

# Les déterminants du risque d'insolvabilité dans l'industrie bancaire. Une approche en termes de frontière de production

Joël Petey

*GERME, École Supérieure des Affaires, Université Lille 2\**

## 1 Introduction

La mesure du risque d'insolvabilité dans un cadre espérance variance est définie par la capacité d'une institution financière à réaliser une profitabilité donnée pour un niveau de risque minimal. Cet article cherche, d'une part, à mesurer de manière relative le risque d'insolvabilité au sein de l'industrie bancaire française et, d'autre part, à en éclairer les déterminants. En particulier, on teste si les différences observées entre banques en termes de capitalisation, de structure de l'actif et de coût des ressources conduisent à des différences significatives en termes de risque d'insolvabilité. Dans ce contexte, une variable supplémentaire qui retient l'attention est la taille. En effet, la taille confère-t-elle des avantages, notamment en termes de diversification, conduisant à une réduction du risque, ou, au contraire, induit-elle des comportements de prise excessive de risque ? Afin d'apporter des éléments de réponse à ces interrogations, on va s'appuyer sur une méthodologie développée par Hughes et Moon (1996) permettant une mesure conjointe de l'espérance de profit et de sa variance. Ces indicateurs sont ensuite convertis en une mesure du risque d'insolvabilité par la construction d'une frontière rendement risque du secteur bancaire. Cette frontière s'apparente à une frontière de production : les banques emploient du risque afin de produire de la rentabilité. Chaque banque est caractérisée par sa position par rapport à cette frontière et sa performance est mesurée par un score d'efficacité calculé par enveloppement non paramétrique (méthode DEA). La procédure est appliquée à un échantillon de banques françaises sur la pé-

---

\* 1, place Déliot BP 381, 59020 Lille Cedex France, E-mail : Joel.Petey@univ-lille2.fr

riode 1993-1997. La section 2 présente les principaux résultats théoriques et empiriques quant aux interactions entre capitalisation, taille et risque d'insolvabilité. La section 3 présente les méthodologies visant à rendre compte du risque dans les mesures d'efficacité productive. La section 4 présente la fonction de dépense à partir de laquelle sont dérivés dans la section 5 les scores d'efficacité. La section 6 présente l'analyse des scores d'efficacité.

## **2 Taille, capitalisation et risque d'insolvabilité**

Le risque d'insolvabilité d'une institution financière résulte, d'une part, des réalisations des risques qu'elle est susceptible de porter à travers l'ensemble de ses activités et, d'autre part, de sa capacité à les absorber. Dans ce contexte, deux aspects ont fait l'objet d'une attention particulière : la capitalisation, qui va déterminer la capacité d'absorption des pertes de l'institution financière, et la taille, qui est susceptible d'induire des comportements face au risque spécifiques.

### **2.1 Capitalisation et risque d'insolvabilité**

La détention de fonds propres et la réglementation qui l'encadre visent à réduire la probabilité d'insolvabilité des banques en les dotant d'une capacité suffisante d'absorption des pertes. Dans ce contexte, un niveau de fonds propres plus élevé à actif inchangé doit conduire à une réduction globale de la probabilité de défaillance des institutions financières. Toutefois, ceci suppose l'indépendance de la composition des portefeuilles d'actifs et de la structure du capital des banques. Kim et Santomero (1988) montrent qu'en l'absence de contrainte réglementaire sur le niveau de fonds propres, les banques présentant une aversion pour le risque relativement faible sélectionnent des actifs plus risqués ainsi qu'un taux de fonds propres plus faible. L'hétérogénéité des préférences en matière de risque au sein de l'industrie bancaire implique une relation négative entre risque des actifs et taux de fonds propres. On s'attend donc à observer une relation négative entre capitalisation et risque des actifs qui débouche finalement sur une relation négative entre capitalisation et risque d'insolvabilité. Parallèlement à la relation inverse entre risque et niveau de fonds propres, trois raisons peuvent conduire à l'existence d'une relation positive cette fois entre variations du risque des actifs et variations du niveau de fonds propres. La première découle de l'introduction de normes réglementaires de détention de fonds propres. Merton (1972), Kahane (1977), Koehn et Santomero (1980) ainsi que Kim et Santomero (1988) montrent qu'en présence d'une telle contrainte, des banques riscophobes procèdent à un ajustement entre risque de l'actif et fonds propres de telle manière à atteindre un niveau de risque global optimal en termes d'utilité. En cas de resserrement de la

contrainte réglementaire, on conjecture donc un accroissement du risque de l'actif, à objectif de solvabilité (matérialisé par exemple par un rating cible) inchangé. La deuxième raison de l'observation d'une relation positive entre variation de risque et variation du niveau de fonds propres découle de l'existence de coûts de faillite, qui regroupent autant des coûts de procédure que des coûts de liquidation d'actifs ou plus généralement la perte de la valeur d'agrément définie comme la somme actualisée des profits futurs associés au fait d'avoir l'autorisation d'exercer une activité bancaire (Keeley (1990)). Dans ce contexte, Milne et Whalley (1998) introduisent la valeur d'agrément dans le cadre d'un modèle d'option et montrent que les banques sélectionnant des portefeuilles plus risqués détiennent alors plus de fonds propres. La troisième et dernière cause d'un lien positif entre risque et fonds propres s'inscrit dans le cadre de la théorie de l'agence. Celle-ci a depuis longtemps identifié l'existence de préférences pour le risque hétérogènes comme source de coûts d'agence. Saunders et al. (1990) montrent que les dirigeants, agissant en tant qu'agents des actionnaires, ont une incitation à sélectionner une probabilité de faillite inférieure à celle souhaitée par les actionnaires. En effet, les dirigeants perçoivent d'une part un salaire fixe et risqué (car soumis au risque de défaillance) et d'autre part ils développent un capital humain spécifique à la banque.

Schrieves et Dahl (1992) montrent l'existence d'un tel ajustement entre variation du risque de l'actif et variation du niveau de fonds propres. De la même manière, Calem et Rob (1999) observent un lien positif entre variation du risque de l'actif et niveau de fonds propres suite à l'application de l'accord de Bâle de 1988. Demsetz, Saldenberg et Strahan (1996) étudient plus précisément le rôle de la valeur d'agrément dans les choix de risque et de capitalisation des banques commerciales américaines. Ils observent une relation positive en section entre valeur d'agrément et niveau de fonds propres ainsi qu'une relation négative entre valeur d'agrément et risque. Toutefois, ceci ne permet pas de conclure quant au sens de la relation entre niveau de fonds propres et risque mais renforce l'évidence en faveur d'un ajustement entre niveau de fonds propres et risque de l'actif. Ces travaux empiriques mettent en évidence l'existence d'un ajustement dynamique entre le risque de l'actif et les fonds propres détenus. L'ensemble de ces résultats suggère que les décisions de capitalisation des banquiers sont au moins partiellement basées sur un objectif de risque d'insolvabilité, synthèse du risque des activités et des fonds propres détenus par l'institution financière. Sur la base de ce constat, l'article vise à analyser si la relation positive entre variations de la capitalisation et variations du risque des actifs peut être transposée au cas d'une coupe transversale. Si la relation entre capitalisation et risque des actifs est négative, alors le risque d'insolvabilité est effectivement bien décroissant dans la capitalisation. En revanche, en cas de relation positive entre capitalisation et risque des actifs, l'effet de la capitalisation sur le risque d'insolvabilité devient indéterminé a priori. Toutefois, si l'aversion pour les pertes prévaut dans l'industrie bancaire, on

s'attend à observer une relation inverse entre niveau de fonds propres et risque d'insolvabilité.

## 2.2 Taille et risque d'insolvabilité

Les arguments théoriques fondant le lien entre taille et risque peuvent être divisés en deux catégories non exclusives. D'une part, les arguments en faveur d'un lien négatif entre taille et risque et, d'autre part, les arguments en faveur d'un lien positif. En premier lieu, l'existence d'un lien négatif entre taille et risque est lié à la justification même de l'existence de banques. L'argument le plus naturel est celui de la diversification par la taille. En effet, une banque ne se diversifie pas en répartissant une richesse initiale entre un grand nombre d'actifs existants, mais en augmentant le nombre de ses actifs. Un argument similaire est celui de l'existence d'économies d'échelle dans les coûts de transactions introduit par Diamond (1984) ou encore Ramakrishnan et Thakor (1986). L'existence d'intermédiaires financiers serait justifiée par les économies réalisées dans la résolution d'asymétries informationnelles via la délégation à un intermédiaire financier du contrôle des emprunteurs. Le résultat inverse d'un lien positif entre taille et risque n'est pas incompatible avec l'existence de bénéfices liés à la taille, mais découle de l'environnement institutionnel des banques. La prise de risque excessive résulte alors de l'existence de mécanismes explicites ou implicites de protection publique liés à l'assurance des dépôts et à la doctrine du "too big to fail".

Boyd et Runkle (1993) cherchent à tester ces deux théories non contradictoires a priori. Ils concluent que si les grandes banques sont effectivement plus diversifiées, leur probabilité de faillite n'est pas inférieure à celle des banques moins grandes. Leurs résultats suggèrent donc que si les grandes banques bénéficient d'effets positifs liés à la diversification, elles ont des actifs moins rentables et sont moins capitalisées. Goyeau, Sauviat et Tarazi (1998) appliquent une méthodologie similaire sur données comptables à un ensemble de pays européens ainsi qu'aux États-Unis et au Japon. Leurs résultats ne permettent cependant pas de conclure à l'existence pour les banques françaises d'un lien entre taille et risque d'insolvabilité. Liang et Rhoades (1991) ainsi que Demsetz et Strahan (1997) étudient les liens entre taille, diversification et risque dans l'industrie bancaire américaine. Leurs résultats montrent que les grandes banques détiennent effectivement des portefeuilles plus diversifiés, mais ceci n'implique pas un risque des actifs plus faible. Au contraire, la composition des portefeuilles de crédits évolue vers des segments plus risqués à mesure que la taille de la banque augmente. De plus, Demsetz et Strahan (1997) observent un lien négatif entre risque global et taille ainsi qu'entre risque global et fonds propres.

### 3 Efficience productive et risque d'insolvabilité

Les applications des méthodes de frontière d'efficience aux banques se sont principalement concentrées sur l'efficience coût – la capacité à produire un vecteur donné d'outputs au meilleur coût – ou l'efficience profit – la sélection de vecteurs d'outputs et d'inputs qui maximisent le profit. Ces approches exclusivement orientées vers la production bancaire font généralement abstraction de l'exposition au risque dans le calcul de l'efficience. L'introduction du risque dans ce contexte méthodologique s'est principalement effectuée de deux manières. La première démarche se fonde sur l'hypothèse qu'une banque qui maîtrise ses coûts maîtrise également ses risques. Dietsch (1996) observe une relation négative entre efficience de coût et taux de créances douteuses ce qui confirme l'hypothèse d'une relation négative entre efficience et prise de risque. Berger et De Young (1997) analysent également les relations entre qualité des crédits, efficience coût et niveau de fonds propres. Ils concluent que les banques les moins bien gérées tendent à prendre plus de risque afin de compenser ce désavantage. Dans le même esprit, Kwan et Eisenbeis (1997) étudient l'interaction des mêmes variables à travers une représentation en termes d'équations simultanées. Ils concluent également à l'existence d'une relation positive entre inefficience coût et prise de risque. Ils observent également un lien positif entre efficience et capitalisation, les banques les mieux gérées étant en mesure d'accumuler des fonds propres.

La deuxième démarche consiste à intégrer de manière explicite le risque à des mesures de performance productive. Le lien s'effectue à travers l'hypothèse que la réduction du risque est coûteuse et nécessite l'emploi d'un facteur spécifique : les fonds propres. MacAllister et MacManus (1993) intègrent le risque de l'actif dans une fonction de coût via une approximation du coût des fonds propres nécessaire à compenser le risque du portefeuille de prêts. Sur la base de cette modélisation, les auteurs déduisent des mesures classiques d'économies d'échelle. Dans ce cadre, une banque plus diversifiée bénéficie d'économies d'échelle et à besoin de moins de fonds propres pour maintenir constant son risque d'insolvabilité. Ils observent effectivement l'existence d'économies d'échelle pour les banques les plus grandes alors que la plupart des études contemporaines n'introduisant pas le contrôle des risques dans les coûts font état d'absence d'économies d'échelle voir de déséconomies d'échelle pour les banques les plus grandes (Berger et Humphrey (1991) ou Noulas, Ray et Miller (1990)). Dans la même optique, Hughes et Mester (1998), Hughes, Lang, Mester et Moon (1996) intègrent explicitement le risque dans une fonction de coût et en dérivent des mesures d'économies d'échelle. Leur méthodologie consiste en une remise en cause de l'hypothèse de neutralité au risque qui sous-tend la démarche de minimisation des coûts dont sont déduites les mesures classiques de productivité. Ces auteurs observent également l'existence d'économies d'échelle plus importantes que sans prise en compte de l'aversion au risque.

L'article propose une application à un échantillon de banques françaises de la méthodologie développée par Hughes et Moon (1996). Celle-ci consiste en l'estimation d'une fonction de dépense des dirigeants des banques admettant l'aversion pour le risque afin d'en retirer des indicateurs de rentabilité et de risque. Ceux-ci entrent ensuite dans la construction d'une frontière rendement risque des choix des banques permettant d'évaluer leurs performances relatives. Cette démarche est similaire à DeYoung, Hughes et Moon (1998) qui analysent les résultats d'audits réglementaires (ratings *CAMEL*). Cependant, ces auteurs n'analysent pas de manière directe les déterminants de l'efficacité qui traduisent les choix des banquiers et que l'on supposera se traduire dans la structure du bilan.

#### 4 La fonction d'utilité des banquiers : une application du Système Presque Idéal de Demande

En supposant que les banquiers maximisent le profit, la plupart des modèles de la production de la firme bancaire font implicitement l'hypothèse de neutralité au risque. Les banquiers choisissent le vecteur d'inputs qui minimise le coût moyen et ce indépendamment du niveau de risque qu'induisent ces choix. L'estimation d'une fonction de coût ou de profit peut donc introduire un biais dans la mesure de la performance. En effet, un banquier riscophobe, consacrant par exemple plus de ressources au contrôle des crédits, apparaîtra relativement peu performant en termes de coût ou de profit, sa volonté de réduire le risque obérant la rentabilité à court terme de la banque. En revanche, les banques apparaissant comme les plus performantes pourront également être les plus exposées au risque. Pour une banque, les coûts liés aux pertes peuvent être de natures très différentes : coûts liés à la procédure de faillite elle-même, vente d'actifs sous leur valeur, réduction du périmètre d'activité. Pour les dirigeants, on peut de plus envisager la perte de rentes, des pénalités monétaires, des sanctions pénales le cas échéant, mais plus vraisemblablement des sanctions en termes de réputation sur le marché des dirigeants.<sup>1</sup> Un banquier non neutre au risque a en particulier la possibilité de substituer à du profit les inputs ou les outputs préférés et ainsi atteindre le niveau de risque préféré. Une banque désireuse de réduire son exposition au risque peut choisir des activités et/ou des moyens de financement relativement plus stables, ou encore renforcer les critères d'attribution et les procédures de suivi des crédits. L'organisation et le coût de la production dépendent donc des préférences des dirigeants en matière de risque, le contrôle des risques générant des coûts supplémentaires. Afin de rendre compte de cette généralisation des préférences, on représente (suivant Hughes et

<sup>1</sup> L'existence de coûts en cas d'épisode d'insolvabilité peut également conduire à l'apparition d'un problème d'agence entre dirigeants et propriétaires/actionnaires. On négligera ici cet aspect. Dans la suite, le terme de banquier recouvre l'ensemble des organes de décisions regroupant propriétaires et dirigeants à proprement parler, les décisions prises étant supposées refléter le consensus entre ces deux catégories d'acteurs.

Moon (1996)) celles-ci par une fonction d'utilité qui dépend du profit, mais également des inputs et des fonds propres de la banque pour un vecteur d'outputs donnés. De cette manière, on interprète la structure du bilan et du compte d'exploitation de chaque banque comme traduisant les choix en matière de risque.

On considère la fonction d'utilité  $U(\pi, x)$  où  $\pi$  est le profit et  $x$  le vecteur d'inputs. On note  $y$  le vecteur d'outputs,  $p$  le vecteur de prix des outputs,  $k$  les fonds propres,  $w$  le vecteur de prix des inputs et  $m$  les autres sources de revenus, essentiellement des commissions. On suppose que la fonction d'utilité  $U$  est croissante et concave dans le profit et les inputs. Le Ç prix È nominal d'un franc de profit réel est noté  $p_\pi$  que l'on supposera dans la suite égal à 1<sup>2</sup>. Le profit est défini par :

$$p_\pi \pi = py + m - wx$$

La maximisation de l'utilité est représentée par le programme :

$$\max_{\pi, x} U(\pi, x) \quad (1)$$

$$slc : \quad p \cdot y + m - w \cdot x - p_\pi \pi = 0 \quad (2)$$

$$T(x; y, k) \geq 0 \quad (3)$$

où  $T(x; y, k)$  est la fonction de transformation représentant la technologie bancaire. Cette contrainte est supposée saturée à l'optimum. L'utilité est donc maximisée sous contrainte d'un budget équilibré (2) et de la technologie disponible (3). Le programme de maximisation de l'utilité est transformé par dualité en programme de minimisation de la dépense. La fonction de dépense représente la dépense minimale qu'un agent doit engager pour atteindre un niveau d'utilité  $U^0$  donné :

$$\min_{\pi, x} w \cdot x + p_\pi \pi \quad (4)$$

$$slc \quad U^0 - U(\pi, x) = 0 \quad (5)$$

$$T(x, y, k) \geq 0 \quad (6)$$

dont la solution est constituée des demandes à utilité constante  $x^u(y, p, w, p_\pi, k, U^0)$  et  $\pi^u(y, p, w, p_\pi, k, U^0)$ . La substitution de ces solutions dans (4) permet d'obtenir la fonction de dépense  $E(y, p, w, p_\pi, k, U^0)$ . La forme fonctionnelle retenue est celle du système presque idéal de demande (Almost Ideal Demand System) dû à Deaton et Muellbauer (1980) qui retient la forme suivante de la fonction de dépense notée  $E$  :

$$\ln E(\cdot) = \ln P + U \beta_0 \left( \prod_i y_i^{\beta_i} \right) \left( \prod_j w_j^{\nu_j} \right) p_\pi^\mu k^\kappa, \quad (7)$$

<sup>2</sup> L'introduction du prix nominal d'un franc de profit réel  $p_\pi$  est ici purement formelle. Toutefois, cette variable devient nécessaire afin d'intégrer la fiscalité dans la modélisation lorsque celle-ci n'est pas uniforme au sein de la population d'entreprises analysée. Ceci serait le cas si l'étude portait sur plusieurs pays.

où :

$$\begin{aligned}
 \ln(P) = & \alpha_0 + \alpha_P \ln \bar{p} + \sum_i \delta_i \ln y_i + \sum_j \omega_j \ln w_j + \eta_\pi \ln p_\pi + \rho \ln k \\
 & + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \delta_{ij} \ln y_i \ln y_j + \frac{1}{2} \alpha_{pp} (\ln \bar{p})^2 + \frac{1}{2} \eta_{\pi\pi} (\ln p_\pi)^2 \\
 & + \frac{1}{2} \sum_s \sum_t \omega_{st} \ln w_s \ln w_t + \frac{1}{2} \rho_{kk} (\ln k)^2 + \sum_j \theta_{pj} \ln \bar{p} \ln y_j \\
 & + \psi_{p\pi} \ln \bar{p} \ln p_\pi + \sum_s \phi_{ps} \ln \bar{p} \ln w_s + \psi_{pk} \ln \bar{p} \ln k + \sum_j \gamma_{j\pi} \ln y_j \ln p_\pi \\
 & + \sum_j \sum_s \gamma_{js} \ln y_j \ln w_s + \sum_j \gamma_{jk} \ln y_j \ln k + \sum_s \omega_{s\pi} \ln w_s \ln p_\pi \\
 & + \sum_s \omega_{sk} \ln w_s \ln k + \eta_{\pi k} \ln p_\pi \ln k
 \end{aligned}$$

Afin de réduire le nombre de paramètres du modèle, on a remplacé les prix des outputs par leur moyenne pondérée  $\bar{p}$ . L'annexe A rassemble les contraintes de symétrie, d'homogénéité et d'additivité requises. Ces conditions assurent en particulier l'homogénéité de la fonction de dépense dans les prix et les quantités. En appliquant le lemme de Shephard à la fonction de dépense par rapport aux prix des facteurs et au profit, on obtient finalement les équations de parts des inputs et du profit dans les recettes :

$$\begin{aligned}
 \frac{\partial \ln E(\cdot)}{\partial \ln w_i} &= \frac{w_i x_i}{py + m} \\
 &= \omega_i + \sum_j \omega_{ij} \ln w_j + \phi_{pi} \ln \bar{p} + \omega_{ik} \ln k + \sum_s \gamma_{si} \ln y_s + \omega_{i\pi} \ln p_\pi \\
 &\quad + \nu_i [\ln(py + m) - \ln P] \tag{8.i}
 \end{aligned}$$

pour  $i$  inputs et :

$$\begin{aligned}
 \frac{\partial \ln E(\cdot)}{\partial \ln p_\pi} &= \frac{p_\pi \pi}{py + m} \\
 &= \eta_\pi + \eta_{\pi\pi} \ln p_\pi + \psi_{p\pi} \ln \bar{p} + \sum_s \gamma_{s\pi} \ln y_s + \sum_j \omega_{j\pi} \ln w_j + \eta_{\pi k} \ln k \\
 &\quad + \mu [\ln(py + m) - \ln P] \tag{9}
 \end{aligned}$$

pour le profit<sup>3</sup>. Les fonds propres occupent une place centrale dans la gestion des risques dans la mesure où ils déterminent la capacité de la banque à

<sup>3</sup> Hughes, Lang, Mester et Moon (1995) démontrent que la fonction de coût translog et les équations de parts des facteurs correspondantes sont un cas particulier du système presque idéal de demande soumis à des restrictions sur les valeurs des paramètres. Ceci découle du fait que la neutralité au risque est un cas particulier de comportement face au risque.



compenser des pertes. Afin de traduire la fonction centrale des fonds propres dans la gestion du risque, DeYoung, Hughes et Moon (1998) introduisent une étape supplémentaire dans le programme de maximisation de l'utilité. La maximisation de l'utilité indirecte par rapport à  $k$  permet d'obtenir la condition du premier ordre suivante :

$$\frac{\partial V(.)}{\partial k} = \frac{\partial V(.)}{\partial \ln k} \frac{\partial \ln k}{\partial k}$$

$$= \frac{1}{k \left[ \beta_0 \left( \prod_i y_i^{\beta_i} \right) \left( \prod_j w_j^{\nu_j} \right) p_\pi^\mu k^\kappa \right]} \left[ \frac{\partial \ln P}{\partial \ln k} + \kappa (\ln(p.y + m) - \ln P) \right] = 0$$

$$\Leftrightarrow \rho + \rho_{kk} \ln k + \psi_{pk} \ln \hat{p} + \sum_s \gamma_{sk} \ln y_s + \sum_i \omega_{ik} \ln w_i + \eta_{\pi k} \ln p_\pi + \kappa [\ln(py + m) - \ln P] = 0 \quad (10)$$

Ainsi, les choix de parts des facteurs et du profit dans les recettes donnés par le système de fonctions de demande (8.i) pour  $i$  inputs et (9) s'effectuent conditionnellement au niveau de fonds propres préféré. Le niveau de fonds propres devient alors endogène.

## 5 Estimation du couple rendement-risque

Le système d'équations formé des équations de part des inputs (8.i) et du profit (9) dans les recettes auquel on ajoute la condition du premier ordre (10) constitue le point de départ de la construction de la frontière. Cette section présente le modèle économétrique, les données utilisées dans l'estimation ainsi que la dérivation des indicateurs de risque et de rentabilité et la construction de la frontière rendement risque.

### 5.1 Modèle économétrique

Dans la spécification du modèle, on distingue quatre inputs : les dépôts, notés  $x_1$ , somme des dépôts à vue et dépôts à terme de la clientèle<sup>4</sup>;  $x_2$  les autres moyens de financement : financement interbancaire, emprunts à long terme, titres et dettes subordonnés;  $x_3$  le travail mesuré par la masse

<sup>4</sup> On fait l'hypothèse que les dépôts sont des inputs. On se place donc dans le cadre de la théorie de l'intermédiation financière qui postule que les banques utilisent des dépôts afin de produire (entre autres) des crédits. On aurait également pu considérer les dépôts (ou une partie des dépôts) comme des outputs. Pour une évaluation empirique de l'impact potentiel de cette hypothèse, voir en particulier Hunter et Timme (1995).

salariale et  $x_4$  le capital physique mesuré par les immobilisations corporelles. Les prix des inputs financiers (notés  $w_1$  pour les dépôts et  $w_2$  pour les autres financements) sont mesurés par les intérêts versés rapportés au montant inscrit au bilan. Le prix  $w_3$  du travail correspond au salaire annuel moyen calculé en rapportant la masse salariale à l'effectif en fin d'exercice. Le prix  $w_4$  du capital physique (immobilisations) résulte des autres frais administratifs rapportés au total du bilan. On retient deux outputs : les prêts notés  $y_1$  et les autres actifs portant intérêts notés  $y_2$ . Comme pour les inputs financiers, les prix des outputs sont obtenus en rapportant les intérêts perçus pour chaque output à son volume. Les autres revenus  $m$  correspondent aux revenus autres que les intérêts (commissions, portage de titres...). On obtient donc un système formé des équations de parts de facteurs et de profit et augmenté de la condition de premier ordre sur le niveau de fonds propres.

L'estimation porte sur un ensemble de 113 banques françaises dont les données ont été empilées sur cinq années, de 1993 à 1997. Le fait d'empiler les données permet d'augmenter le nombre d'observations, le nombre de paramètres du modèle étant élevé en raison de sa grande flexibilité. On fait ainsi implicitement l'hypothèse d'une indépendance des conditions économiques sous-jacentes et de la structure des bilans d'une année sur l'autre. Cette hypothèse peut s'avérer problématique dans l'analyse des coûts qui dépendent des conditions macroéconomiques comme le coût des ressources empruntées. La population est composée de 37 banques AFB (commerciales), 58 banques mutualistes et 18 caisses d'épargne. Les données individuelles sont issues de la banque de données BVD-Bankscope. L'imposition de seuils minimaux de la part des dépôts et des prêts dans le total du bilan permettent de centrer l'analyse sur les banques de détail. Dans le même but, on a choisi d'éliminer les filiales de banques étrangères qui ne disposent pas de réseau d'agences en France. L'échantillon comporte 501 banques-années, les 113 banques n'étant en effet pas présentes sur l'ensemble de la période. L'annexe B rassemble les résultats de l'estimation. Le tableau B.1 en annexe présente des statistiques descriptives pour l'échantillon. De plus, les conditions de symétrie, d'additivité et d'homogénéité font l'objet d'un test et ne sont donc pas imposées a priori.<sup>5</sup> Le tableau B.3 rassemblant les tests de Wald sur les contraintes montre que le modèle ne supporte en particulier les contraintes de symétrie sur les prix des inputs. De la même manière, des tests joints des trois types de contraintes amènent à les rejeter (tableau B.4). Ce système est estimé en utilisant la méthode des doubles moindres carrés non linéaires.

<sup>5</sup> Seules les restrictions de symétrie portant sur les produits croisés entre prix des facteurs et profit (S7 à S11) ainsi que sur les produits croisés entre outputs (S12) sont imposées a priori sur les modèles pour des raisons d'identification des paramètres.

## 5.2 Dérivation des mesures de rendement et de risque

Le modèle précédent sert de point de départ de la dérivation des indicateurs de rentabilité et de risque utilisés dans la construction de la frontière d'efficacité rendement risque. Cette dérivation s'opère à partir de l'équation (9), qui définit la part prédite du profit dans les dépenses. L'indicateur de rentabilité résulte de la conversion de la part du profit dans les dépenses en taux de rendement. On considère dans l'étude deux mesures de la rentabilité : la rentabilité des actifs et la rentabilité des fonds propres (comptables). La part estimée du profit dans les recettes  $s_\pi(\hat{\beta})$  est convertie en rendement, par exemple de l'actif, par le calcul suivant :

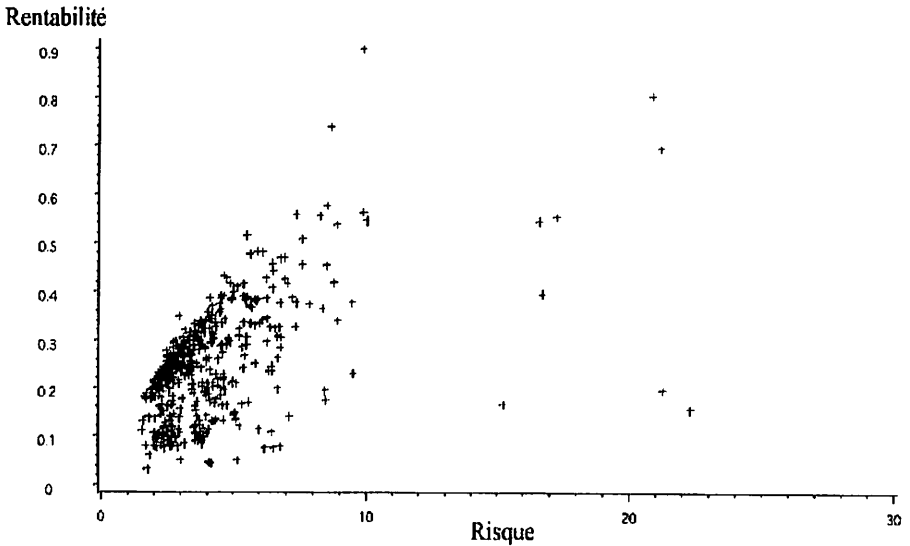
$$\text{Rendement} = s_\pi(\hat{\beta}) \cdot [(py + m) / \text{actifs actifs}] \quad (11)$$

La mesure du risque retenue est l'écart type de l'estimation du profit. L'idée sous-jacente au choix de cette mesure de risque est que chaque banquier peut être caractérisé par une distribution subjective du profit. Cette distribution reflète ses croyances quant aux réalisations des variables qui déterminent le profit. En cas de non neutralité au risque, le banquier va intégrer des moments d'ordre supérieurs, en particulier la variance, de la distribution du profit dans ses choix.

Cet indicateur de risque dépend pour une part des choix propres à chaque banque, et d'autre part de la technologie bancaire, représentée par les paramètres du modèle. Le modèle estimé représente en effet les choix moyens des dirigeants sur la période considérée. La variance élevée d'un paramètre traduit alors la disparité des choix portant sur cette dimension de la technologie bancaire et reflète le fait que les appréciations subjectives des banquiers sur l'impact de cette dimension de la technologie sur le profit divergent fortement. Cette divergence d'appréciation est interprétée comme une mesure du risque sous-jacent à cette dimension de la technologie bancaire. Le risque est donc défini par :

$$\text{Risque} = \left[ \frac{\partial s_\pi(\hat{\beta})}{\partial \hat{\beta}} \text{var}(\hat{\beta}) \left( \frac{\partial s_\pi(\hat{\beta})}{\partial \hat{\beta}} \right)' \right]^{1/2} \cdot [(py + m) / \text{actifs}] \quad (12)$$

où  $\text{var}(\hat{\beta})$  est la matrice de variance covariance des paramètres du modèle,  $\hat{\beta}$  le vecteur des paramètres estimés et  $s_\pi$  la part du profit dans les dépenses. La même mesure de risque est également construite pour la rentabilité des fonds propres. En conséquence, chaque observation peut être représentée par un point dans le plan risque rendement. La figure 1 représente l'échantillon de banques françaises dans le plan espérance variance.

**Figure 1 : plan rendement risque des banques françaises**

Note : Le risque et la rentabilité sont exprimés par rapport aux fonds propres

### 5.3 La frontière rendement risque des banques françaises

En théorie, chaque banque peut être caractérisée par une frontière rendement risque spécifique. Étant donné cette capacité à générer du profit pour un certain niveau de risque, la banque sélectionne les vecteurs d'inputs et d'outputs qui maximisent son utilité. Cependant, les banques n'ont pas toutes la même maîtrise du lien entre risque et rendement. La construction d'une frontière rendement risque commune au secteur permet alors de juger des performances relatives des banques en matière de gestion du risque. La performance d'une banque s'apprécie donc par sa capacité à réduire le risque au moindre coût en terme de rendement. L'idée sous-jacente à la représentation de la performance de gestion des banques à travers une frontière d'efficacité est que le risque est un input unique employé pour produire un output unique : le profit. Pour construire cette frontière, on a recours à la méthode non paramétrique DEA. On privilégie cette approche car elle ne pose pas *a priori* quant à la relation technologique entre risque et rendement. En raison du fait que les mesures de risque et de rendement utilisées ici découlent d'un modèle de maximisation de l'utilité, il n'est pas nécessaire de spécifier à nouveau une relation fonctionnelle. Cette méthodologie permet d'obtenir un classement des observations selon leur performance et surtout d'obtenir une mesure relative de cette performance sous forme d'un score synthétique. La spécification retenue correspond à une hypothèse de rendements variables de la technologie de transformation du risque en rendement, méthodologie introduite par Banker, Charnes et Cooper (1984). L'hypothèse de rendements

d'échelle variables permet de décomposer l'efficacité en efficacité technique (la banque minimise le gaspillage de ressources) et efficacité à l'échelle (la banque a une taille optimale en termes de risque consommé pour exercer son activité). L'efficacité à l'échelle est relativement élevée (une large majorité de banques présente une efficacité à l'échelle supérieure à 0.90), mais la plupart des banques opèrent avec une technologie à rendements croissants, c'est-à-dire que leur échelle d'opération est insuffisante. Dans la suite, on se concentrera sur l'analyse de l'efficacité technique. Le tableau 1 présente la distribution des scores d'efficacité technique à rendements d'échelle variables. Les scores d'efficacité constituent une mesure indirecte du risque d'insolvabilité. Une banque présentant une efficacité faible supporte un niveau de risque trop élevé par rapport au rendement de ses fonds propres en regard des pratiques de l'industrie.

**Tableau 1 :** *Distribution des scores d'efficacité technique (TE<sub>VRS</sub>)*

Moyenne : 0,65	Observations : 500
Écart type : 0,18	Q1 : 0,53
Minimum : 0,072	Médiane : 0,69
Maximum : 1	Q3 : 0,80

## 6 Modèle explicatif des scores d'efficacité

Cette section analyse les déterminants de l'efficacité technique à travers une régression (par OLS) des scores d'efficacité. Les scores d'efficacité, synthétiques par construction, ne fournissent pas d'informations quant aux déterminants de l'efficacité. On va donc supposer que la paire rendement risque sélectionnée découle, pour un coût donné des fonds empruntés, de la composition de l'actif et des fonds propres détenus par la banque. Dans ce cadre, l'hétérogénéité des choix résulte, pour part, de l'hétérogénéité des préférences au sein de l'industrie bancaire, mais également des différences de compétences dans la sélection des actifs et des différences dans les coûts des fonds empruntés. Sur la base d'une représentation des choix en termes de gestion de portefeuille, la première variable explicative retenue est le coût des fonds empruntés. Ce coût, noté  $CM$ , est calculé comme la moyenne pondérée par la part dans la dette des deux inputs financiers retenus dans la modélisation initiale. En second lieu, la modélisation des choix par une fonction de dépense suppose que les choix d'inputs sont réalisés à output donné. C'est donc l'ensemble du bilan qui est supposé optimal pour la banque. Afin de tenir compte de l'effet de la structure de l'actif sur les choix et finalement la performance, on introduit la structure de l'actif par

l'intermédiaire de la part des prêts dans l'actif, notée *Loans*<sup>6</sup>. La troisième dimension du choix d'une paire rendement risque est le niveau de fonds propres. À coût de la dette et frontière efficace des actifs donnés, la structure du capital est déterminée par les préférences de la banque en matière de risque. On introduit donc le taux de fonds propres noté *Capital*.

Les trois variables *CM*, *Loans* et *Capital* sont supposées caractériser de manière complète le choix d'une paire rendement risque. Toutefois, la nature du lien entre ces variables et l'efficience de la paire rendement risque sélectionnée est susceptible de dépendre d'autres caractéristiques de la banque. En particulier, l'impact de ces trois premières variables sur l'efficience est susceptible de varier selon la taille (mesurée par le logarithme du total du bilan, noté *Assets*). En effet, si la taille détermine le choix par une banque d'une paire rendement risque, cette influence ne s'exerce que de manière indirecte à travers les choix d'investissement, de financement et de capitalisation. Cette possibilité est matérialisée par l'inclusion dans la régression de trois termes d'interaction multiplicatifs entre la taille et les trois premières variables explicatives. De plus, la taille est elle-même introduite de manière directe dans les régressions en tant que variable de contrôle. Introduite en sus des termes d'interaction, la taille constitue une variable de contrôle devant capturer des effets liés à la taille ne débouchant pas directement sur des choix en termes de rendement et de risque. Elle peut par exemple contrôler des différences de densité des réseaux d'agences ou d'effectifs. De la même manière, on introduit dans la régression des scores des variables d'interaction entre le coût des fonds empruntés, la part des prêts à l'actif et le niveau de fonds propres<sup>7</sup>. Afin de compléter l'analyse des scores d'efficience, on procède à des régressions des deux mesures de risque définies par (12) : l'écart type de la rentabilité des fonds propres ( $VAR_{ROE}$ ) et l'écart type de la rentabilité des actifs ( $VAR_{actif}$ ). La deuxième mesure de risque s'interprète comme une mesure du risque des actifs d'une banque si on fait l'hypothèse de coûts non stochastiques. En effet, le système de demande conduit à une modélisation du profit et non pas des recettes. Pour un coût donné des fonds empruntés, la variance du profit est une proxy de la variance des recettes. Cette formulation de deux mesures de risque permet en particulier de mettre en évidence l'impact du levier financier sur le choix d'une paire rendement risque. Les résultats des trois régressions sont rassemblés dans le tableau 2<sup>8</sup>.

<sup>6</sup> La fonction de dépense ne faisant intervenir que deux outputs, prêts et autres actifs, la part des autres actifs est parfaitement complémentaire de la part des prêts. Cette dernière est donc suffisante pour caractériser entièrement l'actif.

<sup>7</sup> L'intégration d'un nombre important de termes d'interaction crée un problème de quasi-multicolinéarité entre variables explicatives. Afin de réduire la variance estimée des paramètres, on centre les variables. De plus, on teste le degré de quasi-multicolinéarité en calculant l'indice de colinéarité  $\kappa(X)$  d'après Belsley, Kuh et Welsch (1980).

<sup>8</sup> L'échantillon comporte 3 types de banques différant par leur structure de propriété : 37 banques commerciales, 58 banques mutualistes et 18 caisses d'épargne. La structure de propriété est susceptible de déterminer les arbitrages risque rentabilité des établissements de crédit. Par exemple, le statut public de certains établissements est susceptible de conduire à une prise de risque excessive. De la même manière, le

Tableau 2 : Régressions des scores et des mesures de risque

Variables explicatives	Variable expliquée : Efficience ( $TE_{VRS}$ )	Variable expliquée : Risque ( $VAR_{ROE}$ )	Variable expliquée : Risque de l'actif ( $VAR_{actif}$ )
Constante	-0,49***	5,98***	0,071***
CM	1,05	52,59***	1,67***
CM*Capital	-133,95***		
CM*Assets	-0,37		
CM*Loans	6,14***		
Loans	1,37***	2,53***	0,069***
Loans*Assets	-0,20***		
Loans*Capital	-14,91***		
Capital	18,63***	-102,81***	0,076*
Capital*Assets	1,23***		
Assets	0,062***	-0,32***	-0,011***
N	500	500	500
F	249,29***	163,62***	315,18***
Adj-R <sup>2</sup> (%)	83,24	56,54	71,54
$\kappa(X)$	23,93 <sup>(a)</sup>	14,32	14,1

$\kappa(X)$  désigne l'index de colinéarité

\*\*\* : significatif au seuil de 1%

\*\* : significatif au seuil de 5%

\* : significatif au seuil de 10%

(a) Dans cette régression, les variables ont été centrées et réduites afin de réduire la colinéarité entre variables, due essentiellement à la présence des termes d'interaction. Les variables explicatives sont le coût moyen des fonds empruntés (CM), le ratio de fonds propres comptables (Capital), la part des crédits à l'actif (Loans) et le logarithme du total de l'actif (Assets).

double statut des sociétaires des banques mutualistes (à la fois propriétaires et clients) peut conduire à des arbitrages différents de ceux de banques commerciales où les actionnaires ne sont a priori pas clients. La structure de propriété apparaît effectivement comme un facteur explicatif des différences de performance. En effet, l'efficience moyenne des banques commerciales s'établit à 0,54 contre une efficience moyenne de 0,75 et 0,58 respectivement pour les banques mutualistes et les caisses d'épargne. Toutefois, des régressions séparées par structure de propriété des scores d'efficience permettent d'établir la robustesse des relations entre risque, efficience et fonds propres dans la mesure où le sens de ces relations n'est pas affecté qualitativement par le choix d'une régression groupée. En revanche, les principales différences entre types de banques quant aux déterminants de l'efficience portent sur l'effet du coût des fonds empruntés. Ceci indique que les banques diffèrent quant à leurs conditions d'accès à ces ressources. Toutefois, ceci n'est pas forcément relié à des considérations de gouvernement d'entreprise. De plus, l'effet résiduel (de contrôle) de la taille et de la part des crédits à l'actif n'est positif et significatif que pour les seules banques commerciales.

La régression des scores d'efficacité faisant intervenir des termes d'interaction entre variables explicatives, l'effet global de chaque variable explicative sur l'efficacité ne peut être déduit directement mais correspond à la dérivée partielle du modèle explicatif par rapport à chaque variable explicative. Cette dérivée dépend du paramètre estimé affecté à chaque variable ainsi que des paramètres des variables d'interaction et des variables d'interaction elles-mêmes. Le tableau 3 rassemble les dérivées partielles du modèle explicatif par rapport aux quatre variables explicatives retenues : le niveau des fonds propres, le coût moyen des ressources empruntées, la part des prêts dans le total de l'actif et la taille. Les dérivées partielles sont évaluées à la moyenne des variables explicatives.

L'effet global sur l'efficacité rendement risque des fonds propres et de la part des prêts est positif alors que l'effet global de la taille et du coût des ressources empruntées est négatif. De manière globale, un niveau de fonds propres plus élevé se traduit par un arbitrage rendement risque qui se traduit par une augmentation de la volatilité du rendement des actifs. Les banques plus capitalisées poursuivent donc des politiques d'investissement qui se traduisent par un niveau de risque plus élevé.

L'activité de crédit apparaît comme un facteur explicatif du niveau de risque d'une banque, les banques relativement spécialisées dans ce secteur présentant un risque de l'actif plus élevé. Toutefois, ce risque accru se traduit par un gain en termes de rentabilité qui vient renforcer l'efficacité rendement risque des banques relativement spécialisées dans l'activité de crédit. Cet effet traduit soit une expertise dans l'activité de crédit pouvant s'interpréter comme un actif immatériel des banques spécialisées dans le crédit dont le rendement est supérieur à l'expertise mise en œuvre dans les autres segments de l'activité bancaire. Cependant, ce résultat peut également traduire l'existence de rentes découlant d'un pouvoir de marché ou bien encore n'être que la traduction d'une conjoncture favorable en termes de risque de crédit par rapport aux réalisations sur la même période des autres risques financiers liés aux activités de marché et de marchés dérivés.

**Tableau 3 : Effet global des variables explicatives**

Variable	Effet marginal moyen	Élasticités
Capital	7,28***	0,54
Loans	0,33***	0,29
CM	-3,01***	-0,22
Assets	-0,01***	-0,06

Les dérivées partielles ainsi que les élasticités sont estimées à la moyenne des variables explicatives de l'échantillon.

\*\*\* : significatif au seuil de 1%



Toutefois, le gain en rentabilité qui en découle se traduit par une amélioration de l'efficience rendement risque, c'est-à-dire par une réduction du risque d'insolvabilité. Les banques les plus capitalisées apparaissent en conclusion comme les plus performantes, c'est-à-dire les plus à même de gérer de manière efficace des niveaux de risque plus élevé. De plus, ce résultat renforce l'évidence en faveur de l'existence d'une gestion globale (au niveau de l'institution financière dans son ensemble) du risque d'insolvabilité. Ce résultat vient conforter l'hypothèse d'aversion pour le risque qui sous-tend la modélisation des deux premiers moments de la distribution du profit. En effet, l'espérance et la volatilité de la rentabilité des fonds propres sont plus faibles pour les banques les plus capitalisées. Par conséquent, les banques qui sélectionnent des niveaux de fonds propres plus élevés ajustent partiellement leurs stratégies d'investissement en sélectionnant un risque de l'actif plus élevé, mais cet ajustement n'est que partiel. L'aversion pour le risque se traduit finalement par un niveau d'efficience plus élevé, c'est-à-dire un risque d'insolvabilité plus faible.

Par ailleurs, le coût des ressources empruntées apparaît comme associé à des niveaux de risque plus importants. Cependant, cette variable ne peut pas être considérée comme strictement exogène dans l'analyse. En effet, le coût des ressources empruntées est au moins partiellement une fonction du niveau de risque de la banque (appréhendé par exemple par un rating), les prêteurs ajustant leurs conditions au niveau de risque de la banque. Ce raisonnement s'applique particulièrement aux financements de marchés comme le marché interbancaire et plus généralement à tout financement ne bénéficiant d'aucun mécanisme d'assurance comme l'assurance des dépôts. Toutefois, des coûts plus élevés constituent bien une contrainte de rentabilité plus resserrée pour la banque et se traduit par des politiques d'investissement plus risquées. Si le modèle proposé ne permet pas de discriminer entre ces deux effets qui s'entretiennent mutuellement, le signe du paramètre est bien cohérent avec l'analyse. Cette analyse s'étend à la relation négative entre coût des ressources empruntées et efficience. Des ressources plus chères sont à la fois le reflet d'un risque d'insolvabilité plus élevé et une contrainte qui tend à sélectionner des niveaux de risque plus élevé sans que la banque puisse en attendre un gain net compensant totalement les risques encourus.

En dernier lieu, la taille apparaît comme un facteur qui accroît globalement le risque d'insolvabilité. Toutefois, l'effet de la taille est globalement faible, l'élasticité de l'efficience à la taille étant significativement différente de zéro, mais faible en moyenne. L'effet global de la taille sur l'efficience est négatif (risque d'insolvabilité accru) et semble découler essentiellement d'un manque de rentabilité, toutes choses égales par ailleurs. En effet, l'effet de la taille sur le risque de l'actif est négatif et significatif, ce qui indique que les banques de grande taille bénéficient d'un potentiel de réduction du risque de l'actif par exemple en termes de diversification ou qu'elles suivent des politiques d'investissement de risque moindre. Ces résultats rejettent l'existence de comportements de prise de risque excessive directement liés à la taille, la perte d'efficience pouvant également découler de coûts d'exploita-

tion plus élevés liés à la densité des réseaux bancaires pour les établissements de grande taille.

L'analyse des termes d'interaction va permettre de décomposer l'effet global des variables explicatives tel qu'il apparaît dans le tableau 3 et dans les régressions du risque de l'actif et de la rentabilité des fonds propres. L'effet global de la capitalisation sur l'efficience se décompose entre un effet propre (qui correspond formellement à l'effet du niveau des fonds propres sur l'efficience conditionnellement à une valeur nulle des autres variables explicatives) et des effets d'interaction avec les autres variables explicatives. L'effet propre de la capitalisation est positif, ce qui signifie qu'indépendamment de tout autre choix d'activité et de financement les fonds propres contribuent à réduire le risque d'insolvabilité des banques. Le terme *Capital\*Loans* mesure l'interaction pouvant exister entre la composition de l'actif et la capitalisation. L'effet de ce terme est négatif. Par conséquent, l'interaction de ces deux dimensions du choix d'une paire rendement risque implique une augmentation du risque d'insolvabilité alors que, considérées séparément, ces deux variables sont associées à des niveaux plus élevés d'efficience. Ce signe négatif met en évidence une moindre efficacité des choix des banques qui sont à la fois fortement capitalisées et qui présentent une relative spécialisation dans l'activité de crédit. La capitalisation plus forte semble induire une moindre sélectivité dans l'activité de crédit d'où une dégradation (marginale) de l'efficience. De la même manière, l'effet propre de la part des crédits dans le total de l'actif sur l'efficience est positif ce qui renvoie aux conditions de rentabilité du crédit ainsi qu'à l'expertise déployée par les banques spécialisées dans cette activité.

L'effet globalement négatif de la taille est décomposé selon la même procédure entre un effet propre et des effets d'interaction. La taille de la banque est supposée s'exprimer par deux canaux de sens inverse : d'une part, des gains en termes de diversification des portefeuilles et des activités et, d'autre part, une prise de risque excessive liée à l'existence (supposée) d'une assurance implicite en cas de problèmes de solvabilité. En termes de gestion de portefeuille, la taille n'a d'effet sur les arbitrages rendement risque qu'à travers les effets de diversification ou les comportements de prise de risque qu'elle peut induire. La taille de la banque mesurée par le total de son bilan interagit positivement avec les fonds propres. Cela signifie que le potentiel de réduction du risque attaché aux fonds propres est d'autant plus fort que la banque est grande. Cet effet trouve une interprétation en termes de diversification : si on admet l'hypothèse que la taille confère des avantages en termes de diversification, la réduction du risque d'insolvabilité par les fonds propres est d'autant plus importante que la banque détient des portefeuilles efficaces, c'est-à-dire de risque minimal pour une espérance de rendement fixée. Dans le même ordre d'idée, l'effet propre de la taille sur l'efficience est positif. La taille, indépendamment de toute autre considération confère un avantage en termes de réduction du risque d'insolvabilité. En revanche, la taille interagit négativement avec la part des crédits dans le total du bilan. Cet effet domine les deux effets positifs précédents puisque l'effet marginal

global de la taille sur l'efficience est négatif. La taille conduit à une prise de risque excessive dans le domaine du crédit et cet effet est d'autant plus fort que la banque est spécialisée dans cette activité. Cette prise de risque peut résulter soit d'une politique d'attribution des crédits moins stricte dans les grandes banques soit d'une spécialisation des banques de grande taille sur certains segments du marché du crédit (crédits aux pays émergents...).

La dernière variable explicative introduite dans le modèle est le coût moyen des ressources empruntées dont l'effet global sur l'efficience rendement risque est négatif. Ce coût n'a pas d'effet propre sur l'efficience et n'interagit pas de manière significative avec la taille. En revanche, le coût des ressources empruntées interagit de manière négative avec les fonds propres (terme  $CM*Capital$ ) et de manière positive avec la part des crédits dans le total de l'actif (terme  $CM*Loans$ ). Le premier effet implique que des ressources plus chères traduisent une prise de risque excessive et que cette prise de risque est d'autant plus élevée que la banque est capitalisée. Toutefois, ce raisonnement, comme on l'a noté plus haut, remet en cause la stricte exogénéité du coût des ressources empruntées. De plus, la part des ressources empruntées autres que les dépôts de la clientèle (variable  $x_2$ ) est positivement corrélée avec la part des fonds propres dans le passif alors que la corrélation entre les variables *Capital* et *CM* n'est pas significative. Or, le coût de ces ressources est vraisemblablement plus réactif au risque que la rémunération des dépôts. Il s'en suit mécaniquement que le coût moyen des fonds empruntés augmente avec la capitalisation, ces ressources étant plus chères que les dépôts dont la seule rémunération en termes d'intérêt prise en compte ici sous-estime le coût réel pour la banque, les coûts de collecte ne pouvant pas être captés à partir des seules données comptables. Le cadre théorique développé dans ce travail ne permet pas de fournir d'explication à cette observation. Il en va de même pour l'effet d'interaction positif du coût des ressources empruntées avec la part des crédits. En effet, il est surprenant que les banques spécialisées dans le crédit soit également celles qui ont le moins recours aux dépôts de la clientèle. Le coût moyen des ressources empruntées est vraisemblablement une mesure très imparfaite des contraintes de financement qui s'imposent aux établissements bancaires et il serait nécessaire de modéliser les choix de financements externes des banques, ce que les régressions des scores d'efficience ne permettent pas.

## 7 Conclusion

Les choix des banques que nous avons modélisés sont supposés être des choix optimaux sous contrainte de la technologie disponible. On observe que ces choix, représentés par une combinaison rendement risque, diffèrent fortement entre banques comme le traduit la dispersion des scores d'efficience. Cela signifie que certaines banques sont effectivement éloignées de la meilleure pratique observée au sein de l'industrie. Le choix d'une paire ren-

dement risque reflète donc la capacité de chaque banque à mettre en œuvre une gestion des risques efficace au niveau de son bilan. La définition d'une gestion efficace du risque est particulièrement large dans la modélisation retenue. En effet, une banque est jugée efficace dès lors qu'elle atteint un niveau de rentabilité suffisamment élevé en regard du risque global qu'elle supporte. L'analyse des scores d'efficience permet de mettre en évidence des déterminants de l'efficience rendement risque. Cependant, cette représentation reste sommaire dans la mesure où on néglige des caractéristiques importantes qui conditionnent la prise de risque comme la réglementation prudentielle qui n'apparaît pas de manière explicite dans l'analyse. Toutefois, les mesures de risque et d'efficience rendement-risque permettent de tester deux relations centrales dans l'analyse de la prise de risque des banques. En premier lieu, on observe l'existence d'un lien positif entre capitalisation et risque de l'actif. Cette relation traduit la volonté des banques de rémunérer des ressources supplémentaires. Toutefois, pour la période considérée, une capitalisation plus importante se traduit par une diminution du risque d'insolvabilité, signe d'aversion pour les pertes au sein de l'industrie bancaire. En second lieu, la taille induit un risque d'insolvabilité supérieur en conduisant notamment à la constitution de portefeuilles de crédits plus risqués pour les banques relativement spécialisées sur cette activité. Toutefois, l'effet s'avère être marginal en termes d'explication des différences entre scores d'efficience. De plus, l'activité de crédit apparaît comme la source principale de risque à l'actif. Toutefois, la caractérisation simpliste de l'actif retenue dans cette étude empêche de caractériser plus avant l'impact du risque de crédit sur le risque d'insolvabilité.

## Annexe A Restrictions sur les valeurs des paramètres

### Symétrie :

$$\omega_{ji} = \omega_{ij} \quad \forall j, i \quad (S1) - (S6)$$

$$\omega_{i\pi} = \omega_{\pi i} \quad \forall i \quad (S7) - (S11)$$

$$\delta_{st} = \delta_{ts} \quad \forall s, t \quad (S12)$$

Les restrictions (S7) à (S12) sont imposées a priori sur le modèle.

### Homogénéité :

$$\nu_1 + \nu_2 + \nu_3 + \nu_4 + \mu = 0 \quad (H1)$$

$$\alpha_p + \omega_1 + \omega_2 + \omega_3 + \omega_4 + \eta_\pi = 1 \quad (H2)$$

$$\alpha_{pp} + \phi_{p1} + \phi_{p2} + \phi_{p3} + \phi_{p4} + \psi_{p\pi} = 0 \quad (H3)$$

$$\phi_{pi} + \omega_{1i} + \omega_{2i} + \omega_{3i} + \omega_{4i} + \omega_{i\pi} = 0 \quad \forall i \quad (H4) - (H7)$$

$$\theta_t + \gamma_{1t} + \gamma_{2t} + \gamma_{3t} + \gamma_{4t} + \gamma_{t\pi} = 0 \quad \forall t = 1, 2 \quad (H8) - (H9)$$

$$\eta_{\pi\pi} + \psi_{p\pi} + \omega_{1\pi} + \omega_{2\pi} + \omega_{3\pi} + \omega_{4\pi} = 0 \quad (H10)$$

$$\psi_{pk} + \omega_{1k} + \omega_{2k} + \omega_{3k} + \omega_{4k} + \eta_{\pi k} = 0 \tag{H11}$$

$$\begin{aligned} \frac{1}{2}\alpha_{pp} + \frac{1}{2}\sum_s \sum_t \omega_{st}^* + \phi_{p1} + \phi_{p2} + \phi_{p3} + \phi_{p4} \\ + \frac{1}{2}\eta_{\lambda\pi} + \psi_{p\pi} + \omega_{1\pi} + \omega_{2\pi} + \omega_{3\pi} + \omega_{4\pi} = 0 \end{aligned} \tag{H12}$$

**Additivité :**

$$\omega_1 + \omega_2 + \omega_3 + \omega_4 + \eta_{\pi} = 1, \tag{A1}$$

$$\omega_{i1} + \omega_{i2} + \omega_{i3} + \omega_{i4} + \omega_{i\pi} = 0 \quad \forall i, \tag{A2) - (A5)}$$

$$\phi_{p1} + \phi_{p2} + \phi_{p3} + \phi_{p4} + \psi_{p\pi} = 0, \tag{A6)}$$

$$\gamma_{t1} + \gamma_{t2} + \gamma_{t3} + \gamma_{t4} + \gamma_{t\pi} = 0 \quad \forall i = 1, 2, \tag{A7) - (A8)}$$

$$\omega_{\pi 1} + \omega_{\pi 2} + \omega_{\pi 3} + \omega_{\pi 4} + \eta_{\pi\pi} = 0, \tag{A9)}$$

$$\omega_{1k} + \omega_{2k} + \omega_{3k} + \omega_{4k} + \eta_{\pi k} = 0. \tag{A10)}$$

**Annexe B Résultats de l'estimation**

**Tableau B.1 : Description des données**

Variable	Moyenne	Écart type	Minimum	Maximum
$y_1$ (Mrds Fr.)	7, 8116422	9, 3881134	0, 199	55, 559
$y_2$ (Mrds Fr.)	4, 8575293	6, 5158245	0, 0569740	51, 947
$k$ (Mrds Fr.)	0, 7583493	0, 8268276	-0, 399	5, 18
$x_1$ (Mrds Fr.)	7, 6191572	8, 9743363	0, 252367	68, 319
$x_2$ (Mrds Fr.)	5, 2990631	7, 9775344	0, 021313	44, 106
$x_4$ (Mrds Fr.)	0, 1802567	0, 1879567	0, 007237	1, 273
$m$ (Mrds Fr.)	0, 2023156	0, 3050994	-0, 223	2, 664
$p_1$	0, 0939377	0, 0198461	0, 0417219	0, 3274074
$p_2$	0, 0661666	0, 038203	0, 0137931	0, 4375651
$w_1$	0, 0248615	0, 0128925	0, 0061013	0, 1354534
$w_2$	0, 1000963	0, 0441932	0, 013544	0, 3153153
$w_3$	0, 0180592	0, 0063457	0, 0064087	0, 0648936
$w_4$	0, 0156628	0, 0062045	0, 0044049	0, 05701
$\pi$ (Mrds Fr.)	0, 1340955	0, 1950743	-0, 182	1, 3580001

**Tableau B.2 : Coefficients de détermination (R2 ajusté)**

Équations de parts	Adj-R <sup>2</sup>
(8.1)	0.8479
(8.2)	0.8318
(8.3)	0.6869
(8.4)	0.8865
(9)	0.5995
(10)	0.9906

Note : le système d'équations formé par les équations de parts des facteurs et la restriction sur le niveau de fonds propres étant non linéaire, on a procédé à l'estimation en utilisant l'algorithme de Marquardt-Levenberg avec un critère de convergence  $n = 0,0001$ .

**Tableau B.3 :** *Tests de Wald des restrictions sur les paramètres*

Restriction	Statistique	Prob.	Restriction	Statistique	Prob.
A1	3,04	0,0814	H5	0,35	0,5567
A2	6,80	0,0091	H6	10,49	0,0012
A3	0,68	0,4100	H7	2,87	0,0904
A4	8,98	0,0027	H8	42,14	0,0001
A5	3,05	0,0806	H9	1,46	0,2262
A6	1,03	0,3091	H10	2,02	0,1552
A7	3,34	0,0677	H11	2,20	0,1378
A8	3,05	0,0808	H12	6,50	0,0108
A9	47,67	0,0001	S1	68,15	0,0001
A10	3,57	0,0588	S2	178,35	0,0001
H1	3,53	0,0604	S3	148,16	0,0001
H2	0,80	0,3698	S4	3,88	0,0489
H3	1,33	0,2488	S5	207,30	0,0001
H4	5,59	0,0181	S6	138,10	0,0001

**Tableau B.4 :** *Tests de Wald des restrictions jointes*

Restrictions	Statistique	Prob.
Homogénéité	929,55	0,0001
Symétrie	897,34	0,0001
Additivité	847,19	0,0001

## Références bibliographiques

- Banker R., A. Charnes et W.W. Cooper (1984), "Some Models for Estimating Technical and Scale Inefficiencies in Data Envelopment Analysis", *Management Science*, 30, pp. 1078-1092.
- Belsley D., E. Kuh et R. Welsch (1980), *Regression Diagnostics: Identifying Influential Data and Sources of Collinearity*, New York, Wiley.
- Berger A.N. et R. DeYoung (1997), "Problem Loans and Cost Efficiency in Commercial Banks", *Journal of Banking and Finance*, 21, pp. 849-870.
- 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.
- Boyd J.H. et D.E. Runkle (1993), "Size and Performance of Banking Firms", *Journal of Monetary Economics*, 31, pp. 47-67.
- Calem B. et R. Rob (1999), "The Impact of Capital-Based Regulation on Bank Risk-Taking", *Journal of Financial Intermediation*, 8, p.317-352.
- Deaton A. et J. Muellbauer (1980), An Almost Ideal Demand System, *American Economic Review*, 70, pp. 312-325.
- Demsetz R. S., M.R. Saidenberg et P.E. Strahan (1998), "Banks with Something to Lose: The Disciplinary Role of Franchise Value", *FRBNY Economic Policy Review*, October, pp. 1-14.
- Demsetz R. S. et P.E. Strahan (1997), "Diversification, Size and Risk at Bank Holding Companies", *Journal of Money, Credit and Banking*, 29, pp. 300-313.
- De Young R., J.P. Hughes et C.G. Moon (1998), "Regulatory Distress Costs and Risk-Taking at U.S. Commercial Banks", *Working Paper*, 98-1, Office of the Comptroller of the Currency, Janvier.
- Diamond, D.W. (1984), "Financial Intermediation and Delegated Monitoring", *Review of Economic Studies*, 51, pp. 393-414.
- Dietsch M. (1996),  $\text{C}$ Efficiency et Prise de Risque dans les Banques en France  $\text{E}$ , *Revue Économique*, 48, pp. 745-754.
- Goyeau D., A. Sauviat et A. Tarazi (1998),  $\text{C}$ Taille, Rentabilité et Risque Bancaire: Évaluation Empirique et Perspectives pour la Réglementation Prudentielle  $\text{E}$ , *Revue d'Économie Politique*, 108, pp. 339-361.
- Hughes J.P., W. Lang, L.J. Mester et C.G. Moon (1995), "Recovering Technologies that Account for Generalized Managerial Preferences: An Application to Non-Risk-Neutral Banks", *Working Paper*, Federal Reserve Bank of Philadelphia.
- Hughes J.P., W. Lang, L.J. Mester et C.G. Moon (1996), "Efficient Banking under Interstate Branching", *Journal of Money, Credit and Banking*, 28, pp. 1045-1071.
- Hughes J.P. et L.J. Mester (1998), "Evidence of Scale Economies in Risk Management and Signaling", *Review of Economics and Statistics*, 80, pp. 314-325.
- Hughes J.P. et C.G. Moon (1996), "Measuring Bank Efficiency when Managers Trade Return for Reduced Risk", *Working Paper*, Department of Economics, Rutgers University.
- Hunter W.C. et S.G. Timme (1995), "Core Deposits and Physical Capital: A Reexamination of Bank Scale Economies and Efficiency with Quasi-Fixed Inputs", *Journal of Money, Credit and Banking*, 27, pp. 165-185.

- Kahane Y. (1977), "Capital Adequacy and the Regulation of Financial Intermediaries", *Journal of Banking and Finance*, 1, pp. 207-217.
- Keeley M.C. (1990), "Deposit Insurance, Risk and Market Power in Banking", *American Economic Review*, 80, pp. 1183-1200.
- Kim D. et A.M. Santomero (1988), "Risk in Banking and Capital Regulation", *Journal of Finance*, 43, pp. 1219-1233.
- Koehn M et A.M. Santomero (1980), "Regulation of Bank Capital and Portfolio Risk", *Journal of Finance*, 35, pp. 1235-1250.
- Kwan S. et R.A. Eisenbeis (1997), "Bank Risk, Capitalization and Operating Efficiency", *Journal of Financial Services Research*, 12, pp. 117-131.
- Liang J.N. et S.A. Rhoades (1991), "Asset Diversification, Firm Risk and Risk-Based Capital Requirements in Banking", *Review of Industrial Organization*, 6, pp. 49-59.
- McAllister P.H. et D. McManus (1993), "Resolving the Scale Efficiency Puzzle in Banking", *Journal of Banking and Finance*, 17, pp. 389-405.
- Merton R. (1972), "An Analytic Derivation of the Efficient Frontier", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 7, pp. 1851-1872.
- Milne A. et A.E. Whalley (1998), "Bank Capital and Risk Taking", *Working Paper*, Bank of England.
- Noulas A.G., S.S. Ray et S.M. Miller (1990), "Returns to Scale and Input Substitution for Large U.S. Banks", *Journal of Money, Credit and Banking*, 22, pp. 94-108.
- Ramakrishnan R et A.V. Thakor (1986), "Information Reliability and a Theory of Financial Intermediation", *Review of Economic Studies*, 51, pp. 415-432.
- Saunders A., E. Strock et N.G. Travlos (1990), "Ownership Structure, Deregulation and Bank Risk Taking", *Journal of Finance*, 45, pp. 643-654.
- Schrieves R.E. et D. Dahl (1992), "The Relationship between Risk and Capital in Commercial Banks", *Journal of Banking and Finance*, 16, pp. 439-457.