efficacité des banques considérées. C'est pourquoi il nous a semblé important de constituer des sous-groupes de banques dont la taille est faiblement dispersée;
- une distribution multi-modale de la taille des banques dans notre échantillon. En effet, la représentation graphique du nombre de banques par rapport à l'actif bilantaire révèle une distribution asymétrique. Cela nous a conduit à partager l'échantillon en quatre ensembles selon l'importance de leur actif bilantaire où chacun représente un quartile du nombre total des banques;
- l'instabilité des paramètres de la fonction translog et de son exagération quant aux économies de variété pour des tailles disparates (voir McAllister et McManus, 1993)¹²;
- l'inadéquation de la fonction translog pour les approximations globales. La fonction de coût translog a été initialement développée comme une approximation locale à des fonctions fondamentalement inconnues. L'intérêt de cette approximation fut motivé par l'absence de restrictions quant aux élasticités de substitutions. Du point de vue empirique, l'extrapolation d'une approximation locale à une analyse globale peut conduire à des résultats aberrants, en particulier quand le comportement global de la fonction diffère de son comportement local¹³;
- enfin nous considérons que la technologie par catégorie de banques est plus au moins «identique» dans les six pays européens de notre échantillon.

En effet, la technologie bancaire peut être définie comme étant un ensemble de méthodes spécifiques que les acteurs utilisent dans leurs combinaisons des facteurs de production (physiques et financiers) afin de générer un ensemble de services bancaires, tels que les services de trésorerie, des paiements, de gestion de portefeuille, des prêts,... Ces méthodes consistent en la diversification des produits, la collecte et l'évaluation de l'information financière, la gestion du risque,... Dietsch et al. (2000) considèrent que ces pratiques sont plus ou moins semblables au sein de l'espace bancaire européen. C'est pourquoi, nous privilégions l'estimation d'une frontière commune à chaque catégorie de banques.

12 McAllister, S.A. et D. McManus (1993): Resolving the scale efficiency puzzle in banking, *Journal of Banking and Finance*, Vol. 17, n° 2-3, April, pp. 389-405.

13 La voie la plus évidente pour tester la capacité de la fonction de coût translog à représenter le comportement global de coûts des banques est l'estimation des fonctions de coûts séparées pour des sous-échantillons et de les comparer aux résultats de l'estimation globale. Si la spécification translog globale est adéquate, les paramètres estimés sur l'ensemble des données et sur les sous-échantillons devraient être approximativement stables. L'application de cet exercice à nos données nous a conduit à rejeter l'hypothèse d'un comportement identique des coûts bancaires.

Définition des variables

a) Les coûts de production bancaire

Le coût total (CT) englobe l'ensemble des coûts financiers et opératoires:

Les "coûts financiers" sont *principalement* les charges d'intérêts. Les "coûts opératoires" correspondent aux dépenses en travail et en capital, c'est-à-dire les charges de personnel, les frais généraux d'exploitation (regroupant les dotations aux amortissements, les charges sur location, et les autres charges d'exploitation).

b) Les produits bancaires

Les produits y_i offerts par la banque sont rangés en trois catégories: les dépôts, les crédits et les titres de placement. Cette classification correspond à la fonction d'intermédiation des banques.

Les "dépôts" regroupent les dépôts bancaires et non-bancaires à vue et à terme, les comptes sur livrets et les certificats de dépôts. Le poste "crédits" regroupe les crédits à la clientèle bancaire et non-bancaire. Les "titres de placement" représentent les obligations et autres valeurs mobilières à revenu fixe ou variable¹⁴.

c) Les prix des facteurs de production

Les prix des inputs sont relatifs à trois catégories de facteurs: le capital physique, le travail et le capital financier (formé principalement par les ressources d'emprunts: les dépôts et dettes subordonnées).

Le prix du capital physique (P_K) est approximé en rapportant les dotations aux amortissements ainsi que les charges de location et de crédit bail aux actifs corporels et incorporels. L'évaluation du stock de capital à partir des données bilantaires est bien sûr discutable. Toutefois, notre démarche se justifie par l'absence d'informations complémentaires sur la durée de vie ou la valeur de remplacement des investissements.

Le prix du travail (P_L) est mesuré en rapportant les frais du personnel - comme résultant de la sommation des salaires et charges afférentes à ceux-ci - à l'effectif moyen annuel de la banque.

Enfin, le prix du capital financier (P_M) est mesuré par le coût moyen des ressources empruntées. Ce coût est mesuré par le rapport entre les charges d'intérêts et les capitaux empruntés.

¹⁴ Notons que certaines banques ne disposent pas de produits-titres. Or, la fonction translogarithmique n'est pas définie au point zéro; ce qui nous a conduit à substituer un euro fictif aux données de l'output Y_3 .

d) Les variables endogènes influentes sur le degré d'efficacité

Trois variables, que nous considérons en partie endogènes à la firme, ont été intégrées dans l'estimation de la frontière de la fonction des coûts. Les ratios retenus sont des variables décisionnelles propres à chaque banque; autrement dit, elles peuvent influencer directement ou indirectement leur processus technologique. Parmi ceux-ci: le rapport entre les capitaux propres et l'actif total (CP/AT), le ratio de la rentabilité économique (RN/AT) et la part des prêts accordés à la clientèle dans le total bilantaire.

Pour chaque pays de notre échantillon, le tableau 2 présente la moyenne des principaux postes bilantaires des établissements bancaires (en milliards d'euros) ainsi que les prix moyens des différents inputs (en % pour P_K et P_M et en milliers d'euros par employé pour P_L). A cet égard, il faut noter la diversité des structures financières et des conditions d'exercice de l'activité bancaire entre pays européens. En effet, au sein de notre échantillon, on peut distinguer des divergences à la fois au niveau de la taille moyenne des établissements bancaires (actif total moyen par pays), au niveau des prix de capitaux physiques et financiers et au niveau du coût du travail moyen (tableau 2):

Tableau 2: Moyenne des variables par pays (1995-2000)

	Actif total (mds €)	Dépôts (mds €)	Crédits (mds €)	Titres (mds €)
Belgique	23.425	9.569	14.478	7.432
Allemagne	63.760	19.900	44.464	10.564
Luxembourg	5.855	2.275	4.093	1.402
France	36.050	10.649	21.134	6.225
UK	101.498	54.319	67.561	18.736
Suisse	25.731	9.898	15.240	6.218
Moyenne	42.719.271	17.768	27.828	8.429
	Coût total (mds €)	P_K %	P_L €	P_M %
Belgique	1.306	22,8	60.767	4,37
Allemagne	3.306	20,3	75.020	4,2
Luxembourg	0.419	20,4	82.582	6,67
France	2.299	14,8	61.876	4,63
UK	5.558	14,3	54.620	5,47
Suisse	1.273	16,0	92.819	3,39
Moyenne	2.360	18,1	71.280	4,78

La taille moyenne, approximée par le total bilantaire, est beaucoup moins importante pour les banques situées au Luxembourg (actif total moyen 5,85 milliards, alors que la moyenne de l'échantillon est de 42,71 milliards). En revanche, les banques opérant au Royaume-Uni sont caractérisées par une taille plus importante que celles exerçant dans les autres pays (101,49 milliards d'euros). Cette caractéristique est reflétée, du côté ressources, par l'importance des dépôts dans le total du bilan des banques anglaises où les ressources de la clientèle représentent près de 54% de l'ensemble des ressources. Durant la même période, la part des ressources de la clientèle dans le total du bilan, des banques allemandes et françaises, reste la plus faible de l'ensemble des pays: elle ne représente qu'un taux de 30%, un taux qui est inférieur de près de 10 points par rapport à la moyenne de l'échantillon.

Le coût moyen du travail (P_L) le plus faible est observé au Royaume-Uni. Il ne représente que 76,62% du coût moyen de l'échantillon. Dans le même cadre, la Suisse, le Luxembourg et l'Allemagne se caractérisent par un coût moyen largement supérieur à celui observé dans les autres pays (130,21%, 115,85% et 105,24% respectivement).

Le coût du capital financier (P_M) est relativement élevé au Luxembourg et au Royaume-Uni. Cette disparité peut trouver son origine dans la prépondérance de l'activité de «trust» au sein de certains établissements bancaires. En effet, nous avons constaté que les taux d'intérêt implicites (charges d'intérêt/endettement) sont plus élevés pour les banques dont l'activité de trust est dominante comparativement aux autres catégories de banques de notre échantillon.

3. Résultats

Nous utilisons une spécification translogarithmique multi-produits pour la fonction de coût:

$$\ln CT_{it} = x_{it}\beta + (v_{it} + u_{it}) = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln p_{it} + \sum_j \beta_j \ln y_{jt} + (1/2) \sum_i \sum_k \alpha_{ik} \ln p_{it} \ln p_{kt} \\ + (1/2) \sum_i \sum_j \beta_{ij} \ln y_{it} \ln y_{jt} + \sum_i \sum_j \delta_{ij} \ln p_{it} \ln y_{jt} + (v_{it} + u_{it})$$

où CT représente le coût total, y_j le niveau de production de l'output j , p_i le prix de l'input i et u_{it} est une variable aléatoire introduite pour intercepter l'inefficacité des banques. Elle est définie positive avec une distribution asymétrique tronquée au point zéro de la distribution $N(m_{it}, \sigma_u^2)$; avec $m_{it} = Z_{it}\delta$ où z_{it} et δ représentent, respectivement, le vecteur (px1) des variables endogènes influentes sur l'efficacité des banques et le vecteur (1xp) des paramètres à estimer.

Dans le cas de trois inputs et de trois outputs, cette spécification comporte 34 paramètres. Toutefois, pour que le Hessien de la fonction de coût soit symétrique, l'égalité $\partial^2 CT / \partial x_i \partial x_j = \partial^2 CT / \partial x_j \partial x_i$ doit être satisfaite pour toute paire de variables x_i et x_j . La symétrie se traduit par les restrictions:

$$\alpha_{ik} = \alpha_{ki} \quad \beta_{ij} = \beta_{ji}$$

D'autre part, toute fonction de coût doit être homogène de degré un en prix des inputs. Ainsi, une augmentation proportionnelle de tous les prix accroît le coût total dans la même proportion sans que la demande des facteurs ne soit affectée. Cette condition d'homogénéité implique d'autres contraintes,

$$\sum_i \alpha_i = 1 \quad \sum_k \alpha_{ik} = 0 \quad \forall i \quad \sum_j \delta_{ij} = 0 \quad \forall i$$

L'imposition des restrictions de symétrie et d'homogénéité conduit à un gain de 13 degrés de liberté. Celui-ci s'explique par la différence de paramètres à estimer entre la fonction avec et sans contraintes.

Les contraintes d'homogénéité sont imposées en normalisant le coût total, les prix du travail et du capital physique par le prix du capital financier. Ce choix est sans incidence sur les résultats puisque les estimateurs sont obtenus par la méthode de maximum de vraisemblance.

En résumé, le modèle cherche à expliquer le coût total de la production bancaire. Il retient trois outputs (dépôts, créances, titres) et les prix de 3 inputs (travail, capital physique et capital financier) comme variables explicatives.

3.1 Les paramètres estimés

Les paramètres estimés de la fonction de coût frontière apparaissent dans le tableau 3. Les coefficients et les degrés d'efficacité de chaque établissement bancaire sont estimés en utilisant le logiciel "Frontier 4.1" (Coelli, Rao et Battese, 1998). Ce dernier utilise une paramétrisation alternative de la fonction de vraisemblance, qui substitue $\gamma = \sigma_u^2 / (\sigma_u^2 + \sigma_v^2)$ au paramètre $\lambda = \sigma_u / \sigma_v$ défini précédemment.

La qualité des estimations est satisfaisante et les coefficients des variables sont en partie significatifs au seuil de 1%. Les deux principaux résultats qui se dégagent à la lecture du tableau 3 sont:

- Le paramètre γ est significativement différent de zéro pour les quatre régressions. Ce résultat rejette l'hypothèse que la variance de l'efficacité (σ_u^2) soit nulle. Par conséquent, le terme u_{it} ne peut être écarté de la régression et l'estimation des paramètres par la méthode des moindres carrés ordinaires est inadéquate.
- Les paramètres β_{12} , β_{13} , β_{23} représentant les interactions entre les différents outputs sont en partie négatifs et statistiquement significatifs. Ce résultat est cohérent avec la présence de coûts partagés entre les produits bancaires. En revanche, la présence de paramètres positifs et significatifs représente un signe précurseur de l'absence de tels avantages.

Tableau 3: Paramètres estimés de la fonction de coût translogarithmique

		Quartile 1		Quartile 2		Quartile 3		Quartile 4	
			σ		σ		σ		σ
α_0	constante	***-0,801	0,087	***-0,426	0,055	***-0,430	0,019	***-0,227	0,014
α_1	K	0,026	0,041	-0,002	0,029	**0,062	0,020	**0,029	0,014
α_2	L	***0,524	0,059	***0,335	0,033	***0,119	0,027	***0,234	0,018
β_0	Y1	***0,207	0,038	***0,317	0,030	***0,123	0,019	***0,255	0,015
β_1	Y2	***0,605	0,058	***0,542	0,035	***0,753	0,028	***0,595	0,019
β_2	Y3	*0,054	0,014	***0,083	0,014	***0,084	0,014	***0,153	0,011
α_{11}	KK	**0,124	0,056	-0,038	0,050	**0,172	0,041	0,035	0,021
α_{22}	LL	-0,021	0,048	**0,136	0,042	-0,037	0,039	**0,079	0,023
α_{12}	KL	0,083	0,071	-0,053	0,058	**0,148	0,050	0,056	0,039
β_{11}	Y1Y1	**0,174	0,039	***0,139	0,029	***0,142	0,031	***0,076	0,007
β_{12}	Y1Y2	**0,236	0,061	**0,094	0,040	**0,061	0,030	-0,005	0,017
β_{13}	Y1Y3	-0,004	0,010	*0,019	0,010	**0,025	0,011	-0,029	0,017
β_{22}	Y2Y2	0,116	0,094	**0,313	0,070	0,142	0,079	0,021	0,040
β_{23}	Y2Y3	0,022	0,014	**0,037	0,011	**0,052	0,021	-0,015	0,017
β_{33}	Y3Y3	***0,020	0,004	**0,009	0,003	***0,015	0,003	***0,019	0,002
δ_{11}	KY1	***0,216	0,041	*0,071	0,036	**0,049	0,021	**0,050	0,020
δ_{21}	LY1	***0,229	0,056	-0,002	0,051	**0,110	0,032	***0,141	0,031
δ_{12}	KY2	**0,205	0,075	0,050	0,054	0,007	0,039	**0,112	0,029
δ_{22}	LY2	0,030	0,090	**0,206	0,072	0,026	0,066	***0,201	0,049
δ_{13}	KY3	*0,019	0,010	-0,007	0,012	***0,103	0,016	0,011	0,020
δ_{23}	LY3	0,006	0,013	-0,004	0,015	**0,065	0,024	-0,025	0,016
λ_0	constante	***2,973	0,502	*0,321	0,164	***1,457	0,251	***2,351	0,172
λ_1	RN/TA	0,442	0,891	**6,710	2,500	**6,819	2,117	5,907	4,594
λ_2	SE/TA	***1,274	0,270	1,320	1,000	**2,594	1,024	0,444	0,426
λ_3	Loans/TA	***-2,859	0,551	**0,257	0,107	***-1,353	0,256	***-2,709	0,284
$\sigma^2 = [\sigma_u^2 + \sigma_v^2]$		**0,143	0,029	***0,095	0,017	***0,064	0,006	***0,071	0,017
$\gamma = \sigma_u^2 / (\sigma_u^2 + \sigma_v^2)$		**0,834	0,101	**0,485	0,129	***0,999	0,004	***0,904	0,035

Rejet de H_0 : paramètre = 0 au seuil de signification de 1%(***), 5%(**) ou 10%(*).

3.2 Les degrés d'*X*-efficiency estimés

Les valeurs estimées pour les paramètres de la fonction de coût nous permettent de calculer la distance de chaque observation par rapport à la frontière efficace. Comme nous l'avons souligné précédemment, cette distance est décomposée en deux termes. L'un (u_i) caractérise l'inefficacité des firmes, l'autre (v_i) représente le terme d'erreur aléatoire. Le degré d'inefficacité calculé, selon la méthodologie de Battese et Coelli (1998), varie entre zéro et l'infini. L'efficacité est mesurée par son inverse qui varie entre zéro et l'unité. Le tableau 4 présente la moyenne annuelle de l'efficacité des banques de notre échantillon sur la période 1995-2000, selon le pays et la catégorie des établissements bancaires.

Tableau 4: Degré d'efficacité des banques

Premier quartile

Pays	BEL	ALL	LUX	FRA	UK	CH
1995	0,884	0,900	0,921	0,812	0,819	0,758
1996	0,905	0,893	0,921	0,771	0,821	0,752
1997	0,917	0,894	0,928	0,694	0,841	0,739
1998	0,930	0,906	0,900	0,750	0,839	0,888
1999	0,869	0,846	0,939	0,820	0,852	0,832
2000	0,890	0,878	0,926	0,742	0,896	0,871
Moyenne	0,901	0,886	0,922	0,762	0,842	0,807

Second quartile

Pays	BEL	ALL	LUX	FRA	UK	CH
1995	0,709	0,871	0,805	0,694	0,685	0,685
1996	0,652	0,909	0,824	0,693	0,638	0,697
1997	0,685	0,853	0,827	0,698	0,758	0,732
1998	0,698	0,879	0,818	0,683	0,757	0,740
1999	0,910	0,904	0,802	0,618	0,778	0,776
2000	0,951	0,873	0,798	0,630	0,839	0,783
Moyenne	0,706	0,881	0,813	0,676	0,749	0,734

Troisième quartile

Pays	BEL	ALL	LUX	FRA	UK	CH
1995	0,7308	0,735	0,798	0,626	0,757	0,726
1996	0,7917	0,694	0,833	0,592		0,795
1997	0,8044	0,716	0,820	0,603	0,728	0,740
1998	0,7538	0,767	0,818	0,598	0,516	0,721
1999	0,7246	0,736	0,838	0,573	0,779	0,715
2000	0,6824	0,560	0,807	0,617	0,606	0,708
Moyenne	0,7557	0,716	0,819	0,602	0,682	0,732

Quatrième quartile

Pays	BEL	ALL	LUX	FRA	UK	CH
1995	0,529	0,605	0,749	0,653	0,708	0,480
1996	0,654	0,662	0,753	0,621	0,727	0,531
1997	0,692	0,682	0,747	0,622	0,743	0,507
1998	0,553	0,720	0,755	0,595	0,728	0,563
1999	0,515	0,704	0,736	0,588	0,546	0,647
2000	0,522	0,697	0,637	0,562	0,475	0,660
Moyenne	0,613	0,681	0,730	0,602	0,679	0,561

Pour compléter les informations décrites dans les différents tableaux ci-dessus, il convient de préciser que le pourcentage de bonnes performances s'accroît globalement au cours de la période étudiée pour l'ensemble des pays. A titre d'exemple, en 1995 les petites banques luxembourgeoises affichent un taux moyen d'efficacité de 92,1%, tandis que le taux moyen affiché par le reste des pays de notre échantillon est de 83,46%. Ce pourcentage passe à 92,6% en 2000 pour les banques luxembourgeoises et à 84% pour les autres pays. Deux raisons possibles peuvent être à l'origine de cette tendance positive. La première est structurelle: elle consiste en la baisse des coûts totaux due à la fois aux nouvelles technologies et à l'augmentation de la concurrence dans un espace plus ou moins harmonisé. La seconde est conjoncturelle: elle s'explique, probablement, par la baisse des taux d'intérêt au cours de la période étudiée.

En dépit de la tendance positive observée dans l'ensemble des pays, les différences du niveau de l'efficacité entre des banques de tailles différentes restent relativement disparates. Les degrés d'inefficacité les plus importants caractérisent les plus grandes structures. Contrairement aux trois premières catégories de banques, dont le taux d'efficacité est globalement supérieur à 70% (à l'exception des banques françaises du troisième quartile), la performance productive des grandes banques ne dépasse ce taux que pour les banques opérant au Luxembourg (73%). Dans ce cadre, il est important de souligner que les résultats, par quartile, affichés dans le tableau 4 dessinent une tendance à une relation décroissante entre la taille et le degré d'efficacité. L'efficacité moyenne a atteint, en effet, 86,41% pour les banques appartenant au premier quartile, 78,4% pour le second, 72,7% pour la troisième catégorie et 63,8% pour le dernier quartile.

On peut, en outre, noter que cette divergence de performance entre des banques de tailles différentes est accompagnée par des écarts d'efficacité entre les pays. Les résultats affichés dans le tableau 4.1 révèlent qu'en moyenne les entités de petite taille (premier quartile) les plus performantes se trouvent au Luxembourg (92,1%). Ces dernières sont suivies par les banques belges dont le taux est supérieur à 90%. Les banques opérant en Allemagne, en Suisse et en Grande-Bretagne affichent un taux inférieur à celui des deux pays précédents; toutefois, il reste supérieur à 80%. Enfin, le taux moyen le plus faible est affiché par les banques françaises (76,2%).

Concernant les banques du second quartile, les meilleures performances sont observées en Allemagne (88,1%) et au Luxembourg (81,3%). La Belgique, le Royaume-Uni et la Suisse affichent un taux supérieur à 70%; tandis que les banques françaises présentent, à nouveau, un degré d'efficacité inférieur à l'ensemble des banques de cette catégorie (67,6%).

Les résultats des tableaux 4.1 et 4.2 confirment l'évolution des performances observées sur les deux premiers sous-groupes de notre échantillon. Les banques luxembourgeoises se distinguent par un pourcentage de bonne performance. Les efficacités moyennes des banques du troisième quartile opérant en Allemagne, en Belgique, au Royaume-Uni et en Suisse sont relativement proches.

On peut noter, enfin, qu'en dépit d'un effort confirmé des banques suisses du quatrième quartile, celles-ci affichent une efficacité productive moyenne très faible (56,1%). Ce résultat s'explique principalement par les mauvaises performances d'un grand groupe bancaire helvétique. Si l'on exclut cette banque de l'échantillon, on obtient une efficacité productive moyenne équivalente à celle observée dans les autres pays de notre échantillon.

Ces résultats nous conduisent à deux conclusions:

- une tendance confirmée de l'amélioration de l'efficacité productive et un niveau appréciable de cette dernière sur les six années et pour la majeure partie des banques de notre échantillon;
- les banques luxembourgeoises ne rencontrent pas de problèmes majeurs d'efficacité au cours de la période étudiée. Elles affichent, par ailleurs, les meilleurs scores sur l'ensemble de la période.

Ces deux conclusions nous inspirent une interrogation sur les facteurs explicatifs de la dispersion de l'efficacité ainsi que sur les écarts observés d'un pays à l'autre. Sont-ils exclusivement des facteurs endogènes à la firme bancaire ou sont-ils des éléments exogènes n'intervenant pas directement dans le processus technologique (caractéristiques d'environnement, socio-économiques, institutionnelles, ...).

3.3 Facteurs explicatifs de l'efficacité

3.3.1 Les facteurs endogènes

Comme nous l'avons indiqué précédemment, des variables endogènes au processus technologique de chaque firme, ont été introduites dans la fonction de coût afin de déterminer leur impact sur le degré d'efficacité. Les résultats des estimations sont présentés dans le tableau 3.

A l'exception du paramètre de la variable résultat net/actif total (RN/TA), dont le signe est négatif pour les banques appartenant au troisième quartile, l'ensemble des paramètres, statistiquement significatifs, affichent le signe attendu.

La valeur prise par le coefficient du rapport capitaux propres/actif total (SE/TA) est positive pour l'ensemble des banques. Toutefois, ce paramètre n'est statistiquement significatif que pour les banques du premier et du troisième quartile. L. Allen et A. Rai (1996), expliquent cette corrélation positive par la réduction du risque moral lié aux coûts d'agence (moral hazard agency costs). Notons cependant que deux autres facteurs, relatifs à la solidité financière des établissements bancaires, peuvent être à la base de ce résultat. Le premier est lié aux règles imposées par le ratio de solvabilité. En effet, l'importance des fonds propres des banques détermine en partie le volume de leurs engagements (outputs). Le second peut être attribué aux économies de coûts générées par la prééminence du recours au financement interne. Le réalisme de cette dernière hypothèse repose sur le principe du coût d'opportunité. Sur cette base, le financement des engagements, en période de stabilité monétaire, par des ressources propres est moins coûteux que le recours à un financement externe. Ceci tient principalement au jeu de l'effet de levier de l'endettement.

Ainsi, il est profitable pour les établissements bancaires, en période d'inflation modérée (caractéristique des pays européens depuis le début des années 90) de privilégier l'autofinancement de leurs engagements plutôt que de recourir à des ressources externes.

Quant à la part des prêts dans l'actif total (loans/TA), son coefficient est significativement négatif pour l'ensemble des banques. Ce résultat semble indiquer que les banques les plus actives sur le segment de crédits à la clientèle ont tendance à être moins efficaces. Par conséquent, la prépondérance de l'activité de crédit, par rapport à d'autres outputs, représente un facteur de surcoûts et par là même, une source d'inefficacité.

3.3.2 Les facteurs environnementaux

Après avoir déterminé le lien qui peut exister entre l'efficacité productive et certaines variables de performances financières, nous examinerons, à présent, la relation entre les degrés d'efficacité des banques et un ensemble d'indicateurs caractérisant l'environnement socio-économique de chaque pays de notre échantillon. Trois variables sont retenues pour la prise en compte des conditions environnementales dans lesquelles les établissements bancaires exercent leurs activités.

- La part du crédit bancaire dans le revenu national (DOM_C). Cette variable est mesurée par le rapport du volume total des emprunts accordés par le système bancaire au PIB. Elle est censée refléter l'importance de l'intermédiation dans le financement des besoins des agents économiques. Deux raisons justifient l'inclusion de cette variable dans la régression: la première est la corrélation entre le volume global des crédits accordés à la clientèle et l'importance des provisions pour les créances douteuses. La seconde s'explique par le fait que l'offre de services bancaires dans une économie d'intermédiation génère plus de coûts pour les banques. Autrement dit, l'absence d'un financement accru par la voie du marché financier n'encourage pas les établissements bancaires à améliorer leur efficacité.

- la part de marché de chaque banque (PART_M). Elle est mesurée annuellement par le rapport entre l'actif bilantaire de chaque banque et le total de l'actif par pays. Elle est sensée approximer la structure du marché (concurrentiel, oligopolistique,...).
- Les cycles économiques (Cycle). L'introduction de la composante cyclique du PIB réel correspond à l'idée que le caractère pro-cyclique de la production des banques peut affecter leur degré d'efficacité. Il s'agit là toutefois d'une approche essentiellement économétrique, dont les fondements théoriques ne sont jamais explicités. Le cycle est extrait par l'application du filtre de Hodrick-Prescott, utilisant un paramètre de 100 lissages, aux séries du produit intérieur brut réel de chaque pays sur la période 1970-2000. Nos estimations ne retiennent que les six dernières fluctuations cycliques (1995-2000). Cette limitation s'explique par la période retenue pour l'étude de l'efficacité productive des banques.

Comme l'efficacité est une variable limitée (entre zéro et un), l'estimation a été réalisée de façon très classique, en retenant une spécification non-linéaire de forme logistique. Elle est effectuée par la méthode des moindres carrés ordinaires. L'estimation en panel est réalisée en deux étapes en utilisant le logiciel Limdep 7.0:

- la première consiste en l'estimation d'une régression linéaire, selon la méthodologie «fixed-effects model» dont la variable à expliquer est l'efficacité, et les variables explicatives sont reflétées par les variables environnementales décrites précédemment.
- La seconde est l'estimation de la spécification non-linéaire. Elle utilise le vecteur des paramètres estimés auparavant comme point de départ (starting value). Deux algorithmes, disponibles dans Limdep (Newton et BHHH), ont été adoptés pour l'estimation des régressions de chaque quartile. Les résultats exposés sont choisis en fonction de la qualité des paramètres et de la vitesse de convergence des deux algorithmes. Par ailleurs, le tableau 5 ci-dessous fait ressortir les écarts-types de chaque paramètre estimé, le coefficient de corrélation, le log-vraisemblance et le F-test.

$$Eff = \frac{\exp(X \cdot \beta)}{1 + \exp(X \cdot \beta)} + \varepsilon$$

$$X \cdot \beta = \beta_0 + \beta_1 PART_M + \beta_2 DOM_C + \beta_3 Cycle$$

Tableau 5: Relation Efficacité – Variables socio-économiques

	Quartile 1	Quartile 2	Quartile 3	Quartile 4
Constante	0.240 (0.158)	***1.141 (0.08)	***0.808 (0.127)	***1.966 (0.139)
PART_M	***6.271 (1.253)	0.177 (0.173)	***0.323 (0.071)	0.37e-03 (0.49e-02)
DOM_C	***-0.0025 (0.9e-03)	***-0.026 (0.4e03)	** -0.0016 (0.7e-03)	** -0.002 (0.1e-02)
CYCLE	** -0.102 (0.0320)	-0.015 (0.020)	* -0.0574 (0.030)	** -0.081 (0.037)
R2	0.255	0.144	2.237	0.312
Log-vraisem	82.00	394.87	189.88	292.74
F-Test	30.17	20.84	18.97	3.84

Rejet de H_0 : paramètre = 0 au seuil de signification de 1%(***), 5%(**) ou 10%(*).

Notons que le seul coefficient statistiquement significatif, pour les quatre quartiles, est le rapport du crédit au PIB. Le signe négatif de ce paramètre est conforme à l'hypothèse avancée précédemment, c'est-à-dire que l'importance de l'intermédiation bancaire dans le financement de l'économie représente un facteur de surcoût et d'inefficacité des établissements bancaires. Ce surcoût peut être expliqué en partie par l'importance des provisions pour les créances douteuses dont le niveau est souvent corrélé au volume des crédits accordés.

Le paramètre de la part du marché est statistiquement significatif pour les établissements bancaires appartenant au premier et au troisième quartile, ce qui signifie que la part de marché représente un facteur d'amélioration de la performance productive, en particulier pour les établissements bancaires de petite taille dont le coefficient de la variable «PART_M» est relativement élevé (6,271) par rapport au reste de l'échantillon. Ce résultat est partiellement cohérent avec les mesures des économies d'échelle globaux résumés dans le tableau 6. Par ailleurs, l'impact de cette variable sur les efficacités des deux autres quartiles est statistiquement non significatif.

Ce dernier résultat statistique peut être attribué à des différences structurelles relatives à la nature du marché sur lequel les banques opèrent - en particulier les plus grands établissements. En effet, l'écart-type de la variable «part de marché» varie peu pour les banques de grande taille. Ceci suggère que la concurrence est tellement vive sur les métiers de ces dernières qu'il leur est difficile d'accroître leurs parts de marché sans recourir à une guerre de prix.

En ce qui concerne la sensibilité de l'efficacité des banques à la variable «cycle économique», les estimations effectuées montrent que la performance productive des établissements bancaires est corrélée négativement aux cycles. Autrement dit, les banques sont beaucoup plus attentives à l'évolution de leurs coûts en période de stabilité et/ou de cycle négatif qu'en période de croissance conjoncturelle forte. Ceci est conforme à l'idée répandue du caractère cyclique de la production bancaire.

3.4 Economies d'échelle et de variété

Les interrogations sur la présence ou l'absence des économies d'échelle et de variété ont débuté à la fin des années 60. C'est la conséquence d'une vague de concentrations bancaires mises en oeuvre par les pouvoirs publics afin de faciliter la croissance interne des banques et accélérer leur internationalisation. Toutes les études empiriques de cette époque adoptent l'approche par la production ou une forme hybride de celle-ci, en raison généralement de l'absence d'informations sur le nombre de comptes. En adoptant une spécification Cobb-Douglas, la plupart de ces études concluent en l'existence des économies d'échelle substantielles dans l'exercice de l'activité bancaire (Maes, 1975, Garboua et al. 1975, Renard et Garboua, 1977).

Les recherches empiriques les plus récentes (Dietsch, 1990; Muldur et Sassenou, 1990; Mester, 1995; Allen et Rai 1996; Jagtiani et Khantavit, 1996,...) ont adopté l'approche par intermédiation et une spécification translog pour caractériser la technologie bancaire. Leurs résultats confirment l'existence des économies d'échelle, mais moins substantielles que lors des deux décennies précédentes.

Ces mêmes travaux ont abouti à des conclusions fort contrastées en matière d'existence des économies de variété. Si les résultats de Dietsch, de Jagtiani et Khantavit concluent en la présence des économies de gammes, les travaux de Muldur, Sassenou, Allen et al. et Mester aboutissent à des conclusions opposées. Par ailleurs, ces auteurs observent que la complémentarité n'existe qu'entre certains couples de produits et ils avancent la thèse d'une auto-compensation des économies de gamme en cas de diversification très poussée. Toutefois, il faut souligner que les résultats de la plupart de ces études sont basés sur des échantillons de banques nationales.

Notre approche consiste à mener une analyse sur des échantillons de banques homogènes par la taille et opérant dans six pays européens. Ainsi, les probables biais statistiques liés à l'instabilité de la fonction translog pour des tailles disparates sont, en grande partie, neutralisés.

3.4.1 Les économies d'échelle

Le calcul des économies d'échelle s'obtient à partir de l'élasticité du coût total par rapport au niveau de la production de chaque output. Celle-ci est mesurée par la dérivée de la fonction du coût total par rapport à ses arguments (outputs). Dans le cas présent où la fonction de coût est d'une spécification translogarithmique, sa dérivée s'exprime ainsi:

$$e(y_i) = \frac{y_i}{CT} \cdot \frac{\partial CT}{\partial y_i} = \frac{\partial \ln CT}{\partial \ln y_i} = \beta_1 + \sum_n \beta_n \ln y_n + \sum_i \delta_i \ln p_i$$

Dans un contexte de m produits, les économies d'échelle globales (EEG), c'est-à-dire celles qui sont obtenues dans l'hypothèse où tous les facteurs de production sont augmentés dans une même proportion s'obtiennent par la somme des élasticité propres à chaque produit.

$$EEG = \sum_{j=1}^n \frac{\partial \ln CT}{\partial \ln y_j} + \frac{\partial \ln CT}{\partial \ln y_1} + \dots + \frac{\partial \ln CT}{\partial \ln y_n}$$

Selon la valeur de EEG on peut avoir trois résultats:

EEG < 1, rendements d'échelle croissants;

EEG = 1, rendements d'échelle constants;

EEG > 1, rendements d'échelle décroissants.

En pratique, les calculs des économies d'échelle s'obtiennent au voisinage du point moyen de l'output par quartile et/ou par pays. Dans le cas présent, nous avons calculé les élasticité aux deux points moyens. Les résultats de nos estimations des économies d'échelle globales et spécifiques à chaque produit, sont donnés au tableau 6.

Tableau 6: Economies d'échelle globales et spécifiques

Premier quartile

	Dépôts	Crédits	Titres	EEG
B	***-0.762 (0.380)	** -1.032 (0.871)	***0.492 (0.123)	***-1.303 (0.823)
D	***-0.997 (0.399)	** -0.824 (0.888)	***0.491 (0.125)	***-1.331 (0.836)
L	***-0.976 (0.396)	** -0.841 (0.888)	***0.490 (0.125)	***-1.327 (0.838)
F	***-1.090 (0.395)	** -0.764 (0.880)	***0.492 (0.125)	***-1.362 (0.834)
UK	***-1.016 (0.394)	** -0.716 (0.866)	***0.449 (0.121)	***-1.283 (0.812)
CH	***-1.138 (0.419)	* -0.737 (0.893)	***0.479 (0.126)	***-1.395 (0.833)
Σ des pays	***-1.009 (0.399)	** -0.831 (0.886)	***0.489 (0.125)	***-1.350 (0.835)

Second quartile

	Dépôts	Crédits	Titres	EEG
B	1.308 (0.496)	**2.557 (0.649)	***-0.069 (0.134)	***3.795 (0.633)
D	1.268 (0.506)	**2.638 (0.662)	***-0.091 (0.139)	***3.814 (0.639)
L	1.205 (0.496)	***2.723 (0.658)	***-0.083 (0.134)	***3.846 (0.634)
F	1.255 (0.507)	**2.708 (0.664)	***-0.093 (0.138)	***3.869 (0.643)
UK	1.115 (0.491)	**2.754 (0.657)	***-0.085 (0.133)	***3.784 (0.622)
CH	1.151 (0.494)	**2.613 (0.651)	***-0.102 (0.138)	***3.662 (0.614)
Σ des pays	1.229 (0.500)	**2.677 (0.658)	***-0.086 (0.136)	***3.820 (0.634)

Troisième quartile

	Dépôts	Crédits	Titres	EEG
B	1.491 (0.546)	1.285 (0.952)	***-0.076 (0.346)	*2.700 (0.982)
D	1.388 (0.544)	1.383 (0.972)	***-0.102 (0.349)	*2.669 (0.968)
L	1.395 (0.537)	1.371 (0.966)	***-0.074 (0.347)	*2.692 (0.974)
F	1.394 (0.542)	1.426 (0.972)	***-0.106 (0.346)	*2.713 (0.965)
UK	1.458 (0.563)	1.412 (1.000)	***-0.098 (0.359)	*2.772 (0.999)
CH	1.379 (0.552)	1.428 (0.998)	***-0.048 (0.359)	*2.758 (0.982)
Σ des pays	1.410 (0.545)	1.388 (0.976)	***-0.077 (0.351)	*2.721 (0.977)

Quatrième quartile

	Dépôts	Crédits	Titres	EEG
B	0.679 (0.251)	0.986 (0.360)	***-0.346 (0.161)	**1.319 (0.136)
D	0.692 (0.262)	1.030 (0.380)	***-0.375 (0.166)	**1.347 (0.145)
L	*0.555 (0.237)	1.137 (0.340)	***-0.336 (0.151)	**1.356 (0.125)
F	0.703 (0.256)	1.019 (0.370)	***-0.365 (0.163)	**1.357 (0.138)
UK	0.783 (0.260)	0.974 (0.371)	***-0.381 (0.165)	**1.375 (0.138)
CH	0.652 (0.269)	1.100 (0.384)	***-0.390 (0.172)	**1.362 (0.144)
Σ des pays	0.689 (0.258)	1.045 (0.371)	***-0.374 (0.164)	**1.361 (0.139)

Rejet de H_0 : EEG = 1 au seuil de signification de 1%(***), 5%(**) ou 10%(*).

A la lecture de ce tableau, nous remarquons l'existence des rendements d'échelle globaux croissants pour les banques du premier quartile et décroissants pour les autres catégories de banques. Toutefois, les tests statistiques rejettent l'hypothèse de rendements croissants spécifiques aux opérations sur titres pour les petites banques. Deux raisons peuvent être avancées pour expliquer cette dissymétrie avec les autres quartiles de banques. La première est d'ordre empirique: elle est liée, probablement, à l'absence de produits titres dans les bilans d'un certain nombre de petites banques. La seconde est d'ordre financier: elle s'explique par l'absence de compétences pour la gestion du portefeuille-titres, devenue très complexe. Elle nécessite, par ailleurs, la présence de personnel hautement qualifié, souvent très coûteux pour les petits établissements.

Les résultats relatifs à l'évaluation des économies d'échelle globales et les tests statistiques afférents rejettent l'hypothèse de rendements d'échelle croissants pour les autres catégories de banques. Ainsi, les économies réalisées par le portefeuille-titres sont totalement absorbées par les surcoûts générés par les activités de dépôts et de crédits. Si nos résultats s'avèrent transposables à l'ensemble des secteurs bancaires européens, il nous paraît légitime de nous interroger sur le bien-fondé des fusions et acquisitions entre grands groupes bancaires.

3.4.2 Les économies de gamme ou de variété

Le second argument souvent avancé par les dirigeants justifiant les rapprochements entre groupes bancaires consiste en la présence de synergies. Ces dernières sont en partie liées à

des économies de coûts dont la source est la production jointe de plusieurs biens et services. Autrement dit, les économies de gamme dépendent de la présence de complémentarités-coûts entre différents produits, complémentarités qui induisent notamment le recours à des facteurs de production communs.

La complémentarité ou la sub-additivité de coûts est mesurée par la dérivée seconde de la fonction de coût par rapport au couple de produits concerné. Ainsi, des complémentarités de coûts existent si, et seulement si, pour un couple de produits différents y_h, y_j , la condition suivante est vérifiée:

$$\frac{\partial^2 CT}{\partial y_h \partial y_j} < 0$$

Dans le cas d'une fonction translog, cette dernière expression s'écrit:

$$CC_{ij} = \frac{\partial^2 CT}{\partial y_h \partial y_j} = \frac{\partial^2 \ln CT}{\partial \ln y_h \partial \ln y_j} + \left(\frac{\partial \ln CT}{\partial \ln y_h} \cdot \frac{\partial \ln CT}{\partial \ln y_j} \right) < 0$$

Les résultats des mesures figurent dans le Tableau 7 où sont distingués à nouveau les pays et les catégories de banques:

Tableau 7: Complémentarités-coûts

Premier quartile

	CC12	CC23	CC13
B	0.551 (0.593)	*-0.379 (0.221)	-0.486 (0.418)
D	0.586 (0.795)	** -0.493 (0.250)	-0.382 (0.424)
L	0.585 (0.777)	*-0.482 (0.246)	-0.390 (0.423)
F	0.597 (0.873)	** -0.541 (0.256)	-0.354 (0.423)
UK	0.492 (0.796)	** -0.461 (0.233)	-0.300 (0.379)
CH	0.602 (0.920)	** -0.550 (0.265)	-0.331 (0.419)
Σ des pays	0.602 (0.803)	** -0.497 (0.249)	-0.384 (0.422)

Second quartile

	CC12	CC23	CC13
B	***3.250 (1.175)	-0.072 (0.184)	-0.215 (0.345)
D	***3.250 (1.217)	-0.097 (0.189)	-0.278 (0.368)
L	***3.188 (1.223)	-0.081 (0.173)	-0.262 (0.366)
F	***3.303 (1.251)	-0.099 (0.187)	-0.290 (0.376)
UK	**2.977 (1.202)	-0.076 (0.161)	-0.271 (0.367)
CH	**2.915 (1.149)	-0.099 (0.174)	-0.305 (0.361)
Σ des pays	***3.197 (1.214)	-0.087 (0.179)	-0.267 (0.366)

Troisième quartile

	CC12		CC23		CC13	
B	1.856	(1.218)	-0.089	(0.499)	-0.151	(0.469)
D	1.858	(1.139)	-0.116	(0.462)	-0.193	(0.515)
L	1.852	(1.145)	-0.078	(0.468)	-0.153	(0.502)
F	*1.926	(1.143)	-0.122	(0.460)	-0.203	(0.527)
UK	1.998	(1.232)	-0.118	(0.501)	-0.191	(0.539)
CH	*1.908	(1.157)	-0.041	(0.483)	-0.121	(0.536)
Σ des pays	1.896	(1.166)	-0.083	(0.478)	-0.159	(0.514)

Quatrième quartile

	CC12		CC23		CC13	
B	***0.665	(0.187)	*-0.264	(0.154)	-0.356	(0.248)
D	***0.708	(0.203)	*-0.289	(0.167)	-0.402	(0.275)
L	***0.626	(0.194)	*-0.216	(0.129)	-0.398	(0.252)
F	***0.712	(0.196)	*-0.286	(0.163)	-0.387	(0.263)
UK	***0.758	(0.209)	*-0.328	(0.180)	-0.387	(0.265)
CH	***0.713	(0.214)	*-0.284	(0.169)	-0.445	(0.297)
Σ des pays	***0.715	(0.201)	*-0.287	(0.164)	-0.406	(0.272)

Rejet de $H_0 : CC = 0$ au seuil de signification de 1%(***), 5%(**) ou 10%(*).

A la lecture de ce tableau, nous remarquons, pour les banques du premier et du dernier quartile, l'existence de complémentarité-coût pour deux outputs produits simultanément (crédits et titres). Toutefois, il faut souligner que l'ensemble des signes pour les couples (crédits-titres et dépôts-titres) sont négatifs, ce qui laisse penser que l'ensemble des catégories de banques bénéficient de la sub-additivité de coûts. Par ailleurs, les tests statistiques et les signes positifs pour le couple de produits (Dépôts-Créances), nous conduisent à envisager l'absence de complémentarités-coûts pour ce couple d'outputs. Ainsi, les coûts de fabrication de ces deux produits semblent être indépendants les uns des autres. On retiendra donc essentiellement de cette analyse qu'il existe des économies de gamme liées à l'utilisation conjointe de facteurs de production pour les couples (crédits-titres) et (dépôts-titres). Toutefois, les valeurs relativement élevées des écarts-types estimés pour le couple (dépôts-crédits), nous conduisent à nuancer la conclusion quant à leur non-complémentarité.

4. Conclusion

Dans cette contribution, nous avons cherché à présenter les deux formes fonctionnelles classiques ayant dominé l'analyse de l'efficacité bancaire (méthode paramétrique et non-paramétrique), à exposer les résultats d'estimations menées sur un échantillon européen composé de 306 banques en caractérisant la technologie bancaire par l'adoption d'une fonction de coût translogarithmique.

Les résultats obtenus suggèrent que les banques de notre échantillon, qu'elles soient de petite ou de grande taille, affichent une amélioration de leur degré d'efficacité sur la période étudiée. Toutefois, cette tendance à l'amélioration de l'efficacité productive varie en fonction de l'implantation géographique et de la taille des établissements bancaires. En général, les banques opérant au Luxembourg, affichent un degré d'efficacité plus important que leurs concurrentes. Les facteurs endogènes n'expliquent que partiellement les divergences de performances entre banques. L'explication appelle d'autres facteurs. Nous avons examiné la portée relative de trois variables exogènes (le cycle, la part de marché et la part du crédit domestique dans le PIB) sur l'efficacité productive des firmes bancaires. Les résultats apportés par ces dernières variables relèvent que la situation socio-économique et la structure du marché constituent des facteurs explicatifs de la divergence des efficacités productives entre pays.

Quant aux résultats relatifs aux économies d'échelle, les tests statistiques rejettent l'hypothèse de rendements d'échelle croissants pour les banques dont l'actif bilantaire est supérieur à 0,886 milliard d'euros.

Les économies de variétés sont constatées pour le couple (crédits-titres). Toutefois, les signes négatifs des paramètres observés pour l'ensemble des banques et les valeurs relativement faibles des écarts-types estimés du couple (titres-dépôts) traduisent une certaine sub-additivité de coûts. L'estimation avec un échantillon plus important pourrait améliorer la qualité de l'ajustement et la précision des estimateurs.

Bibliographie

- AIGNER, D. J., C.A.K. LOVELL ET P. SCHMIDT (1977) "Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models," *Journal of Econometrics*, 6, pp. 21-37.
- ALLEN, L. ET A. RAI (1996) "Operational Efficiency in Banking: An International Comparison," *Journal of Banking and Finance*, 20, pp. 655-672.
- ALTUNBAS, Y. ET S.P. CHAKRAVARTY (2001): Frontier cost functions and bank efficiency, *Economics Letters*, 72, pp. 233-240.
- BATTESE, G.E. ET T.J. COELLI (1988) "Prediction of Firm-level Technical Efficiencies with a Generalized Frontier Production Function and Panel Data," *Journal of Econometrics*, 38, pp. 387-399.
- BAUER, P.W. (1990) "Recent Developments in the Econometric Estimation of Frontiers," *Journal of Econometrics*, 46, pp. 39-56.
- BAUER, P., A.N. BERGER, ET D. HUMPHREY (1993) "Efficiency and Productivity Growth in U.S. Banking," en H. Fried, C.A.K. Lovell et S.S. Schmidt (eds), *The Measurement of Productive Efficiency: Techniques and Applications*, Oxford: Oxford University Press.
- BERGER, A.N. (1993) "Distribution-Free Estimates of Efficiency in U.S. Banking Industry and Tests of the Standard Distributional Assumptions," *Journal of Productivity Analysis*, 4, pp. 261-292.
- BERGER, A.N. ET D.B. HUMPHREY (1991) "The Dominance of Inefficiencies Over Scale and Product Mix Economies in Banking," *Journal of Monetary Economics*, 28, pp. 117-148.
- 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, pp. 175-212.
- BERGER, A.N., W.C. HUNTER ET S.G. TIMME (1993) "The Efficiency of Financial Institutions: A Review of Research Past, Present, and Future," *Journal of Banking and Finance*, 28, pp. 117-148.
- 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, pp. 895-947.
- BIKKER, J.A. (1999): Efficiency in the European banking industry: an exploratory analysis to rank countries, *DNB Staff Reports*, n° 42.

COELLI, T., D.S. PRASADA RAO, ET G.E. BATTESE (1998) *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*, London: Kluwer Academic Publishers.

DEBREU, G. (1951): The coefficient of resource utilization, *Econometrica*, 19 (3), PP. 273-292

DEPRINS, D., L. SIMAR ET H. TULKENS (1984): Measuring Labor Inefficiency in Post offices. In the Performance of Public Entreprises: Concept and Measurement, Amsterdam, North-Holland: Tulkens eds, pp. 243-267.

DE YOUNG, R. (1997) "Comment on Operational Efficiency in Banking: An International Perspective," *Journal of Banking and Finance*, 21, pp. 1325-1329.

DIETSCH, M. (1990): Return to scale and return to scope in French banking industry, *Paper presented at 3rd Franco-American Seminar*, NBER, PP. 1-30, July.

DIETSCH, M. (1996): "Coûts et concurrence dans l'industrie bancaire," *Rapport pour le Conseil de Cr dit*, Paris: Conseil national de cr dit.

DIETSCH, M. ET A. LOZANO-VIVAS (2000): How the environment determines banking efficiency: A comparaison between French and Spanish industries, *Journal of Banking & Finance*, 24, pp. 985-1004.

F RE, R., S. GROSSKOPF, ET C.A.K. LOVELL (1994) *Production Functions*, Cambridge, UK: Cambridge University Press.

FARRELL, M.J. (1957) "The Measurement of Productive Efficiency," *Journal of the Royal Statistical Society, Series A*, 120, pp. 253-281.

FERRIER, G.D. ET C.A.K. LOVELL (1990) "Measuring Cost Efficiency in Banking: Econometric and Linear Programming Evidence," *Journal of Econometrics*, 46, pp. 229-245.

F RSUND, F.R., C.A.K. LOVELL, ET P. SCHMIDT (1980) "A Survey of Frontier Production Functions and of their Relationship to Efficiency Measurement," *Journal of econometrics*, 13, pp. 5-25.

GUARDA, P. ET A. ROUABAH (2000): Efficacit  et performance des banques en Europe: une analyse «stochastic frontier» sur des donn es en panel, *Cahiers d' conomie*, 15, pp. 27-51, Centre universitaire de Luxembourg

JONDROW, J., C.A.K. LOVELL, I. MATEROV, ET P. SCHMIDT (1982) "On the Estimation of Technical Efficiency in the Stochastic Frontier Production Function Model," *Journal of Econometrics*, 19, pp. 233-238.

HASAN, I., A. LOZANO-VIVAS ET J.T. PASTOR (2000): Cross-border performance in European Banking, *Bank of Finland Discussion Papers*, 24.

KOOPMANS, T. C. (1951): An analysis of production as an efficient combination of activities, in *Activity Analysis of production and allocation*, ed. by T.C. Koopmans, Cowles Commission for research in Economics, Monograph 13. New York: John-Wiley and Sons, Inc.

LEIBENSTEIN, H. (1966) "Allocative Efficiency versus 'X-efficiency'," *American Economic Review*, 56, pp. 392-415.

MAES M. (1975): Les économies de dimensions dans le secteur bancaire belge, *Tijdschrift voor het bankwezen*, n° 4, PP. 261-267.

MULDUR U. ET M. SAASSENOU (1990): Economies of scale and scope in French banking and saving institutions, *Communication presented at the 3rd Franco-American Seminar*, NBER, July.

LEIBENSTEIN, H. ET S. MAITAL (1992) "Empirical Estimation and Partitioning of X-Inefficiency: A Data Envelopment Approach," *American Economic Review*, 82:2, pp. 428-433.

MEEUSEN, W. ET J. VAN DEN BROECK (1977) "Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions with Composed Error," *International Economic Review*, 18, pp. 435-444.

MESTER, L.J. (1993) "Efficiency in the Savings and Loan Industry," *Journal of Banking and Finance*, 17, April, pp. 267-286.

MESTER, L.J. (1996) "Efficiency of Banks in the Third Federal Reserve District: a study of bank efficiency taking into account risk-preferences," *Journal of Banking and Finance*, 20(6), pp. 1025-1045.

ROUABAH, A. (2000): Compétitivité des banques luxembourgeoises, monnaie unique et perspectives stratégiques des acteurs, *Thèse de doctorat*, Université de Nancy, Juin.

SEIFORD, L.M. ET R.M. THRALL (1990) "Recent Developments in DEA," *Journal of Econometrics*, 46, pp. 7-38.

SHEPHARD, R. W. (1970): *The Theory of Cost and Production Function*, Princeton: Princeton University Press.

SIMAR, L., J.P. FLORENS ET C. CAZALS (2000): Nonparametric Frontier Estimation: a Robust Approach, *Project d'Action de Recherches Concertées* n° 98/03-213.

STEVENSON, R.E. (1980) "Likelihood Functions for Generalized Stochastic Frontier Estimation," *Journal of Econometrics*, 13, pp. 57-66.

WAGENVOORT, J.L.M. ET P.H. SCHURE (1999) "Who are Europe's Efficient Bankers?" *EIB Papers*, 4(1), PP. 105-126.

