

# L'efficiency de coût des banques françaises au cours des années quatre-vingt-dix



**Laurent Weill**

Maître de conférences

LARGE, Université Robert Schuman,

Institut d'études politiques\*

[laurent.weill@urs.u-strasbg.fr](mailto:laurent.weill@urs.u-strasbg.fr)

## I Introduction

**L**e secteur bancaire français a fait l'objet d'importants changements au cours des années quatre-vingt-dix. Sur un plan législatif, la seconde directive bancaire d'origine communautaire a supprimé les barrières à l'entrée d'origine réglementaire pour les banques originaires de l'Union européenne. De surcroît, l'augmentation du nombre de fusions-acquisitions domestiques a favorisé un processus de concentration du secteur bancaire. Il convient dès lors de s'interroger sur l'impact de ces évolutions sur la performance en coût du secteur bancaire français.

L'évolution de la performance en coût du secteur bancaire français s'avère en effet être une question importante à plusieurs niveaux. Tout d'abord, l'amélioration des performances en coût du secteur bancaire devrait permettre une réduction des taux d'intérêt pratiqués sur les prêts et par conséquent favoriser une augmentation de l'investissement. Ensuite, le degré de performance du secteur bancaire français est un élément déterminant dans le cadre de l'expansion transfrontalière future des banques françaises. En effet, des performances réduites des banques françaises signifieraient des possibilités plus restreintes de s'implanter à l'étranger face à des concurrents plus performants en coût, mais également la perspective de voir les banques étrangères entrer plus aisément sur le marché français.

Notre objectif ici est de présenter des éléments d'analyse sur les performances en coût des banques françaises afin, d'une part, d'étudier le degré de performance du secteur bancaire français dans la perspective des mouvements industriels transfrontaliers, d'autre part d'analyser

comment le secteur bancaire français a été affecté par les évolutions des années quatre-vingt-dix.

Pour ce faire, l'efficiency de coût, qui mesure la capacité d'une banque à minimiser ses coûts pour produire une combinaison donnée d'*outputs*, est mesurée sur la période 1992-2000 pour un échantillon de 93 banques françaises. Nous utilisons à cette fin la méthodologie des frontières d'efficiency. Très utilisée dans la littérature empirique sur les performances bancaires, cette méthodologie permet l'obtention de mesures de performance synthétiques et relatives. Trois études ont déjà analysé spécifiquement l'efficiency des banques françaises avec les frontières d'efficiency (Dietsch, 1996 ; Dietsch et Weill, 1999 ; Chauveau et Couppey, 2000). Par rapport à ces travaux, notre article se propose de mesurer l'évolution de l'efficiency de coût des banques françaises sur une période plus longue, et d'effectuer un test de convergence afin de vérifier s'il y a eu convergence de l'efficiency bancaire sur la période. Notre étude est ainsi la première à analyser l'évolution de l'efficiency des banques françaises sur l'ensemble de la décennie précédente. De surcroît, par rapport à l'ensemble de la littérature sur l'efficiency des banques, il s'agit à notre connaissance du premier travail à effectuer un test de convergence sur l'efficiency.

Dans un premier temps, nous estimons l'évolution de l'efficiency de coût des banques françaises entre 1992 et 2000. Nous verrons ainsi comment les changements connus par le secteur bancaire français ont affecté les performances en coût des banques françaises. Dans un second temps, nous analysons l'existence d'une convergence des niveaux d'efficiency des banques françaises. En effet, même si l'on observe une amélioration de l'efficiency des banques françaises, il est cependant possible que l'on ne constate pas un rapprochement des niveaux d'efficiency des banques vers le niveau moyen en raison du caractère local des marchés bancaires. L'existence d'imperfections de concurrence sur le marché bancaire français peut en effet entraver l'amélioration de

\* 47, avenue de la Forêt-Noire, 67082 Strasbourg Cedex, France.  
Tél. : 03 88 41 77 21.

l'efficacité des banques, par le fait de ne pas inciter les banques bénéficiant de rentes de monopole à améliorer leur efficacité. Nous effectuons alors un test de convergence afin d'analyser si l'on observe une convergence des performances de coût des banques françaises durant la période de l'étude.

Après une brève description de l'évolution du secteur bancaire français au cours des années quatre-vingt-dix (II), nous présentons un bref survol de la littérature consacrée à l'efficacité des banques françaises (III). Nous décrivons ensuite (IV) les données et les variables utilisées pour l'estimation des scores d'efficacité, pendant que nous développons la méthodologie utilisée (V). Nous exposerons les résultats de l'analyse (VI) avant de conclure (VII).

## II L'évolution du secteur bancaire français au cours des années quatre-vingt-dix

Cette section vise à présenter brièvement les changements majeurs connus par le secteur bancaire français au cours des années quatre-vingt-dix au travers de l'analyse de quelques statistiques importantes décrites dans le *tableau 1*. Les grandes tendances du secteur bancaire français au cours des années quatre-vingt-dix peuvent ainsi être résumées comme suit.

*Tableau 1. Évolution du secteur bancaire français*

	1992	1999	Variation en %
Nombre de banques	1 701	1 168	- 31,33 %
Nombre d'agences	25 357	26 101	+ 2,93 %
Intermédiation	1,71	1,24	- 27,49 %
Dépôts	570,46	960,52	+ 68,38 %
Prêts	975,63	1189,48	+ 21,92 %
Dépôts/PIB	0,49	0,73	+ 48,98 %
Prêts/PIB	0,83	0,91	+ 9,64 %

Source : OCDE (2002).

Entre 1992 et 1999, on a assisté à un mouvement de concentration du secteur bancaire avec une réduction de près d'un tiers du nombre de banques. La raison principale en est une vague de fusions-acquisitions, notamment dans le secteur mutualiste où l'on a assisté à une restructuration des entités régionales durant cette décennie dans une perspective d'accroissement de la taille (Crédit Agricole, Banque Populaire).

Cependant, ce mouvement de concentration ne s'est pas accompagné d'une réduction des capacités bancaires en termes d'agences puisque le nombre d'agences a légèrement augmenté sur la période. Il s'avère ainsi que les entités issues des fusions-acquisitions n'ont généralement pas choisi de réduire le nombre d'agences.

Cette absence de réduction du nombre d'agences est d'autant plus surprenante que, outre le mouvement de

concentration, l'augmentation de la concurrence par les taux dans les années quatre-vingt-dix par rapport aux années quatre-vingt laissait également escompter une réduction du nombre d'agences. En effet, au cours des années quatre-vingt, la concurrence restreinte par les taux avait incité les banques à se différencier notamment par les services et donc par le nombre d'agences.

Le ratio d'intermédiation a diminué en France au cours des années quatre-vingt-dix. Une première explication pourrait être le développement de financements de marché qui se substituent aux financements intermédiés. Néanmoins, l'analyse du ratio du total des prêts sur le PIB montre une augmentation. La raison découle en fait d'une croissance plus rapide du volume des dépôts par rapport à celui des prêts. Les ratios de dépôts sur PIB et de prêts sur PIB ont tous deux augmenté au cours des années quatre-vingt-dix. Ces ratios mesurent le développement du secteur bancaire, car ils mesurent le recours aux produits bancaires d'épargne ou de financement pour les entreprises et les ménages. Leur évolution montre qu'il n'y a pas eu de recul des activités bancaires durant les années quatre-vingt-dix, en dépit de la concurrence d'autres formes d'épargne et du développement des financements de marché.

## III Un survol de la littérature sur l'efficacité des banques françaises

La littérature sur l'efficacité des banques s'est considérablement développée au cours des années quatre-vingt-dix. Berger et Humphrey (1997) recensaient déjà 110 travaux qui appliquaient les frontières d'efficacité au secteur bancaire. Les banques françaises n'ont cependant fait l'objet que d'un nombre réduit d'études. On peut distinguer celles qui leur sont spécifiquement consacrées et celles qui mesurent leur efficacité dans le cadre d'une comparaison internationale de l'efficacité des banques. Nous allons brièvement présenter ici les résultats des principales études.

Observons que toutes les études ne mesurent pas l'efficacité de coût. En effet, certaines estiment une frontière de production qui permet le calcul exclusivement de l'une des composantes de l'efficacité de coût : l'efficacité technique, qui mesure la capacité à produire le maximum d'*outputs* pour un panier donné d'*inputs*. L'efficacité de coût prend en fait en compte tant l'efficacité technique que l'efficacité allocative, qui est la capacité à choisir les combinaisons optimales de facteurs de production, compte tenu de leurs prix. Par conséquent, les scores d'efficacité technique sont par construction inférieurs aux scores d'efficacité de coût.

Nous commençons par effectuer une synthèse des trois études consacrées spécifiquement à l'efficacité des banques françaises. Dietsch (1996) effectue la première étude sur l'efficacité des banques françaises. Il estime au moyen d'une méthode paramétrique, l'approche à distribution libre, l'efficacité de coût d'un échantillon de 375 banques françaises sur la période 1988-1992. Il conclut à une efficacité de coût moyenne de 56,1 % et de 70,7 % respectivement avec des tronquages de 1 % et de 5 %.

Il analyse, par ailleurs, la relation entre efficacité de coût et prise de risque, testant l'hypothèse que les banques les moins efficaces prennent des risques excessifs. Cette hypothèse est alors corroborée par les résultats.

Dietsch et Weill (1999) utilisent une approche alternative non-paramétrique, l'analyse d'enveloppement des données ou DEA (*Data Envelopment Analysis*) pour mesurer l'efficacité technique d'un échantillon de 93 banques françaises de dépôt pour l'année 1994. Ils testent différentes combinaisons d'*inputs* et d'*outputs* : d'une part, ils étudient le rôle de la prise en compte des actifs de placement comme *output*. D'autre part, du côté des *inputs*, ils analysent l'impact de la présence des intérêts payés à côté des dépenses de personnel et des autres charges opératoires. Ils observent une efficacité technique moyenne de l'ordre de 91 % ou de 78 % selon que les intérêts payés soient introduits comme *input* ou non. La prise en compte des actifs de placement comme *output* n'affecte que très faiblement les résultats. La décomposition de l'efficacité technique montre que les inefficacités techniques pures dominent clairement les inefficacités d'échelle, ce qui tend à montrer que les inefficacités résultent principalement non d'un problème de taille mais de défaillances managériales. L'étude se conclut par une analyse des déterminants de l'efficacité des banques françaises qui montre l'absence de relation claire avec la taille, ainsi qu'une relation négative avec la prise de risque.

Enfin, Chauveau et Couppey (2000) effectuent une analyse très similaire en estimant l'efficacité technique d'un échantillon de 38 banques françaises sur la période 1994-1997 au moyen également de l'approche DEA. Ils adoptent quatre *outputs* et trois *inputs*. L'usage d'un nombre important d'*inputs* et d'*outputs* sur un échantillon relativement réduit de banques conduit avec l'approche DEA à surestimer le nombre de banques efficaces et par conséquent à des niveaux moyens d'efficacité très élevés. Cet aspect méthodologique explique les résultats obtenus : une efficacité technique moyenne de l'ordre de 89 à 95 % selon les années étudiées, 15 banques sur les 38 analysées qui soient 100 % efficaces sur chacune des 4 années de l'étude.

À côté de ces trois études axées spécifiquement sur les banques françaises, on trouve un nombre important de comparaisons internationales de l'efficacité des banques qui analysent la France. Les comparaisons internationales des mesures d'efficacité se sont en effet considérablement développées ces dernières années, notamment entre pays européens, avec l'usage généralisé de la base de données Bankscope.

Ces comparaisons internationales peuvent estimer des frontières nationales pour chaque pays, ou des frontières communes à un ensemble de pays. Les frontières communes permettent de comparer l'efficacité des banques entre différents pays, en comparant toutes les banques aux meilleures banques de l'ensemble de pays étudiés. En revanche, elles font l'hypothèse que toutes les banques quelque soit leur pays ont la même technologie, ce qui peut induire des écarts d'efficacité qui résultent de technologies différentes (Chaffai, Dietsch et Lozano-Vivas, 2001). De surcroît, les écarts d'efficacité entre pays peuvent ne pas résulter de différences en termes de performance managériale mais simplement d'environnements économiques différents, comme l'ont

montré Dietsch et Lozano-Vivas (2000). Ainsi, les mesures de l'efficacité des banques françaises effectuées dans des études européennes sur des frontières communes donnent logiquement des estimations d'efficacité différentes des mesures obtenues dans des frontières nationales. La raison en est donc que les banques françaises sont alors comparées non pas aux meilleures banques françaises mais aux meilleures banques européennes.

Le *tableau 2* présente les principaux résultats de ces différentes comparaisons internationales en distinguant celles qui estiment des frontières nationales de celles qui estiment des frontières communes, et en précisant le type d'efficacité estimée ainsi que les caractéristiques de l'échantillon utilisé. On observe alors une dispersion relativement importante des scores d'efficacité moyens obtenus selon le concept d'efficacité mesuré et la méthode utilisée. Il y a cependant un grand nombre d'études qui parviennent à un score d'efficacité moyen entre 70 et 80 %.

On constate également qu'aussi bien les méthodes paramétriques d'approche de frontière stochastique (SFA, *Stochastic Frontier Approach*) et d'approche à distribution libre (DFA) que l'approche non-paramétrique d'analyse d'enveloppement des données (DEA) ont été appliquées pour estimer l'efficacité des banques françaises. Enfin, sur un plan dynamique, les quelques études qui ont analysé l'évolution de l'efficacité des banques concluent généralement à une augmentation de l'efficacité des banques françaises jusqu'en 1997 (Chauveau et Couppey, 2000 ; Altunbas *et al.*, 2001, Carbo *et al.*, 2001). La seule exception est l'étude de Dietsch et Weill (2000) qui constate une très légère baisse de l'efficacité entre 1993 et 1997.

Notre étude se propose ainsi de compléter la littérature existante sur l'efficacité de coût des banques françaises en appliquant l'approche de frontière stochastique pour analyser l'évolution de l'efficacité des banques françaises de 1992 à 2000.

## IV Données et variables

Nous utilisons des données comptables non consolidées pour 93 banques commerciales, coopératives et caisses d'épargne. La période d'étude est 1992-2000. Les données proviennent de la base de données Bankscope de BVD-IBCA. Nous gardons uniquement les banques présentes les neuf années dans l'échantillon afin de disposer d'un échantillon cylindrique. Nous utilisons le « *Tukey boxplot* », fondé sur l'utilisation de l'écart interquartile, pour nettoyer l'échantillon des valeurs extrêmes. Les banques ayant des observations hors de l'intervalle défini par les 1<sup>er</sup> et 3<sup>e</sup> quartile plus ou moins une fois et demie l'écart interquartile pour chaque prix d'*input* moyen sur la période sont ainsi exclues.

La définition des *inputs* et des *outputs* bancaires s'effectue selon l'approche de l'intermédiation, proposée par Sealey et Lindley (1977). Elle fait l'hypothèse que la banque collecte des dépôts afin de les transformer en prêts, en utilisant travail et capital dans le processus de transformation. L'approche alternative est celle dite de la production, où la banque est supposée utiliser travail et capital pour produire dépôts et prêts. Deux études ont montré que l'approche choi-

Tableau 2. Études sur l'efficacité des banques françaises

Auteurs	Caractéristiques (méthode utilisée, frontière estimée, échantillon, période)	Résultats
<b>France</b>		
Dietsch (1996)	DFA, frontière de coût, 375 banques, 1988-92	Efficacité de coût moyenne : 56,1 %-70,7 %
Dietsch et Weill (1999)	DEA, frontière de production, 93 banques, 1994	Efficacité technique moyenne : 78-91 %
Chauveau et Couppey (2000)	DEA, frontière de production, 38 banques, 1994-97	Efficacité technique moyenne : en 1994 : 89 %, en 1997 : 95 %
<b>Comparaisons internationales (frontière nationale)</b>		
Berger <i>et al.</i> (2000)	DFA, frontières de coût et de profit, 215 banques, 1992-97.	Efficacité de coût moyenne : 70,9 %
Dietsch et Weill (2000)	SFA et DFA, frontière de coût, 190 banques, 1993-97	Efficacité de coût moyenne : 89,25 % (SFA), 82,12 % (DFA), Efficacité de coût moyenne avec SFA en 1993 : 90,12 %, en 1997 : 89,22 %
Weill (2004)	SFA, DEA, DFA, frontière de coût, 135 banques, 1992-98	Efficacité de coût moyenne : 70,58 % (SFA), 49,76 % (DFA), 40,16 % (DEA)
<b>Comparaisons internationales (frontière commune)</b>		
Allen et Rai (1996)	SFA et DFA, frontière de coût, 32 banques françaises, 1988-92. Frontière estimée sur 15 pays développés.	Efficacité de coût moyenne (petites/grandes banques) : 73,4 %/ 84,3%
Altunbas <i>et al.</i> (2001)	SFA, frontière de coût, 426 banques, 1989-97. Frontière estimée sur tous les pays de l'UE	Efficacité de coût moyenne : 71,2 % en 1989, 75,6 % en 1997
Carbo <i>et al.</i> (2002)	SFA, frontière de coût, 20 caisses d'épargne françaises, 1991-96. Frontière estimée sur 12 pays européens.	Efficacité de coût moyenne : 76,9 % sur la période. Efficacité de coût moyenne en 1991 : 72,5 %, en 1996 : 76,7 %.
Dietsch et Lozano-Vivas (2000)	DFA, frontière de coût, 223 banques, 1988-92. Frontière estimée sur la France et l'Espagne.	Efficacité de coût moyenne : 77,5 %
Lozano-Vivas <i>et al.</i> (2001)	DEA, frontière de production, 150 banques, 1993. Frontière estimée sur 10 pays européens.	Efficacité technique moyenne : 24,23 %
Lozano-Vivas <i>et al.</i> (2002)	DEA avec des variables d'environnement, frontière de production, 150 banques, 1993. Frontière estimée sur 10 pays européens.	Efficacité technique moyenne : 36,65 %
Maudos <i>et al.</i> (2002)	DFA, frontière de coût, 142 banques, 1993-96	Efficacité de coût moyenne : 62,0 %
Pastor <i>et al.</i> (1997)	DEA, frontière de production, 67 banques françaises, 1992. Frontière estimée sur 8 pays développés.	Efficacité technique moyenne : 95 %

DEA : analyse d'enveloppement des données, DFA : approche à distribution libre, SFA : approche de frontière stochastique.

sie pour la définition des *inputs* et des *outputs* bancaires avait un impact sur les niveaux des scores d'efficacité, mais n'impliquait pas de changements majeurs dans les classements des scores d'efficacité (Wheelock et Wilson, 1995 ; Berger, Leusner et Mingo, 1997).

Les *outputs* sont les prêts et les actifs de placement. Les *inputs*, dont les prix sont nécessaires à l'estimation de la frontière de coût, sont le travail, le capital et les fonds empruntés. Le prix du travail est mesuré par le ratio des dépenses de personnel sur le total du bilan, comme dans les études de Dietsch et Weill (2000) et Altunbas *et al.* (2001). Le prix du capital physique est défini comme le ratio des autres coûts opératoires sur les actifs fixes. Le prix des fonds empruntés est mesuré par le ratio des intérêts payés sur l'ensemble des fonds empruntés. Le coût total est la somme des dépenses de personnel, des autres coûts opératoires et des

intérêts payés. Le *tableau 3* présente les statistiques descriptives pour les valeurs moyennes sur la période des *outputs*, des prix d'*inputs* et des autres éléments utilisés.

## V Méthodologie

Cette section présente la méthodologie adoptée pour l'estimation des frontières d'efficacité. Nous calculons des scores d'efficacité de coût au moyen de deux approches paramétriques. Aussi, nous présentons dans une première sous-section la forme fonctionnelle choisie pour la frontière de coût, avant de développer les approches paramétriques utilisées!

Plusieurs méthodes ont été proposées dans la littérature pour mesurer l'efficacité des banques. On peut distinguer les

Tableau 3. Statistiques descriptives de l'échantillon

	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
<b>Outputs</b>				
Prêts	4920196,0	18226327,9	53333,0	114874582
Actifs de placement	5449084,8	23188695,4	5804,6	150841438
<b>Inputs</b>				
Dépenses de Personnel	123900,2	432418,6	1233,1	2711049,1
Autres coûts opératoires	89374,9	304287,1	1309,4	1818950,2
Intérêts payés	537649,7	2199953,9	1608,7	12573307,2
<b>Prix d'inputs</b>				
Prix du travail (en %)	1,81	0,65	0,48	3,65
Prix du capital physique (en %)	159,58	81,89	48,87	417,62
Prix des fonds empruntés (en %)	4,59	1,17	2,33	8,45
<b>Autres caractéristiques</b>				
Total de bilan	10629717,9	43334549,4	74321,9	271350383

Les valeurs sont en millions d'euros, sauf indication contraire.

méthodes non-paramétriques, fondées sur des techniques de programmation linéaire, de celles paramétriques, qui utilisent des techniques économétriques.

La méthode non-paramétrique la plus utilisée est la méthode DEA (*Data Envelopment Analysis*). Elle possède l'avantage de ne pas nécessiter d'hypothèses sur la forme fonctionnelle de la frontière, ce qui permet à la frontière d'envelopper les données. Cependant, son défaut majeur est de ne pas intégrer de terme d'erreur dans les estimations d'efficacité : la distance par rapport à la frontière d'efficacité est entièrement mesurée comme de l'inefficacité. De surcroît, comme cela a été évoqué plus haut dans le commentaire de l'étude de Chauveau et Couppey (2001), la méthode DEA présente l'inconvénient d'augmenter le nombre de banques efficaces par défaut quand le nombre d'observations est réduit par rapport au nombre d'*inputs* et d'*outputs*.

Les méthodes paramétriques comprennent notamment l'approche de frontière stochastique et l'approche à distribution libre. Par rapport aux méthodes non-paramétriques, leur principale faiblesse est qu'une forme fonctionnelle est imposée pour la frontière d'efficacité. Cependant, leur avantage majeur est qu'elles décomposent la distance par rapport à la frontière d'efficacité entre un terme d'erreur et un terme d'inefficacité.

Les scores d'efficacité sont mesurés ici au moyen de l'approche de frontière stochastique (SFA, *Stochastic Frontier Approach*). Développée par Aigner, Lovell et Schmidt (1977), elle fait l'hypothèse que le résidu  $\varepsilon$  estimé avec la frontière d'efficacité est en fait la somme de deux composantes : un terme d'erreur  $v$ , prenant en compte les

événements exogènes et les erreurs de mesure, qui suit une distribution symétrique généralement normale ; un terme d'inefficacité  $u$ , prenant en compte les inefficiences managériales, qui suit une distribution asymétrique. Plusieurs distributions ont été proposées dans la littérature pour le terme d'inefficacité : semi-normale, normale tronquée, gamma. Nous faisons ici l'hypothèse d'une distribution gamma pour le terme d'inefficacité, à la suite de Greene (1990), et d'une distribution normale pour le terme d'erreur. Le fondement des hypothèses de distribution réside dans le fait que le terme d'inefficacité ne peut pas diminuer les coûts et doit par conséquent avoir une distribution asymétrique, alors que le terme d'erreur peut augmenter ou réduire les coûts, ce qui légitime une distribution symétrique. Suivant la méthode de Jondrow *et al.* (1982), l'efficacité est alors calculée comme la moyenne conditionnelle du terme d'efficacité, étant donné le résidu<sup>2</sup>.

Nous estimons un système d'équations composé d'une fonction de coût Fourier-flexible et de ses équations de part de coût associées, dérivées du lemme de Shepard. L'estimation de ce système ajoute des degrés de liberté, et permet d'obtenir des estimateurs plus efficaces que l'estimation d'une fonction de coût avec une équation unique. Comme les équations de part de coût sont égales additionnées à l'unité, nous omettons une équation de part de coût. Les contraintes standards de symétrie sont imposées. De même les conditions d'homogénéité sont imposées en normalisant le coût total, le prix du travail et le prix du capital physique par le prix des fonds empruntés. Nous adoptons la forme Fourier-flexible pour la frontière de coût. Cette spécification inclut

une forme translog standard à laquelle on ajoute des termes trigonométriques de Fourier, ce qui confère plus de flexibilité à la fonction de coût (McAllister et McManus, 1993). Nous utilisons la forme Fourier-flexible en ajoutant uniquement les termes de Fourier pour les quantités d'outputs, à l'instar de Berger, Leusner et Mingo (1997) et Altunbas *et al.* (2001).

La raison en est le souci de limiter le nombre de termes de la fonction à estimer. Le modèle estimé pour l'obtention des scores d'efficacité de coût est ainsi :

$$\ln\left(\frac{TC}{w_3}\right) = \beta_0 + \sum_m \alpha_m \ln y_m + \sum_n \beta_n \ln\left(\frac{w_n}{w_3}\right) + \frac{1}{2} \sum_m \sum_j \alpha_{mj} \ln y_m \ln y_j + \frac{1}{2} \sum_m \sum_k \beta_{nk} \ln\left(\frac{w_n}{w_3}\right) \ln\left(\frac{w_k}{w_3}\right) + \sum_n \sum_m \sum_{nm} \gamma_{nm} \ln\left(\frac{w_n}{w_3}\right) \ln y_m + \sum_k [\delta_k \cos Z_k + \theta_k \sin Z_k] \quad (1)$$

$$+ \sum_k \sum_{l=k} [\delta_{kl} \cos(Z_k + Z_l) + \theta_{kl} \sin(Z_k + Z_l)] + \sum_k \sum_{l=k} \sum_{m=l} [\delta_{klm} \cos(Z_k + Z_l + Z_m) + \theta_{klm} \sin(Z_k + Z_l + Z_m)] + \varepsilon$$

$$S_n = \delta \ln\left(\frac{TC}{w_3}\right) / \delta \ln w_n = \beta_n + \sum_k \beta_{nk} \ln\left(\frac{w_k}{w_3}\right) + \sum_m \gamma_{nm} \ln y_m + \eta_n \quad (2)$$

$$\text{avec } Z = 0.2\pi + (1.6\pi) * \frac{\ln Y_i - \ln Y_{i, \min}}{\ln Y_{i, \max} - \ln Y_{i, \min}}$$

avec TC : coût total,  $y_m$  quantité de l'output  $m$  ( $m = 1,2$ ),  $w_n$  prix de l'input  $n$  ( $n = 1,2$ ),  $w_3$  prix des fonds empruntés,  $S_n$  la part de coût de l'input  $n^3$  ( $n = 1,2$ ),  $\eta_n$  le terme d'erreur ( $\eta_n$  indépendant de  $\varepsilon$ ). Le modèle est alors estimé par la technique ITSUR avec le logiciel SAS, qui génère des estimateurs du maximum de vraisemblance.

## VI Résultats

Cette section est consacrée à la présentation et à l'interprétation des résultats sur l'évolution de l'efficacité de coût des banques françaises.

### 1. Évolution de l'efficacité

Nous développons ici l'analyse de l'évolution de l'efficacité moyenne des banques françaises entre 1992 et 2000 pour observer quelles ont été les variations engendrées par les changements structurels du secteur bancaire français au cours des années quatre-vingt-dix sur les performances des

banques françaises. De plus, le score moyen d'efficacité de coût du secteur bancaire français apporte une information dans la perspective de l'expansion transfrontalière des banques en Europe.

En effet, un niveau faible d'efficacité de coût laisserait supposer d'une part une moins grande capacité des banques françaises à s'implanter à l'étranger, d'autre part une plus grande capacité des banques étrangères à venir s'implanter en France, et inversement en cas de niveau élevé d'efficacité de coût.

Le tableau 4 présente les scores d'efficacité moyens par année. La conclusion majeure en est l'augmentation de l'efficacité de coût sur la période. En effet, le score moyen d'efficacité est passé de 77,20 % en 1992 à 83,98 % en 2000, soit une amélioration de 6,78 points. Représentée sur le graphique 1, l'analyse par année montre en fait deux sous-périodes distinctes. Tout d'abord, des améliorations annuelles supérieures ou égales à 1 point ont eu lieu de 1992 à 1996, ce qui a permis une hausse de 5,63 points. Les augmentations de l'efficacité ont été ensuite nettement plus faibles de 1996 à 2000, avec même une légère baisse entre 1997 et 1998 de 0,29 point. L'amélioration de l'efficacité n'a ainsi été que de 1,15 point entre 1996 et 2000. On observe par ailleurs une réduction de la dispersion des scores d'efficacité sur la période : l'écart-type passe de 9,37 % en 1992 à 6,53 % en 2000.

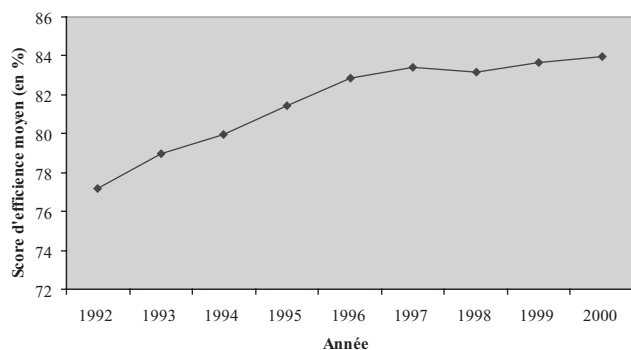
Ce résultat d'une augmentation régulière de l'efficacité des banques françaises de 1992 à 2000, à l'exception de la légère décrue entre 1997 et 1998, concorde avec les conclusions des travaux antérieurs de Altunbas *et al.* (2001) sur la période 1989-1997, de Carbo *et al.* (2002) sur la période 1991-96, et de Chauveau et Couppey (2000) sur la période 1994-1997 qui tous trouvaient une amélioration de l'efficacité sur la période étudiée. On peut par ailleurs remarquer que l'ordre de grandeur des scores d'efficacité obtenus est plutôt en accord également avec les estimations antérieures du niveau d'efficacité de coût du secteur bancaire français, qui se situent en général entre 70 et 80 %.

Tableau 4. Évolution des scores d'efficacité SFA

	Moyenne	Médiane	Écart-type	Minimum	Maximum
Moyenne sur la période	81,61	82,87	6,53	56,65	91,95
1992	77,20	78,14	9,37	36,29	90,44
1993	78,99	80,45	8,48	49,16	90,89
1994	79,97	81,14	8,16	50,19	90,97
1995	81,43	83,08	7,57	54,09	92,52
1996	82,83	83,66	6,91	52,00	93,29
1997	83,44	83,96	6,80	55,47	93,69
1998	83,15	84,02	6,94	54,91	93,22
1999	83,67	84,60	6,71	54,29	93,85
2000	83,98	84,94	6,53	59,76	93,33
Variation	+ 6,78	+ 6,80	- 2,84	+ 23,47	+ 2,91

Tous les scores sont en pourcentage.

Graphique 1. Évolution du score d'efficacité moyen sur la période 1992-2000



Les chiffres présentés sur l'évolution de l'efficacité des banques françaises traduisent une tendance globale pour l'ensemble du secteur bancaire français. Il s'avère cependant intéressant d'affiner l'analyse par une étude de l'évolution de l'efficacité selon la taille et la spécialisation des banques. En effet, les banques peuvent avoir connu des variations différentes d'efficacité selon leur taille initiale ou leur spécialisation.

Les tableaux 5 et 6 présentent l'évolution de l'efficacité des banques françaises respectivement selon leur taille et leur spécialisation. Pour l'analyse par classe de taille, nous avons divisé l'échantillon des 93 banques françaises en 4 classes selon le total des actifs en 1992 : 1<sup>e</sup> classe jusqu'à 600 millions d'euros, 2<sup>e</sup> classe de 600 millions à 2 milliards d'euros, 3<sup>e</sup> classe de 2 à 3,5 milliards d'euros, 4<sup>e</sup> classe au-delà de 3,5 milliards d'euros. L'analyse par spécialisation repose sur la comparaison des scores d'efficacité de 3 catégories de banques : les banques commerciales, les banques mutualistes et les caisses d'épargne.

Nous observons des différences en termes d'efficacité entre les classes de taille non significatives assez réduites en 1992, qui tendent à montrer l'absence de relation linéaire entre taille et efficacité. On observe cependant que les écarts d'efficacité se sont réduits entre les classes de taille entre 1992 et 2000, puisque l'écart maximal entre deux classes de taille est passé de 4,28 points à 1,43 point. En effet, la classe la plus (la seconde) et la moins (la quatrième) efficaces sont celles qui ont connu respectivement la plus faible et la plus forte progression de l'efficacité. Ce constat peut suggérer une convergence en termes d'efficacité entre les banques.

L'analyse en termes de spécialisation abonde dans ce sens. En effet, les caisses d'épargne présentaient un retard en termes d'efficacité en 1992, avec un score moyen d'efficacité de 66,55 %, par rapport aux banques commerciales et mutualistes avec respectivement des scores moyens de 78,67 % et 77,67 %.

Cependant, la situation en 2000 est tout autre avec des scores d'efficacité moyens quasi identiques pour les trois catégories de banques : 83,99 % pour les banques commerciales ainsi que mutualistes, 83,95 % pour les caisses d'épargne. Ce rattrapage très clair des caisses d'épargne suggère ainsi un phénomène de convergence en termes d'efficacité des banques françaises, selon lequel les banques les moins efficaces en 1992 auraient connu les plus fortes augmentations de l'efficacité entre 1992 et 2000.

Tableau 5. Évolution des scores moyens d'efficacité par classe de taille

	N	1992	2000	Variation
1 <sup>e</sup> classe de taille	23	77.78	84.87	+ 7.09
2 <sup>e</sup> classe de taille	23	79.28	83.95	+ 4.67
3 <sup>e</sup> classe de taille	24	76.77	83.44	+ 6.67
4 <sup>e</sup> classe de taille	23	75.00	83.70	+ 8.70

Tous les scores sont en pourcentage.

Tableau 6. Évolution des scores moyens d'efficacité par spécialisation

	N	1992	2000	Variation
Banques commerciales	46	78.67	83.99	+ 5.32
Banques mutualistes	39	77.67	83.99	+ 6.32
Caisses d'épargne	8	66.55	83.95	+ 17.40

Tous les scores sont en pourcentage.

## 2. Interprétation

Il convient dès lors d'analyser la pertinence de cette hypothèse par un test de convergence. À cette fin, nous effectuons un test de  $\beta$ -convergence afin d'analyser l'évolution de l'efficacité de coût des banques françaises. En dépit du grand nombre d'études qui mesurent l'évolution de l'efficacité des banques dans différents contextes géographiques et réglementaires, les mesures d'efficacité des banques n'ont jamais fait l'objet à notre connaissance de tests de convergence. Le test de  $\beta$ -convergence consiste à régresser le taux de croissance de la série sur le niveau initial de la série :

$$t = \alpha + \beta \cdot \ln(\text{EFF}_{i,1992}) + \varepsilon_i \quad (3)$$

avec  $\text{EFF}_{i,2000}$  le score d'efficacité de la banque  $i$  en 2000,  $\text{EFF}_{i,1992}$  le score d'efficacité de la banque  $i$  en 1992,  $t$  le nombre d'années,  $\varepsilon_i$  le terme d'erreur de la banque  $i$ , et  $\alpha$  et  $\beta$  sont les paramètres à estimer.

Il y a  $\beta$ -convergence si le coefficient  $\beta$  du niveau initial est négatif. Les valeurs de la série s'écartent d'autant plus rapidement de leur niveau initial (c'est-à-dire que l'écart entre  $\text{EFF}_{i,2000}$  et  $\text{EFF}_{i,1992}$  est d'autant plus grand) et, par conséquent, les pays convergent d'autant plus rapidement, que  $\beta$  est grand.

Tableau 7. Test de convergence des scores d'efficacité

Variable expliquée	Log (EFF <sub>i,2000</sub> / EFF <sub>i,1992</sub> ) / 9
Constante	- 0,0142*** (-7,29)
Log (EFF <sub>i,1992</sub> )	- 0,0902*** (-14,02)
R <sup>2</sup> ajusté	0,6801

\* \*\* \*\*\* signifient un estimateur significativement différent de 0 à 10 %, 5 %, 1 %. Les  $t$  de Student sont indiqués entre parenthèses.

Le *tableau 7* présente les résultats du test de convergence. Nous observons un coefficient négatif et significatif à 1 % pour le logarithme du niveau initial d'efficacité. Ce résultat montre ainsi qu'il y a eu une convergence des niveaux d'efficacité des banques entre 1992 et 2000 dans le secteur bancaire français. En d'autres termes, le niveau initial d'efficacité en 1992 est un déterminant fondamental de la variation d'efficacité entre 1992 et 2000 pour chaque banque française.

Cependant, la convergence n'explique pas l'augmentation de l'efficacité moyenne des banques sur la période. En effet, la convergence aurait très bien s'effectuer vers le score moyen d'efficacité en 1992, avec une augmentation de l'efficacité pour les banques moins efficaces qui soit symétrique à une réduction de l'efficacité pour les banques plus efficaces. Cette double évolution se serait traduite par un score moyen d'efficacité constant sur la période.

Dès lors, comment expliquer l'amélioration de l'efficacité des banques françaises au cours des années quatre-vingt-dix ? Une première explication – intuitive – repose sur l'augmentation du degré de concurrence bancaire au cours de la période. La concurrence est supposée favoriser l'efficacité de par les pressions exercées sur les dirigeants. Dès lors, nous mesurons l'évolution du degré de concurrence bancaire au moyen du test de Rosse-Panzar (Rosse et Panzar, 1977 ; Panzar et Rosse, 1987), couramment appliqué dans le secteur bancaire (e.g. De Bandt et Davis, 2000 ; Bikker et Haaf, 2002). Il s'agit d'un test non structurel, au sens où le comportement concurrentiel des banques y est évalué sans utiliser d'information sur la structure du marché bancaire. Ce test repose sur l'estimation de la statistique H, qui est la somme des élasticités du revenu total par rapport aux prix des *inputs*. La statistique H détermine la nature de la structure de marché : elle est égale à 0 en cas de monopole, entre 0 et 1 en cas de concurrence monopolistique, et égale à 1 en cas de concurrence pure et parfaite. Les études antérieures qui ont appliqué ce test de concurrence sur le marché bancaire français dans le cadre d'études européennes ont conclu à une situation de concurrence monopolistique. (Molyneux, Lloyd-Williams et Thornton, 1994, pour la période 1986-1989 ; Bikker et Haaf, 2002, pour la période 1988-1998 ; De Bandt et Davis, 2000, pour la période 1992-1996 pour les grandes banques, mais concluent à une situation de monopole pour les petites banques).

Le modèle estimé pour chaque année est ainsi le suivant :

$$\ln REV = \alpha_0 + \alpha_1 \ln ACTIFS + \alpha_2 \ln FP + \beta_1 * (\ln PI) + \beta_2 * (\ln Pk) + \beta_3 * (\ln Pf)$$

avec *REV* revenu total, *PI*, *Pk*, *Pf* respectivement les prix du travail, des fonds empruntés, du capital physique, *ACTIFS* le total des actifs, *FP* le ratio des fonds propres sur le total du bilan. Les variables *ACTIFS* et *FP* prennent en compte respectivement les différences en termes de taille et de risque, comme le font notamment Molyneux, Lloyd-Williams et Thornton (1994), Bikker et Haaf (2002) dans leurs applications du test de Rosse-Panzar. Les indices pour chaque banque et chaque année ont été retirés de la présentation pour simplifier la présentation. Les résultats de l'estima-

tion du modèle Rosse-Panzar pour chaque année sont présentés dans le *tableau 8*.

On observe que la statistique H est comprise entre 0 et 1 pour chaque année de 1992 à 2000, ce qui signifie une structure de concurrence monopolistique sur toute la période. Le résultat le plus important pour notre analyse est cependant la diminution de la statistique H de 0,8203 en 1992 à 0,6960 en 2000. Dès lors, si nous considérons cette mesure comme un indicateur continu de concurrence à l'instar de Bikker et Haaf (2002), Jansen et Haan (2003), Claessens et Laeven (2003) ou Weill (2004), nous pouvons conclure à une réduction de l'intensité de la concurrence dans le secteur bancaire français au cours de la période.

Ainsi, la conclusion majeure du test de concurrence de Rosse-Panzar est l'absence d'augmentation de la concurrence bancaire en France au cours des années quatre-vingt-dix. La conséquence en est pour notre analyse que les variations de la concurrence bancaire ne peuvent expliquer l'évolution observée de l'efficacité des banques françaises.

Il nous faut dès lors avancer une explication alternative pour l'augmentation observée de l'efficacité des banques françaises. Il convient tout d'abord de rappeler que les scores d'efficacité sont des mesures relatives. En conséquence, les aléas de la conjoncture économique ne peuvent expliquer l'évolution de l'efficacité des banques françaises, puisqu'un aléa conjoncturel qui affecte tout le secteur bancaire français n'influence pas les scores d'efficacité.

Notre interprétation de la hausse de l'efficacité des banques françaises au cours des années quatre-vingt-dix repose alors sur les efforts d'adaptation et de préparation des banques françaises face à la venue attendue des concurrents étrangers. Elle est ainsi liée aux mesures communautaires mises en place pour favoriser l'émergence d'un marché bancaire unique dans l'Union européenne. La seconde directive bancaire, mais également la perspective de la monnaie unique ont pu inciter les banques françaises à réaliser des gains d'efficacité de coût pour faire face à la venue future de concurrents étrangers sur le marché français.

La seconde directive bancaire avait, en effet, levé toutes les barrières légales à l'expansion transfrontalière en Europe. Il subsistait néanmoins des barrières à l'entrée à travers notamment les interventions gouvernementales pour contre-carrer le rachat d'une grande banque de réseau française par une banque étrangère<sup>4</sup>. De surcroît, l'existence de différentes devises au sein du marché unique liées faisait subsister un risque de change à toute opération transfrontalière. La volonté politique témoignée par l'introduction de la monnaie unique, ajoutée à la disparition du risque de change entre les pays membres de l'Union européenne, ont ainsi pu favoriser une amélioration de l'efficacité de coût des banques françaises, du fait de la menace d'une concurrence à venir.

Le rôle de l'anticipation de la concurrence à venir des banques étrangères sur le comportement des banques françaises est étayé par l'observation dans le *tableau 1* d'une croissance du nombre d'agences en France entre 1992 et 1999, pendant que dans le même temps le nombre d'intervenants bancaires se réduisait. En effet, ce constat laisse supposer que les banques françaises ont pu utiliser le nombre d'agences comme un instrument stratégique pour limiter l'entrée des banques étrangères.

Tableau 8. Estimations du Modèle de Rosse-Panzar par année sur la période 1992-2000

Paramètre	1992		1993		1994	
	Coefficient	t de Student	Coefficient	t de Student	Coefficient	t de Student
Constante	0.7120***	4.44	0.3660	1.66	- 0.4495**	- 2.02
Pl	0.2447***	11.16	0.2636***	9.48	0.2986***	9.30
Pk	0.0142	0.72	0.0161	0.68	0.0117	0.42
Pf	0.5614***	18.06	0.4297***	12.71	0.1792***	6.75
Log ACTIFS	0.9370***	44.67	0.9262***	32.72	0.8963***	28.79
Log FP	0.0343	1.46	0.0524*	1.71	0.1040***	3.09
R <sup>2</sup> ajusté	0.9974		0.9953		0.9938	
H	0.8203		0.7094		0.4896	
Paramètre	1995		1996		1997	
	Coefficient	t de Student	Coefficient	t de Student	Coefficient	t de Student
Constante	- 0.0535	- 0.23	0.5534**	2.24	0.4763**	2.28
Pl	0.2575***	9.75	0.3344***	12.76	0.3319***	15.49
Pk	0.0506**	2.60	0.0163	0.88	0.0265*	1.75
Pf	0.3384***	7.95	0.3796***	8.75	0.3710***	10.68
Log ACTIFS	0.9170***	49.26	0.8948***	44.38	0.8837***	51.50
Log FP	0.0707***	3.55	0.0836***	3.85	0.1000***	5.30
R <sup>2</sup> ajusté	0.9972		0.9971		0.9976	
H	0.6465		0.7302		0.7294	
Paramètre	1998		1999		2000	
	Coefficient	t de Student	Coefficient	t de Student	Coefficient	t de Student
Constante	0.0318	0.12	0.4368	1.64	0.2747	1.10
Pl	0.2890***	10.67	0.3406***	11.52	0.3425***	10.29
Pk	0.0337**	2.02	0.0157	0.85	0.0349	1.85
Pf	0.3147***	7.81	0.3414***	8.66	0.3186***	9.15
Log ACTIFS	0.8790***	47.88	0.8951***	40.79	0.8919***	39.84
Log FP	0.1136***	5.65	0.0830***	3.60	0.0969***	3.81
R <sup>2</sup> ajusté	0.9971		0.9964		0.9963	
H	0.6375		0.6977		0.6960	

(i) La variable dépendante est le revenu total, (ii) \*, \*\*, \*\*\* indiquent un estimateur significativement différent de 0 au seuil respectivement de 10 %, 5 % ou 1 %, (iii) Pl prix du travail, Pk prix du capital physique, Pf prix des fonds empruntés, Log Actifs logarithme du total des actifs, Log FP logarithme des fonds propres.

Un maillage plus important du marché bancaire français réduit les perspectives de profit des nouveaux entrants, en raison notamment des coûts de changement de banque pour les clients (Weill, 2002 ; Yafeh et Yosha, 2001).

## VII Conclusion

Cette étude a analysé l'évolution de l'efficacité de coût des banques françaises au cours des années quatre-vingt-dix. Cette période a en effet été caractérisée par des changements

importants avec notamment les avancées communautaires sur le plan législatif pour l'intégration des marchés bancaires européens, mais également avec un mouvement important de concentration bancaire résultant des fusions-acquisitions. Nous observons alors une amélioration de l'efficacité de coût des banques françaises entre 1992 et 2000 : le score moyen passe de 77,20 % à 83,98 %. Cette hausse ne résulte cependant pas de l'augmentation de la concurrence, comme le montre un test de concurrence de Rosse-Panzar.

Notre interprétation de cette amélioration de la performance en coût des banques françaises repose sur les efforts

d'adaptation et de préparation effectués du fait de la venue attendue des concurrents étrangers sur le marché national. La mise en place d'un grand marché bancaire européen intégré est en effet devenue de plus en plus probable durant la décennie, du fait notamment de l'instauration de la monnaie unique et de la réduction des barrières politiques à l'entrée sur les marchés bancaires dans l'Union européenne. Ces évolutions ont ainsi pu inciter les banques françaises à réaliser des gains d'efficacité de coût pour faire face à la venue future de concurrents étrangers sur le marché français.

Nous avons par ailleurs effectué un test de convergence de l'efficacité des banques françaises qui montre une convergence des banques françaises en termes d'efficacité

1. L'efficacité de profit n'est pas estimée car ce concept d'efficacité est fortement influencé par la concurrence : un environnement peu concurrentiel favorise en effet l'efficacité de profit d'une banque. En conséquence, l'efficacité de profit ne se révèle pas être une mesure de la performance managériale aussi aisée à interpréter que l'efficacité de coût.
2. Se référer à Kumbhakar et Lovell (2000) pour une présentation plus détaillée de l'approche de frontière stochastique.

## RÉFÉRENCES

Aigner D., C.A.K. Lovell et P. Schmidt (1977), "Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models", *Journal of Econometrics*, 6, 21-37.

Allen L. et A. Rai (1996), "Operational Efficiency in Banking : An International Comparison", *Journal of Banking and Finance* 20, 655-672.

Altunbas Y., E.P.M. Gardener, P. Molyneux et B. Moore (2001), "Efficiency in European Banking", *European Economic Review* 45, 10, 1931-1955.

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

Berger A., R. De Young, H. Genay et G. Udell (2000). "Globalization of Financial Institutions : Evidence from Cross-Border Banking Performance", *Brookings-Wharton Papers on Financial Services* 0, 0, 23-125.

Berger A., J. Leusner et J. Mingo (1997). "The Efficiency of Bank Branches", *Journal of Monetary Economics* 40, 1, 141-162.

Bikker J. et K. Haaf (2002). "Competition, Concentration and their Relationship : An Empirical Analysis of the Banking Industry", *Journal of Banking and Finance* 26, 2191-2214.

Carbo, S., E.P.M. Gardener et J. Williams, (2002). "Efficiency in Banking : Empirical Evidence from the Savings Banks Sector", *Manchester School* 70, 2, 204-228.

Chaffai M., Dietsch M. et A. Lozano-Vivas (2001). "Technological and Environmental Differences in the European Banking Industries", *Journal of Financial Services Research* 19, 2/3, 147-162.

Chauveau T. et J. Couppey (2000). "Les Banques Françaises de Réseaux n'ont pas de Problèmes Majeurs d'Inefficacité Productive : Une Application de la Technique d'Enveloppement des Données (DEA)", *Revue Economique* 51, 6, 1355-1380.

Claessens S. et L. Laeven (2003). "What Drives Bank Competition? Some International Evidence". *World Bank Policy Research Working Paper* 3113.

De Bandt O. et P. Davis (2000). "Competition, Contestability and Market Structure in European Banking Sectors on the Eve of EMU", *Journal of Banking and Finance* 24, 1045-1066.

Dietsch M. (1996). "Efficacité et Prise de Risque dans les Banques Françaises", *Revue Economique* 47, 3, 745-754.

Dietsch M. et A. Lozano-Vivas (2000). "How the Environment Determines the Efficiency of Banks : A Comparison between French and

sur la période 1992-2000. Il s'est ainsi produit un phénomène de rattrapage des banques les moins efficaces au cours de la dernière décennie.

Dans le prolongement de ce travail, il faudrait également analyser l'évolution comparée des secteurs bancaires européens afin d'étudier si tous ont connu la même progression ou si le secteur bancaire français a connu une évolution spécifique. Il serait ainsi permis d'approfondir notre interprétation de l'évolution constatée de l'efficacité des banques françaises, mais également d'avoir des éléments prédictifs sur l'expansion transfrontalière à venir des banques européennes.

3.  $S_n$  représente les dépenses liées à l'input  $n$  sur les coûts totaux.
4. À titre d'illustration, lors de la tentative d'OPA hostile de la BNP sur la Société Générale en 1999, le ministre de l'Économie et des Finances avait interdit aux dirigeants de la Société Générale, un moment en contact avec la banque espagnole BSCH, de faire intervenir un chevalier blanc étranger.

Spanish Banking Industry", *Journal of Banking and Finance* 24, 6, 985-1004.

Dietsch M. et L. Weill (1999). "Les Performances des Banques de Dépôts Françaises : Une Evaluation par la Méthode DEA", in *La Méthode DEA* (Eds : P. Badillo & J. Paradi), Editions Hermès.

Dietsch M. et L. Weill (2000). "The Evolution of Cost and Profit Efficiency in European Banking", in *Research in Banking and Finance* (Eds : I. Hasan and W. Hunter), vol.1, JAI Press / Elsevier.

Greene W. (1990). "A Gamma-Distributed Stochastic Frontier Model", *Journal of Econometrics* 46, 141-163.

Jansen D. et J. De Haan (2003). "Increasing Concentration in European Banking : A Macro-Level Analysis". *Research Memorandum WO n° 743*, De Nederlandsche Bank.

Jondrow J., C.A.K. Lovell, I. Materov et P. Schmidt (1982). "On the Estimation of Technical Inefficiency in the Stochastic Frontier Production Function Model", *Journal of Econometrics* 19, 233-238.

Kumbhakar S. et C.A.K. Lovell (2000). *Stochastic Frontier Analysis*, Cambridge University Press.

Lozano-Vivas A., J.T. Pastor et I. Hasan (2001). "European Bank Performance beyond Country Borders : What Really Matters ?", *European Finance Review* 5, 1-2, 141-165.

Lozano-Vivas A., J.T. Pastor et J.M. Pastor (2002). "An Efficiency Comparison of European Banking Systems operating under Different Environmental Conditions", *Journal of Productivity Analysis* 18, 1, 59-77.

Maudos J., J.M. Pastor, F. Perez et J. Quesada (2002). "Cost and Profit Efficiency in European Banks", *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* 12, 1, 33-58.

Molyneux P., D.M. Lloyd-Williams et J. Thornton (1994). "Competitive Conditions in European Banking", *Journal of Banking and Finance* 18, 445-459.

OCDE (2002). *Rentabilité des Banques, 1992-1999*, Paris.

Panzar J.C. et J.N. Rosse (1987). "Testing for Monopoly equilibrium". *Journal of Industrial Economics* 35, 443-456.

Pastor J.M., F. Perez et J. Quesada (1997). "Efficiency Analysis in Banking Firms : An International Comparison", *European Journal of Operational Research* 98, 2, 395-407.

Rosse J.N. et J.C. Panzar (1977). "Chamberlin vs Robinson : An Empirical Study for Monopoly Rents". *Bell Laboratories Economic Discussion Paper*.

Sealey C.W. et J.T. Lindley (1977). "Inputs, Outputs, and Theory of Production Cost at Depository Financial Institutions" *Journal of Finance* 32, 1251-1266.

Weill L. (2002). "Le Rôle de la Relation de Clientèle comme une Barrière Stratégique à l'Entrée sur les Marchés Bancaires", *Revue Economique* 2, 53, 201-222.

Weill L. (2004). "Measuring Cost Efficiency in European Banking: A Comparison of Frontier Techniques". *Journal of Productivity Analysis* 21, 133-152.

Wheelock D. et P. Wilson (1995). "Evaluating the Efficiency of Commercial Banks : Does Our View of What Banks Do Matter ? ", *Review of Federal Reserve Bank of Saint-Louis* 77, 4, 39-52.

Yafeh Y. et O. Yosha (2001). "The Industrial Organization of Financial Systems and the Strategic Use of Relationship Banking", *European Finance Review* 5, 1-2, 63-78.