

La *charter value* a-t-elle été source d'autodiscipline pour les banques avant la crise de 2007 ? Une étude empirique sur le marché européen

Chamsa Fendri*

Philippe Madiès*

Résumé

Pleinement en phase avec le contexte de crise financière internationale d'une part, et avec les discussions autour de la réforme de la réglementation bancaire (Bâle III) d'autre part, cet article met l'accent sur la notion de la discipline de marché dans le secteur bancaire, l'un des piliers du dispositif bâlois. Ce travail cherche particulièrement à savoir si les actionnaires de la banque peuvent être considérés comme acteurs de la discipline de marché ou, au contraire, comme des acteurs contrariant les objectifs des autorités réglementaires ? Par le biais d'un modèle additif généralisé et sur un échantillon de 247 banques européennes, sur une période allant de 2004 à 2006, cette recherche étudie le rôle disciplinaire de l'actionnaire, à travers l'impact de la *charter value* sur la prise de risque des banques. Les résultats de cette étude montrent : (1) que la *charter value* permet de discipliner la prise de risque des banques, ce qui est en faveur de l'hypothèse du rôle actif des actionnaires dans la discipline de marché et (2) que la discipline par la *charter value* est totalement inefficace pour les grandes banques systémiques (*too big to fail*). Ces résultats vont globalement dans le sens de la réforme de Bâle III qui vise, notamment, à appliquer un traitement particulier aux banques systémiques.

Mots clés

Discipline de marché, *charter value*, risque bancaire, probabilité de défaillance, Bâle III

* Université de Grenoble et CERAG (UMR 5820 CNRS et Université Pierre Mendès France, Grenoble 2).

1. INTRODUCTION

Les accords de Bâle 2 en 2004 ont institué la discipline de marché (pilier 3) comme un complément naturel aux contraintes de fonds propres imposées aux banques. Mais la crise bancaire et financière de 2007-2009 dans les pays développés est venue jeter des doutes sur l'efficacité de la réglementation bancaire combinée à une discipline du marché pour éviter des prises de risque excessives dans le secteur bancaire. Dans ce contexte, le rôle disciplinaire de l'actionnaire constitue un élément de controverse aussi bien sur le plan théorique que sur le plan empirique. Bien que connus pour être attirés par le risque, notamment en présence d'un système d'assurance des dépôts (théorie de l'aléa de moralité¹), les actionnaires d'une banque peuvent également être acteurs de la discipline de marché dans le sens où ils peuvent avoir intérêt à inciter leur banque à réduire sa prise de risque, et ce dans le but de préserver la dite *charter value*.

L'objectif de cet article est d'examiner cette question à la lumière du cas européen pour lequel les études restent rares. Deux études ont à notre connaissance été menées sur des échantillons de banques européennes, à savoir Gropp et Vesala (2004) et Stolz (2007), et elles ne conduisent pas à des résultats convergents. La relation entre la *charter value* et le risque bancaire est positive pour Stolz (2007) et changeante voire ambiguë, selon la mesure de risque adoptée, pour Gropp et Vesala (2004). L'absence de consensus entre les résultats nous invite à explorer, dans ce travail, le rôle qu'a joué la *charter value* dans la discipline de la prise de risque des banques européennes, avant la crise de 2007.

Nous proposons, pour ce faire, d'utiliser une nouvelle classe de modèles celle des Modèles Additifs Généralisés (*Generalized Additive Models* ou GAM) basés sur une technique de lissage non paramétrique. Cette technique d'estimation, développée et vulgarisée par Hastie et Tibshirani (1990), présente l'avantage d'être plus flexible que les modèles classiques linéaires et donc de permettre un meilleur ajustement aux données. Ces modèles ont été utilisés par Park et Peristiani (2007) pour évaluer la relation semi-paramétrique entre la *charter value* et le risque dans les banques américaines. La section 2 revient sur nos questions de recherche et le cadre théorique qui fonde les hypothèses de recherche de notre travail empirique. La section 3 présente nos données tandis que la section 4 explicite notre

¹ La théorie de l'aléa de moralité stipule qu'en présence d'un système d'assurance des dépôts, les actionnaires peuvent avoir intérêt à augmenter le profil de risque de la banque sans en subir les coûts, ces derniers étant totalement transférés à l'organisme assureur.

méthodologie. La section 5 analyse nos résultats empiriques et la section 6 conclut notre travail.

2. QUESTIONS ET HYPOTHÈSES DE RECHERCHE

2.1 QUESTIONS DE RECHERCHE

La première motivation de notre recherche est de répondre à la question suivante : Les actionnaires peuvent-ils être considérés comme acteurs de la discipline de marché ou, au contraire, comme des acteurs contrariant les objectifs des autorités réglementaires ?

Le raisonnement menant à dire que l'actionnaire peut avoir intérêt à limiter la prise de risque de sa banque se fonde sur la notion de la *charter value*. L'idée est que la crainte, pour l'actionnaire, de perdre l'agrément de sa banque ainsi que tous les profits futurs liés à son activité en cas de faillite peut contrebalancer son appétit pour le risque. Son but serait, dans ce cas là, de préserver la *charter value* de sa banque. Une autre manière de poser la question précédente serait alors : La *charter value* permet-elle de limiter la prise de risque des banques ? Il s'agit, pour y répondre, de vérifier le sens (le signe) de la relation statistique entre la *charter value* et le risque bancaire.

S'ajoute à notre motivation initiale le constat que les grandes banques jugées d'importance systémique² ou perçues comme « trop grandes pour faire faillite » peuvent avoir un comportement face au risque distinct des autres du fait qu'elles bénéficient d'une garantie gouvernementale implicite en raison de l'application du principe du *too-big-to-fail* (TBTF). Ce comportement peut modifier le sens de la relation entre la *charter value* et la prise de risque. Malgré les efforts des autorités réglementaires de couper avec le principe du TBTF³, la pertinence du concept est encore d'actualité. Le nombre sans précédent de renflouages de banques TBTF, aussi bien aux Etats-Unis qu'en Europe, opérés durant la crise actuelle le prouve bien. Ainsi, il nous semble plus judicieux d'intégrer, à la relation étudiée, une troisième dimension qui tient compte du principe du *too-big-to-fail* ; les trois concepts (prise

² Dont la faillite aurait des conséquences systémiques désastreuses sur l'économie.

³ La présence de garantie implicite d'intervention publique en cas de difficulté entraîne les banques TBTF vers des prises de risques excessives et dangereuses pour l'ensemble de l'économie.

de risque, *charter value*, et *too big to fail*) étant imbriqués. La question qui se pose serait alors : L'impact de la *charter value* sur la prise de risque bancaire est-il différent selon que la banque est *too-big-to-fail* ou non ?

2.2 HYPOTHÈSES DE LA RECHERCHE

Étant donné que ses propriétaires perdent l'agrément d'exercer ainsi que tous les profits futurs liés à son activité si elle devient insolvable, une banque à forte *charter value* serait plus incitée à éviter les stratégies excessivement risquées. Ainsi, même si la présence d'une garantie des dépôts devrait, selon la théorie de l'aléa de moralité, la conduire à prendre davantage de risque dans l'intention de maximiser la valeur de l'option *put* détenue implicitement par ses actionnaires (modèle de Merton⁴), une banque à forte *charter value* ne chercherait pas à augmenter son niveau de risque.

Plusieurs arguments permettent de justifier que la *charter value* est, pour les propriétaires d'une banque, un facteur d'autodiscipline dans leur comportement de prise de risque. Ces arguments sont liés aux composants de la *charter value* qui émanent de deux sources principales : (1) des facteurs réglementaires qui conditionnent l'accès au secteur, notamment la nécessité de l'obtention préalable d'un agrément avant de pouvoir exercer une activité bancaire et (2) des facteurs spécifiques liés aux caractéristiques propres à chaque banque tels que sa réputation, la qualité de son équipe dirigeante ou encore la fidélisation de sa clientèle.

La crainte de perdre cet actif, certes intangible mais précieux, peut contrebalancer la tentation des banques à la prise de risque excessive créée notamment par l'assurance-dépôts. La *charter value* peut donc aider à réduire la prise de risque excessive. On s'attend, de ce fait, à ce que le rapport entre la *charter value* et le risque bancaire soit négatif.

Par ailleurs, étant donné l'existence du principe TBTF, les grandes banques d'importance systémique s'attendent à un renflouage public quasi-automatique en cas de difficulté. Ce qui leur permet de se livrer à une prise de risque excessive sans devoir en assumer la totalité des conséquences. Ainsi, vu que ces banques ne sont plus menacées de fermeture en cas de faillite, l'effet disciplinaire de la *charter value* serait amoindri, voire complètement annulé, pour le cas des banques TBTF. On s'attend alors à ce que les banques

⁴ Voir Merton (1977).

TBTF soient moins, voire pas du tout, sensibles à l'effet de la *charter value* dans leur pratique de prise de risque.

3. DONNÉES

3.1 ÉCHANTILLON

L'étude est menée dans le contexte européen, pour les raisons évoquées ci-dessus. Nous étudions, en particulier, les pays de l'Union Européenne à 15, à savoir l'Allemagne, l'Autriche, la Belgique, le Danemark, l'Espagne, la Finlande, la France, la Grèce, l'Irlande, l'Italie, le Luxembourg, les Pays-Bas, le Portugal, le Royaume-Uni et le Suède.

Nos données sont extraites principalement de deux sources de données : *bankscope* pour les données comptables, *datastream* pour les données de marché. Pour faire partie de notre population d'étude, une banque doit répondre aux critères suivant, sur la base de données *Bankscope* :

- Être une banque commerciale, coopérative, d'investissement, de crédit immobilier et hypothécaire, de crédit ou une institution publique de crédit,⁵
- Avoir un code de consolidation de C1, C2, U1 ou A1 afin d'éviter le problème de double comptage, c'est-à-dire qu'une banque apparaisse deux fois dans le même échantillon,⁶
- Être cotée (pour pouvoir disposer des données de marché, nécessaires pour la deuxième partie de l'étude, notamment dans le calcul de la *charter value*) ou décotées (pour les banques défaillantes).

⁵ Il s'agit, pour reprendre les appellations de *Bankscope* des: *commercial banks, cooperative banks, investment banks, real estate and mortgage banks, savings banks* et *specialized governmental credit institutions*.

⁶ Certaines institutions possèdent plusieurs indices individuels, comme la Lloyds Bank PLC par exemple. La base de données *Bankscope* propose un filtre dans sa barre d'outils de recherche pour les codes de consolidation (C1, C2, U1 et A1) pour que de telles institutions ne figurent pas plusieurs fois dans la sélection de recherche. La définition de ces codes, telle que proposée par *Bankscope*, est la suivante :

C1 : pour les banques dont l'information est extraite des rapports financiers consolidés de la banque mère, sachant qu'aucun rapport non consolidé de ses filiales n'est disponible sur *Bankscope*,

C2 : pour les banques dont l'information est extraite des rapports financiers consolidés de la banque mère, sachant que les rapports non consolidés de ses filiales sont disponibles sur *Bankscope*,

U1 : pour les banques dont l'information est extraite des rapports financiers non consolidés, sachant qu'aucun rapport consolidé n'est disponible sur *Bankscope*,

A1 : pour les banques dont l'information est extraite d'états financiers agrégés, sachant qu'aucun rapport consolidé n'est disponible sur *Bankscope*.

En appliquant ces critères, sur une période allant de 2004 à 2006,⁷ nous obtenons un échantillon de 327 banques. Notons qu'une banque est identifiée comme « à problème » ou « en situation de défaillance » si elle est classée dans au moins l'une de ces trois rubriques selon la base de données *bankscope* : « *in liquidation* », « *bankruptcy* », ou « *dissolved* »;⁸ c'est-à-dire si elle est en banqueroute, en cours de liquidation judiciaire, ou dissoute en dehors d'une opération de fusion-acquisition.

Cependant, ayant besoin de compléter notre collecte par des données de marché extraites de la base *datastream*, différente de notre première source de données, nous avons été obligés d'éliminer les banques qui ne figurent pas sur cette dernière base. Ceci a ramené notre échantillon à 247 banques dont 16 « à problème », soit un nombre d'observations de 663 après empilage⁹.

3.2 PÉRIODE D'ÉTUDE

Notre étude porte sur une période de trois années : de 2004 à 2007. Deux contraintes majeures ont conditionné ce choix :

1. Le nombre de données manquantes pour l'année 2003 ainsi que les années qui la précèdent dépasse, pour la quasi-totalité des variables, le nombre des données disponibles. Ceci nous a obligé à commencer notre étude à partir de 2004 pour ne pas biaiser nos résultats en essayant de les remplacer suivant l'une ou l'autre des méthodes connues de remplacement des données manquantes.
2. La crise des *subprimes* survenue à partir de juillet 2007 a également limité la durée de la période d'étude. Intégrer dans notre étude cette année exceptionnelle, tout comme d'ailleurs les années qui l'ont suivie, biaiserait nos résultats.

⁷ Le choix de la période sera expliqué ultérieurement.

⁸ Dans ce cas de figure, nous éliminons les banques ayant été classées « dissolved » suite à une opération de fusion ou de fusion-acquisition. Ces dernières banques n'étant pas obligatoirement considérées comme « à problème ».

⁹ Pour plus de détails sur la composition de l'échantillon, voir annexes...

4. MÉTHODOLOGIE

L'objectif de cette étude, rappelons-nous, est de déterminer le rôle de la *charter value* dans la discipline de la prise de risque bancaire. Ceci revient à déterminer la nature et le signe de la relation entre le ratio Q, pris comme mesure proxy de la *charter value*, et la probabilité de défaut P en tant que mesure du risque bancaire. Pour ce faire, un modèle semi-paramétrique est utilisé.

4.1 UN MODÈLE SEMI-PARAMÉTRIQUE POUR ESTIMER LA RELATION ENTRE LA CHARTER VALUE ET LE RISQUE BANCAIRE

À l'instar de Park et Pérستاني (2007), nous utilisons un modèle semi-paramétrique pour déterminer la nature de la relation entre la *charter value* et le risque bancaire, supposée non-linéaire. En effet, compte tenu de l'incitation à la prise de risque du fait de l'option *put* implicitement détenue par les actionnaires en présence d'une assurance des dépôts d'une part et de la crainte de perdre la *charter value* en cas de prise de risque excessive d'autre part, on s'attend à ce que la relation entre la *charter value* et le risque bancaire soit non linéaire et convexe, reflétant l'importance relative changeante de la *charter value* et de la valeur d'option *put*.

Étant donnée l'absence de structure paramétrique explicite et bien définie pour cette relation convexe, ces auteurs proposent d'employer un modèle semi-paramétrique qui présente l'avantage d'offrir « un cadre plus efficace et plus parcimonieux pour capturer correctement la variation dans le comportement des actionnaires »¹⁰.

Ce modèle se présente comme suit:

$$Prob_{i,t} = f(Q_{i,t}) + \beta Z_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

Avec :

¹⁰ Park et Peristiani (2007), page 2500.

- $Prob_{i,t}$ la probabilité de faillite de la banque i compte tenu de sa situation financière à la date $t-1$.
- $f(Q_{i,t})$ la partie non paramétrique du modèle, où $Q_{i,t}$ est le ratio *market-to-book* ou encore le ratio Q de Tobin qui mesure la *charter value* pour chaque banque i et chaque année t . f est une fonction quelconque complètement inconnue.
- $\beta Z_{i,t}$ la partie paramétrique du modèle avec β le vecteur des coefficients lié aux au vecteur $Z_{i,t}$ des variables de contrôle,
- $\varepsilon_{i,t}$, un terme d'erreur.

Pour estimer ce modèle semi-paramétrique, une nouvelle classe de modèles est utilisée. Il s'agit des « modèles additifs généralisés » connue sous l'appellation de GAM (*Generalized Additive Models*). Cette procédure d'estimation, introduite par Hastie et Tibshirani (1990), offre un outil puissant d'analyse basé sur la régression non paramétrique et des techniques de lissage.

La régression non paramétrique relâche l'hypothèse usuelle de la linéarité et permet de découvrir la structure réelle de la relation entre la variable dépendante et la (ou les) variable(s) explicative(s). Les modèles additifs généralisés (GAM) forment ainsi une extension des modèles linéaires généralisés GLM (*Generalized Linear Models*). Ils combinent la notion de modèles additifs, à savoir la capacité d'explorer simultanément plusieurs rapports non paramétriques, avec la flexibilité distributionnelle des modèles GLM. La différence réside essentiellement dans la fonction composant le prédicteur. Celle-ci est linéaire dans les modèles GLM. Elle est quelconque, c'est-à-dire qu'elle peut être paramétrique (linéaire, polynomiale, trigonométrique, etc.) ou non paramétrique comme les *splines* de lissage, dans les modèles GAM.

Concernant les techniques d'estimation caractérisant les modèles GAM, il s'agit d'appliquer divers lissages des nuages de points appliqués aux valeurs de la variable explicative ($Q_{i,t}$ dans notre cas), avec pour objectif de maximiser la qualité de la prévision des valeurs de la variable expliquée ($Prob_{i,t}$ dans notre modèle). L'idée est de simplifier la forme complexe des fonctions paramétriques reliant les variables explicatives à la variable expliquée

en l'approchant par une combinaison linéaire de plusieurs fonctions non paramétriques. Le lissage permet d'ajuster le modèle au plus près de la forme des relations entre la variable dépendante et les variables explicatives. La technique de lissage utilisée pour l'estimation de notre modèle est le lissage par les *splines*.

Une synthèse des variables utilisées dans cette étude est présentée dans le Tableau 1.

4.2 MESURE DE LA CHARTER VALUE

Afin d'en proposer une mesure la plus adéquate possible, nous partons de la définition de la *charter value* qui est, rappelons-le brièvement la valeur actuelle nette des profits futurs que la banque dégage si son activité continue dans le temps.

Ainsi, la *charter value* d'une banque serait égale à la différence entre la valeur de marché de ses actifs, qui reflète la valeur actuelle de tous les dividendes futurs qui seront versés, et son coût de remplacement, qui correspond aux dépenses nécessaires si on voulait reconstruire la même institution aujourd'hui (Demsetz et al., 1996). Cette différence, entre la valeur de marché et le coût de remplacement, serait alors importante lorsque la *charter value* est élevée, c.-à-d. lorsque les profits futurs associées à la banque en question sont importants étant donné sa situation spécifique (facteurs réglementaires, réputation, qualité du personnel, relations avec la clientèle, etc.).

Soit :

$$\text{Charter Value (CV)} = \text{Valeur de marché} - \text{Coût de remplacement} \quad (1)$$

Cependant, la difficulté empirique réside dans le fait que ni la valeur de marché, ni le coût de remplacement ne sont directement mesurables. La valeur de marché des actifs de la banque est alors approximée en additionnant la valeur de marché de ses actions¹¹ (capitalisation boursière) à la valeur comptable de ses dettes ($VM + D$). Le coût de remplacement est, quant à lui, approximé par la valeur comptable des actifs de la banque.

$$CV = (VM + D) - A \quad (2)$$

¹¹ La mesure de la *charter value* n'est ainsi pas possible pour les banques non cotées. Ceci explique le troisième critère de choix de notre échantillon présenté à la section 3, à savoir que les banques doivent être cotées.

Avec :

CV : la charter value,

VM : la valeur de marché des actifs,

D : la valeur comptable des dettes,

A : la valeur comptable des actifs.

Enfin, pour avoir une mesure relative (afin d'éviter le biais lié à la différence de taille entre les banques de l'échantillon), cette valeur obtenue est divisée par la valeur comptable des actifs.

$$\frac{CV}{A} = \frac{(VM+D)-A}{A} \quad (3)$$

En ajoutant 1 aux deux termes de l'égalité et en simplifiant l'écriture, nous obtenons :

$$\frac{CV}{A} + 1 = \frac{VM+D}{A} \quad (4)$$

L'écriture que nous obtenons correspond au ratio Q de Tobin. Selon cette équation, une valeur du Q-Tobin égale à 1 correspond à une *charter value* nulle.

Ceci justifie l'utilisation courante de ce ratio Q, connu également sous l'appellation du ratio *market-to-book*, comme *proxy* de la *charter value* dans la majorité des études empiriques antérieures (Lindenberg et Ross, 1981 ; Keeley, 1990 ; Saunders et Wilson, 1994 ; Demsetz, Saindenberg et Strahan, 1996 ; Gropp et Vesala, 2004 ; Stolz, 2007 ; Park et Peristiani 2007, etc.)¹².

¹² Nous retrouvons également dans la littérature l'utilisation du ratio de la valeur marchande des actions, et non des actifs, rapportée à leur valeur de comptable comme proxy de la *charter value* (Saunders et Wilson, 1997 ; Gailoway et al. 1997 ; Brewer et al., 1997, etc). Mais étant donné l'importance du poids de la dette dans le bilan

Cette approche, largement utilisée dans la littérature, n'est d'ailleurs pas contre-intuitive puisque la *charter value*, de par sa définition, est intégrée dans la valeur de marché de la banque mais pas dans sa valeur comptable. Ainsi, toute banque ayant un pouvoir de marché valorisable, ou une *charter value* positive, devrait avoir une valeur de marché de ses actifs (VM+D) supérieure à leur valeur comptable (A). Ce qui revient à un ratio Q supérieur à 1.

De même, et comme stipulé par Lindenberg et Ross (1981), un ratio Q de Tobin supérieur à 1 indique la présence d'éléments incorporels non reconnus par la comptabilité. Il est donc naturel qu'une banque à forte *charter value* ait un ratio Q plus élevé.

Par ailleurs, l'utilisation du ratio Q de Tobin, en tant que mesure relative, pour approximer la *charter value* a l'avantage de permettre la comparaison de banques de taille déferente. Prenons à titre d'illustration le cas simplifié de deux banques A et B de taille différente mais de *charter values* égales :

	Banque A	Banque B
Valeur de marché (VM+D)	520 €	1020 €
Coût de remplacement (A-GW)	500 €	1000 €
<i>Charter value</i>	20 €	20 €
<i>Charter value</i> en pourcentage au coût de remplacement	4 %	2 %
Ratio Q de Tobin	1,04	1,02

Bien qu'ayant la même *charter value* en valeur absolue (20 €), la mesure relative qui sera accordée à chacune des deux banques A et B, en utilisant le ratio Q comme mesure approximative, n'est pas la même. Compte tenu de leur différence de taille, les *charter values* de A et B seront respectivement considérées comme étant égales à 1,04 et 1,02.

L'utilisation du ratio Q pour mesurer la *charter value* peut néanmoins présenter une limite liée aux erreurs probables dans la valorisation du numérateur du ratio. En effet, la

des institutions bancaires, nous retenons comme mesure approximative de la *charter value* le ratio *market-to-book* des actifs.

valeur comptable des dettes ne constitue une bonne mesure de la valeur de marché que si ces dettes sont à court terme. Ceci serait le cas pour les banques à forte collecte de dépôts. Cependant, comme les banques recourent de plus en plus aux marchés pour lever des fonds, la valeur de marché de leurs engagements est de plus en plus sensible aux variations des taux d'intérêts, élément qui n'est pas reflété par la valeur comptable.

4.3 MESURES DU RISQUE

Nous utilisons, comme mesure de risque bancaire, la probabilité de défaillance (Prob). Cette probabilité, calculée à l'aide d'un modèle *logit*, présente l'avantage d'être une mesure multifactorielle qui tient compte de plusieurs ratios représentant différents critères déterminant la santé financière d'une institution bancaire.

4.3.1 DÉTERMINATION DE LA PROBABILITÉ DE DÉFAILLANCE DES BANQUES

À la manière de Park et Peristiani (2007), Stolz (2007) et Godlewski (2008), nous adoptons un modèle de type *logit* pour estimer la probabilité de défaillance de chacune des banques de l'échantillon.

Le modèle *logit* se présente comme suit :

$$y = \gamma x_{it-1} + \vartheta_{it}$$

Avec : $y_{it} = 1$ si la banque est défaillante l'année (t)

$y_{it} = 0$ sinon ; c'est-à-dire si la banque est saine l'année (t)

Et où x_{it-1} est le vecteur des caractéristiques financières de la banque (i) pendant l'année (t-1).

Notons que le modèle *logit* est estimé en utilisant l'information de la période (t-1) puisque dans la plupart des cas nous n'avons pas l'information complète sur les banques défaillantes pendant l'année en cours (t). Sur la base de ce modèle, nous estimons la santé

financière de la banque à l'année (t) à partir de l'information financière de l'année précédente (t-1).

Soit :

$\beta' = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_p)$ le vecteur des paramètres à estimer

$x' = (x_1, x_2, \dots, x_p)$, le vecteur des variables explicatives

La probabilité conditionnelle de chaque valeur de y (0 ou 1) est donnée par le vecteur x des variables explicatives et est modélisée comme suit :

$$\hat{P}_{it} = F(x_{i,t-1}; \hat{\gamma})$$

Où $F(.)$ représente la distribution logistique ; elle est modélisée selon la formule :

$$F(x) = P(y = 1/x) = \frac{e^{\gamma'Z}}{1+e^{\gamma'Z}}$$

Où :

$$\gamma' = (\beta_0, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_p) = (\beta_0, \beta')$$

$$Z' = (1, x_1, x_2, \dots, x_p) = (1, x')$$

L'expression du modèle logistique, appelé aussi logit, s'écrit de la manière suivante :

$$g(x) = \ln \left[\frac{F(x)}{1-F(x)} \right] = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_p x_p$$

Il s'agit donc de régresser les variables explicatives non pas sur la base de $F(x)$ mais sur la base de $\ln [F(x)/1-F(x)]$

L'estimation du modèle nous permet de déterminer directement la probabilité d'appartenir à la sous-population des banques en situation de défaillance, probabilité associée à l'événement $y_{it} = 1$.

Le vecteur des variables explicatives $x_{i,t-1}$ se compose de 12 ratios financiers mesurant les risques fondamentaux de la banque, qui sont typiquement employés par les régulateurs et les investisseurs pour évaluer la sûreté et la solidité des banques.

Conformément à la typologie CAMEL (*Capital Adequacy, Asset Quality, Management Quality, Earnings, Liquidity*)¹³, ces ratios sont regroupés en cinq catégories représentant les cinq facteurs clés d'analyse :

1. l'adéquation des fonds propres au portefeuille de crédits (*Capital adequacy*),
2. la qualité des actifs (*Asset quality*),
3. l'efficacité de l'équipe dirigeante ou du management (*Management quality*),
4. la rentabilité ou la capacité à générer des revenus (*Earnings*),
5. la liquidité des actifs (*Liquidity*).

L'Annexe résume les variables utilisées pour la détermination de la probabilité de défaillance avec, pour chaque variable, la description et le signe attendu. Les statistiques descriptives et les résultats du modèle *logit* sont présentés dans l'Annexe .

4.3.2 AUTRES MESURES DE RISQUE

Dans un souci de comparaison avec les résultats des études antérieures, notamment celles menées sur des échantillons de banques européennes à savoir Gropp et Vesala (2004) et Stolz (2007), nous testons également quatre autres modèles alternatifs avec les mesures de risque utilisées par ces deux précédentes études européennes. Nous adoptons, plus précisément, les mesures suivantes¹⁴ :

- Le ratio de levier (**LEV**) rapportant le montant des dettes au total des actifs,
- Le ratio des crédits douteux par rapport aux crédits bruts (**IMP**), en tant que mesure de risque de crédit,
- La volatilité du titre (**SD**), cette mesure est obtenue à partir de l'écart-type des rentabilités journalières des titres de l'échantillon, pour chaque année,
- Le ratio de solvabilité (**TIER**) des capitaux ajustés aux risques.

¹³ CAMEL (CAMELS aujourd'hui, le S faisant référence à la sensibilité au risque de marché) est un système américain de rating permettant de classer les banques américaines en fonction de leur santé financière. Ce classement est basé, entre autres, sur les états financiers des banques et s'échelonne entre 1 et 5. Les notations ne sont pas publiées, mais sont par contre transmises aux plus hauts responsables des banques dans le but de prévenir des paniques bancaires.

¹⁴ Les trois premières mesures sont utilisées par Gropp et Vesala (2004) et la dernière mesure par Stolz (2007).

4.3.3 VARIABLES DE CONTRÔLE

Un certain nombre de variables de contrôle, pouvant avoir un impact sur la prise de risque de la banque, ont été introduites au modèle, à savoir :

- La variable « taille » mesurée par le logarithme népérien de l'actif total (**lnAssets**). En effet, la taille de la banque peut avoir un impact direct, dans un sens ou dans l'autre, sur sa prise de risque. D'une part, les pertes inattendues proviennent en partie de l'asymétrie d'information entre la banque et ses clients emprunteurs. Pour y palier, outre la constitution d'un capital butoir servant de matelas de sécurité, la banque recourt à des activités de sélection et de contrôle de ses clients qui engendre des coûts. Étant donné les économies d'échelles que les grandes banques peuvent réaliser sur ces coûts, ces banques peuvent avoir intérêt à diminuer leur capital en contrepartie d'une activité de sélection et de surveillance accrue de ses débiteurs. D'autre part, les grandes banques peuvent avoir plus d'opportunités d'investissement et de diversification. La qualité de leurs actifs, telle que mesurée par les provisions pour risque sur crédit (LLR) ou par la part des crédits douteux dans le capital, peut par conséquent être meilleure ; ce qui est en mesure de réduire leur risque spécifique. Cependant, comme le font remarquer Demsetz et Strahan (1997), ces grandes banques peuvent profiter de leur meilleure diversification pour exercer des activités de crédit plus risquées. Saunders et al. (1990) trouvent, de plus, que les grandes banques sont plus exposées au mouvement général du marché et qu'elles sont par conséquent plus exposées au risque systématique. S'ajoute à cela les garanties gouvernementales, dont ces grandes banques peuvent bénéficier au nom du principe du *too-big-to-fail*, qui sont susceptibles de les inciter à prendre davantage de risque (Galloway et al. 1997 et De Nicolo, 2000).
- La variable **CRank** qui nous renseigne sur le classement de chaque banque à l'échelle nationale au regard de la taille de ses actifs est également introduite dans le modèle en tant que variable de contrôle. Cette variable capture mieux l'effet « *too-big-to-fail* » que la taille des actifs (lnAssets) puisque qu'elle constitue une mesure relative : une banque peut être considérée « trop grande » pour un pays, sans qu'elle ne le soit à l'échelle européenne.

- Le taux de croissance du PIB (**gPIB**) dans le but de capturer la situation macroéconomique spécifique à chaque pays.
- Les pays d'appartenance des différentes banques ont été pris en considération à l'aide d'une variable *dummy* (**Country**) codée de 1 à 15 selon que la banque appartienne ou non à un pays de l'Europe des 15. En effet, malgré l'intégration des pays de cette zone, le système bancaire reste encore considérablement différent d'un pays à l'autre. Cette variable tiendra également compte de l'aspect réglementaire qui varie également encore d'un pays à l'autre de l'Union européenne.
- Enfin, une deuxième variable dichotomique (**Year**) représentant l'année a été introduite au modèle.

Avant d'exposer les statistiques descriptives de base des variables utilisées dans cette étude (Tableau 2), une synthèse de ces variables est présentée dans le Tableau 1.

Tableau 1 : Synthèse des variables utilisées dans le modèle semi-paramétrique

Libellé	Variable	Mesure	Source
Mesure de <i>charter value</i>			
Q	<i>Charter value</i>	Ratio <i>market to book</i> des actifs de la banque, soit : (valeur de marché des fonds propres + valeur comptables des dettes) / valeur comptable des actifs	Calculée (données obtenues de <i>Datastream</i> et <i>Bankscope</i>)
Mesures de risque			
Prob	Probabilité de défaillance	Obtenue à l'aide d'un modèle <i>logit</i> à partir d'une batterie de ratios comptables et financiers	Calculée (données obtenues de <i>Bankscope</i>)

LEV	Risque de levier	Dettes / Total actifs	<i>Bankscope</i>
IMP	Risque de crédit	Crédits douteux / Crédits bruts	<i>Bankscope</i>
SD	Volatilité du titre	Écart type annuel des rentabilités journalières	Calculée (données obtenues de <i>Datastream</i>)
TIER	Ratio de solvabilité	TIER1 : Ratio de capital ajusté au risque	<i>Bankscope</i>
Variables de contrôle			
LnAssets	Taille	Logarithme népérien du montant des actifs	<i>Bankscope</i>
CRank	Rang national	Classement de la banque, par rapport au montant des ses actifs, à l'échelle de son pays	<i>Bankscope</i>
gPIB	Situation économique	Taux de croissance annuel du PIB	INSEE
Year	Variables <i>dummy</i> indiquant l'année	Codage de 1 à 3 selon l'année (2004 à 2006)	Codée
Country	Variable <i>dummy</i> indiquant le pays d'appartenance	Codage de 1 à 15 selon le pays d'appartenance	Codée

Tableau 2 : Statistiques descriptives des variables du modèle semi-paramétrique

Ce tableau expose les statistiques descriptives de toutes les variables du modèle semi-paramétrique $Prob_{i,t} = f(Q_{i,t}) + \beta Z_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$ où la variable dépendante est la probabilité de faillite (*Prob*) calculée à l'aide d'un modèle logit. Le tableau présente également les statistiques descriptives liées aux quatre mesures de risque qui serviront à tester des modèles alternatifs, en vue de comparer nos résultats à ceux des études antérieures.

Variable	Nb	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
Variable dépendante du modèle principal					
Prob	366	0.0222623	0.0366860	0	0.5435200
Variables dépendantes relatives aux modèles alternatifs servant de comparaison avec les études antérieures					
SD	340	0.0144705	0.0093659	0	0.0839535
LEV	366	0.8362213	0.2333076	0	2.2210865
IMP	349	4.0916160	2.8388685	0	32.5130000
TIER	349	10.2826501	5.2985502	4.8000000	79.2000000
Variables explicatives					
Q	366	1.0645510	0.2303376	0.1176471	3.2757576
LnAssets	366	15.8384130	2.6690048	7.4383835	21.0881471
CRank	307	86.3843648	260.7122637	1.0000000	1657.00
gPIB	366	2.4371585	1.1768715	0.7000000	6.0000000

Nous remarquons, à travers le Tableau 2 qui résume les statistiques descriptives des différentes variables du modèle, que la valeur moyenne de la *charter value* est de 1,064. Ce qui veut dire que la valeur marchande des actifs des banques composant l'échantillon excède, en moyenne, la valeur comptable de ces mêmes actifs de 6,4 %. Ce chiffre est supérieur à ceux affichés par les études européennes antérieures qui étaient de 1,022 pour Stolz (2007) sur une période d'étude allant de 1997 à 2003 et de 0,99 pour Gropp et Vesala (2004) pour la période 1992-1998. Ce constat signifie que le niveau moyen de la *charter value* dans les banques européennes a augmenté dans le temps. Ceci pourrait être expliqué par la difficulté croissante de l'obtention, auprès de l'Autorité de contrôle prudentiel, d'un agrément pour l'exercice de l'activité bancaire. Le mouvement de concentration bancaire qu'a connu

l'Europe les années 1999 et 2000¹⁵ pourrait également être à l'origine de cette hausse de *charter value* au sein des banques européennes. En effet, un fort degré de concentration acquière aux banques un plus fort pouvoir « oligopolistique ».

5. RÉSULTATS ET INTERPRÉTATIONS

5.1 RÉSULTATS DE L'ESTIMATION DU MODÈLE SEMI-PARAMÉTRIQUE

5.1.1 RÉSULTAT GLOBAL

Nous présentons et interprétons, à travers cette sous-section, les résultats empiriques du modèle semi-paramétrique appliqué à l'échantillon global.

La variable explicative du modèle est la probabilité de défaillance (Prob) choisie comme mesure de risque pour notre étude. Cette mesure est obtenue à partir d'une batterie de 12 ratios comptables et financiers reflétant différents critères de risque et présente, par conséquent, l'avantage d'être une mesure « multifactorielle » de risque.

¹⁵ Un mouvement de fusion-acquisition a marqué cette période avec la fusion entre Banco Santander et Banco Central Hispanoamericano en janvier 1999 qui a entraîné la création de BSCH, la fusion de la BNP avec Paribas annoncée en février de la même année, la fusion entre Banco Bilbao Vizcaya (BBV) et Argentaria pour constituer la BBVA en octobre, l'acquisition par Banca Intesa de 70 % de Comit en Italie, l'acquisition par Citigroup des activités de la banque d'investissement de Schroder's, la fusion des deux banques portugaises, Banco Espirito Santo et Banco Portugues, l'annonce de la fusion projetée entre Deutsche Bank et Dresdner début mars 2000, l'acquisition par HSBC du Crédit Commercial de France par une OPA amicale annoncée le 3 avril 2000, etc.

Tableau 3 : Résultats de l'estimation des paramètres du modèle semi-paramétrique

Ce tableau présente les résultats des estimations des paramètres pour la partie paramétrique du modèle semi-paramétrique $Prob_{i,t} = f(Q_{i,t}) + \beta Z_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$.

Paramètre	Résultat estimé	Erreur std	Valeur du test t	Pr > t
Intercept	-10.83646	3.53430	-3.07	0.0024
LnAssets	0.00141	0.00059185	2.38	0.0179
CRank	0.00002052	0.00000747	2.75	0.0064
gPIB	-0.00189	0.00108	-1.76	0.0793
cory	0.00042009	0.00038088	1.10	0.2710
year	0.00545	0.00177	3.08	0.0023
Linear(Q)	-0.08007	0.02160	-3.71	0.0003

Tableau 4 : Analyse de la somme de carrés d'écarts à la moyenne pour le modèle de lissage

Ce tableau présente l'analyse du modèle de lissage à partir de la somme des carrés des écarts à la moyenne, pour le composant non paramétrique du modèle $P_{i,t} = f(Q_{i,t}) + \beta Z_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$.

Source	DF	Somme des carrés	Khi 2	Pr > Khi 2
Spline(Q)	3.00001	0.009880	22.6311	<.0001

Le Tableau 3 indique que la tendance linéaire pour la variable d'intérêt Q est significative au seuil de 1 % avec un *p-value* de 0,0003. Le signe négatif du paramètre qui lui est associé montre que la relation entre la *charter value* (Q) et le risque (variable dépendante Prob) est significativement négative, ce qui veut dire que plus la *charter value* est élevée, moins le risque l'est. Ce résultat nous permet de valider l'hypothèse globale de l'effet disciplinaire de la *charter value*.

Le Tableau 4 montre que la partie non linéaire de la *charter value* (Q) est aussi fortement significative avec un *p-value* inférieur à 0,0001.

Les résultats du Tableau 3 mettent également en exergue l'influence négative de la variable gPIB sur la prise de risque bancaire. Le signe négatif et significatif du paramètre

indique que la prise de risque est, toute chose étant égale par ailleurs, négativement impactée par la croissance du PIB.

Nous constatons, enfin, que la taille de la banque (LnAssets) est un facteur significatif de risque bancaire. Le signe positif obtenu indique que plus une banque est grande, plus son risque est élevé. De même, le rang national de la banque au regard de la taille des ses actifs (CRank) influence significativement sa prise de risque. Ce résultat conforte notre idée de tenir compte de l'aspect *too-big-to-fail* dans l'analyse de la relation entre la *charter value* et la prise de risque bancaire.

5.1.2 RÉSULTATS PAR « CATÉGORIE » DE BANQUES (TBTF VERSUS NON-TBTF)

Afin de prendre en considération la notion de *too-big-to-fail* dans l'analyse de la relation entre la *charter value* et la prise de risque, une variable *dummy* nommée TBTF est intégrée au modèle. Cette variable est obtenue à partir des valeurs de CRank¹⁶ et est codée comme suit :

TBTF=1 si $CRank \leq 5$

TBTF= 0 sinon c.à.d. si $CRank > 5$

L'idée est qu'une banque est jugée « trop grande pour faire faillite » si elle fait partie des 5 plus grandes banques, par rapport au total de ses actifs, à l'échelle nationale.

L'estimation du modèle par « catégorie » de banques (TBTF *versus* non-TBTF) fournit les résultats résumés dans le tableau suivant :

¹⁶ Notons qu'une liste de 29 banques jugées présentant un risque systémique, connue sous l'acronyme G-SIFIs (*Global- Systemically Important Financial Institutions*), a été publiée le 8 novembre 2011 par le *Financial Stability Board*. Cette liste concerne l'année 2012 et ne peut, de ce fait, pas être utilisée pour identifier les banques TBTF de notre échantillon vu que notre étude s'étend sur la période allant de 2004 à 2006. D'où le recours au rang national des banques, par rapport au total des actifs comme indicateur d'importance systémique.

Tableau 5 : Résultats de l'estimation des paramètres du modèle semi-paramétrique par « catégorie » de banques

	TBTF=0	TBTF=1
Intercept	-16.71779 (-3.40)***	-1.57071 (-0.45)
Q	-0.08823 (-3.66)***	-0.00452 (-0.12)
LnAssets	0.00395 (-3.42)***	0.00036883 (-1.00)
CRank	0.00002473 (2.83)***	0.00050533 (0.35)
gPIB	-0.00191 (-1.09)	-0.00115 (-1.15)
Dummy(country)	Oui (-0.12)	Oui (1.75)*
Dummy(year)	Oui (3.14)***	Oui (-0.12)
Significativité de l'estimation par la technique des <i>splines</i>		
Test de Khi2 pour $f(.)$	15.6168***	7.8398**

Conformément à nos attentes, le Tableau 5 montre que la *charter value* ne joue plus aucun rôle disciplinaire lorsqu'il s'agit de banques de catégorie TBTF. Ceci s'explique par la présence implicite, pour ces banques, de garanties gouvernementales. En effet, le renflouage quasi-automatique de ce genre de banques en cas de faillite les immunise contre le risque de perte d'agrément. La crainte de perdre la *charter value* étant ainsi complètement écartée, il n'existe plus de contre-poids à l'appétit pour le risque motivé par la maximisation de la valeur de l'option *put* implicitement détenue par les propriétaires de la banque.

Nous remarquons d'ailleurs qu'aucune variable explicative du modèle n'est significative. Ce qui sous entend que la prise de risque pour les grandes banques de type TBTF de l'échantillon n'est influencée par aucun facteur.

Ce résultat attestant de la non efficacité de la discipline de marché pour le cas des grandes banques de type *too big to fail*, va dans le sens de l'application, prévue par les nouvelles normes prudentielles de Bâle III, de règles spécifiques pour cette catégorie de banques. En effet, à partir de 2019 au plus tard, les banques listées comme « systémiques » sont tenues de renforcer sensiblement leurs fonds propres. Ces derniers devront augmenter dans une proportion allant de 1 % à 2,5 % de leurs actifs pondérés en fonction du risque que leur taille ou leur complexité fait peser sur l'ensemble du système financier.

Nous retrouvons par ailleurs, pour les autres banques de l'échantillon (banques non-TBTF), quasiment les mêmes résultats que pour l'échantillon global, à savoir une relation négative et significative entre la *charter value* (Q) et le risque (Prob).

Nous en concluons au final qu'en dehors d'un certain nombre de grandes banques d'importance systémique, les banques à forte *charter value* sont globalement celles qui détiennent les portefeuilles les moins risqués. Ce constat confirme l'hypothèse de l'effet auto-disciplinaire de la *charter value* et prouve par conséquent que l'actionnaire peut jouer un rôle actif dans la discipline de marché, excepté pour les banques TBTF pour lesquelles un régime spécial est appliqué.

5.2 COMPARAISON AVEC LES ÉTUDES ANTÉRIEURES

Rappelons que l'une des motivations de mener l'étude sur des banques européennes était l'absence de consensus entre les résultats des études antérieures. Deux études ont, à notre connaissance, été menées en Europe à savoir Gropp et Vesala (2004) et Stulz (2007). Un bref rappel de ces études est présenté dans le Tableau 6 suivant :

Tableau 6 : Tableau récapitulatif des études européennes antérieures

Étude	Période d'étude	Échantillon	Mesure de risque	Relation risque/ <i>charter value</i>
Gropp et Vesala (2004)	1992-1998	128 banques européennes, soit un total de 896 observations	• Risque de levier-----	Négative
			• Risque de crédit-----	Ambigüe
			• Volatilité du titre (Écart-type annuel de des rendements----- journaliers)	Négative

Stolz (2007)	1997- 2003	95 banques européennes, soit un total de 515 observations	Ratio de solvabilité	Positive
-----------------	---------------	--	----------------------	----------

Afin de nous situer par rapport à ces études menées dans le même contexte européen que le nôtre mais sur des périodes d'études antérieures, nous proposons d'estimer les paramètres du même modèle semi-paramétrique utilisé pour notre étude, mais en considérant des mesures de risque différentes, celles employées par ces études là. Les résultats des estimations sont résumés dans le Tableau 7.

Tableau 7 : Synthèse des résultats de la régression semi-paramétrique pour les différentes mesures de risque

Ce tableau synthétise les résultats de la régression semi-paramétrique $Risque_{i,t} = f(Q_{i,t}) + \beta Z_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$ obtenus pour les quatre modèles alternatifs prenant, respectivement, comme mesures de risque LEV, IMP et SD (utilisées par Gropp et Vesala (2004)) et TIER (utilisée par Stolz(2007)), servant de comparaison avec les études européennes antérieures.

Variable explicatives	Variables dépendantes			
	LEV	IMP	SD	TIER
Intercept	32.53047* (1.79)	265.71172 (0.60)	-2.91070** (-2.56)	1314.41796 (1.60)
Q	-0.14433*** (-5.17)	0.20925 (0.31)	-0.00715*** (4.00)	0.99117 (0.79)
LnAssets	0.01571*** (5.37)	-0.05291 (-0.74)	-0.0004275** (-2.35)	-0.61961 (-4.69)***
CRank	-0.00001357 (-5.47)	-0.00043545 (-0.61)	0.00000867*** (4.59)	-0.00039875 (-0.86)
gPIB	0.00321 (0.58)	-0.21811 (-1.60)	0.00032635 (0.91)	0.02804 (0.11)
Dummy(country)	Oui (0.01)	Oui (-0.59)	Oui (1.48)	Oui (1.00)
Dummy(year)	Oui* (-1.74)	Oui (0.31)	Oui** (2.56)	Oui (-1.57)

Significativité de l'estimation par la technique des <i>splines</i>				
Test de Khi2 pour $f(.)$	116.3911 ***	2.3429	74.9723 ***	23.3302 ***

Les résultats révèlent qu'excepté le ratio de levier, aucune autre mesure comptable de risque ne permet de valider l'hypothèse du rôle disciplinaire de la *charter value*. En effet, le paramètre lié à la variable explicative Q (mesurant la *charter value*) n'est significativement négatif que dans le cas où le risque est mesuré par le ratio LEV. En accord avec les conclusions de Gropp et Vesala (2004), la relation entre la *charter value* et le risque de crédit mesuré par IMP est ambiguë (non significative). Les résultats divergent par ailleurs de la relation positive entre le risque et la *charter value* (relation positive entre le ratio de solvabilité TIER et la *charter value*) trouvée par Stulz (2007) en faveur d'une relation plutôt ambiguë.

Concernant la mesure de marché (SD), nos résultats montrent que les titres des banques à forte *charter value* sont globalement les moins volatils. En effet, le paramètre négatif et significatif associé à la variable Q atteste de l'influence négative de la *charter value* sur la volatilité des titres. Ce résultat est convergent avec celui de Gropp et Vesala (2004).

Tableau 8 : Tableau comparatif des résultats de notre étude versus les études antérieures

Mesure de risque		Résultats des études antérieures		Résultats de notre étude
Type de risque	Nom de la variable	Étude	Relation Risque/Charter value	Relation Risque/Charter value
Risque de levier	LEV	G et V (2004)	Négative	Négative
Risque de crédit	IPM	G et V (2004)	Ambigüe	Ambigüe
Volatilité	SD	G et V (2004)	Négative	Négative
Risque de solvabilité	TIER	Stulz (2007)	Positive	Ambigüe

En résumé, les résultats obtenus sont convergents avec ceux de Gropp et Vesala (2004) pour les trois mesures de risque LEV, IMP et SD, mais pas en accord avec ceux de Stulz (2007) ayant trouvé une relation positive, contre intuitive, entre le risque de solvabilité (TIER) et la *charter value*. Nous obtenons à notre tour une relation plutôt ambiguë.

Ce désaccord peut s'expliquer de plusieurs manières : tout d'abord, la période d'étude n'étant pas la même, le comportement des banques face au risque peut changer dans le temps en fonction de facteurs réglementaires, économiques ou autres. Ensuite, la différence entre les modèles utilisés peut également justifier ce décalage. Enfin, la raison peut simplement provenir de l'instabilité du ratio TIER dans la prédiction du risque bancaire. En effet, les résultats de l'étude préalable ont montré que la significativité de ce ratio en tant que déterminant de la probabilité de défaillance change selon l'horizon de prévision.

6. CONCLUSION

Nous nous sommes intéressés, dans cet article, à tester l'hypothèse selon laquelle les actionnaires peuvent être considérés comme acteurs de la discipline de marché. Pour ce faire, une nouvelle approche empirique a été utilisée, celles des Modèles Additifs Généralisés. De par leur « flexibilité », ces modèles permettent un meilleur ajustement aux données afin de fournir une représentation fidèle de la relation entre les variables.

Les résultats obtenus valident globalement l'hypothèse du rôle actif des actionnaires dans la discipline du risque bancaire. Plus précisément, ces résultats sont conformes à l'explication fondée sur le rôle disciplinaire de la *charter value*. En effet, l'influence de cette dernière sur le risque bancaire, mesuré par la probabilité de défaillance des banques, est négative et statistiquement significative.

Par ailleurs, nous avons complété notre analyse par l'introduction, dans le modèle de base, d'une variable tenant compte de la notion de *too-big-to-fail* dont bénéficie un certain nombre de grandes banques en raison de leur importance systémique. Les résultats mettent en exergue l'inefficacité totale du rôle disciplinaire de la *charter value* pour cette catégorie de banques. Cela justifie, par ailleurs, le traitement particulier auquel les banques listées comme « systémiques » seront sujettes, progressivement à partir de 2016, au titre de la nouvelle réforme de Bâle III.

Enfin, dans le but de nous situer par rapport aux études antérieures menées sur le cas européen, des régressions supplémentaires utilisant les mesures de risques employées par ces dernières études sont effectuées. Le même modèle est estimé et seules les mesures de risque sont remplacées. Les résultats obtenus sont, d'une manière générale, convergents avec les résultats publiés par les études antérieures, sauf pour le cas du ratio de solvabilité où la nature de la relation obtenue est ambiguë¹⁷ (non significative). Plusieurs raisons peuvent justifier ce décalage comme, par exemple, les différences liées aux périodes d'étude, aux modèles utilisés ou encore l'instabilité de ce ratio en tant qu'indicateur de défaillance.

¹⁷ Les résultats publiés par Stulz (2007) sont en faveur d'une relation positive, ce qui apparaît comme contre-intuitif.

Bibliographie

- Demsetz, R.S., M.R. Saidenberg, et P.B. Strahan**, 1996, Banks with Something to Lose: the Disciplinary Role of Franchise Value, Federal Reserve Bank of New York, *Economic Policy Review*, 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, 300–313.
- De Nicolo, G**, 2000, Size, charter value and risk in banking: An international perspective. *International Finance Discussion Paper*, 689, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Gropp, R. et J. Vesala**, 2004, Deposit Insurance, Moral Hazard and Market Monitoring, *Review of Finance*, 8(4), 571-602.
- Galloway, T.M., W.B. Lee, et D.M. Roden**, 1997, Banks'changing Incentives and Opportunities for Risk-Taking, *Journal of Banking and Finance*, 21, 509-527.
- Godlewski, C.J.**, 2008, la cohérence des ratings avec la probabilité de défaillance des banques dans les pays émergents, *Banque et marchés*, 93, 34-43.
- Hastie, T.J., et Tibshirani, R.J.**, 1990, Generalized Additive Models, Chapman & Hall/CRC Monographs on Statistics & Applied Probability.
- Keeley, M.C.**, 1990, Deposit Insurance, Risk, And Market Power in Banking, *The American Economic Review*, 80(5), 1183–1200.
- Lindenberg, E., et S. Ross**, 1981, Tobin's Q ratio and industrial organization, *Journal of Business*, 54, 1–32.
- Merton, R. C.**, 1977, An analytic derivation of the cost of deposit insurance and loan guarantees An application of modern option pricing theory, *Journal of Banking & Finance*, 1(1), 3-11.

- Park, S., et S. Peristiani**, 2007, Are bank shareholders enemies of regulators or a potential source of market discipline?, *Journal of Banking and Finance*, 31(8), 2493-2515.
- Saunders, A., E. Strock et N. G. Travlos**, 1990, Ownership structure, deregulation, and bank risk taking, *Journal of Finance*, 45, 643–654.
- Stolz S. M.**, 2007, Bank Capital and Risk-Taking: The Impact of Capital Regulation, Charter Value, and the Business Cycle, Springer.

Annexes

Annexe 1 : Répartition géographique des banques de l'échantillon

Allemagne (DE)	36	Irlande (IE)	6
Autriche (AT)	11	Italie (IT)	44
Belgique (BE)	2	Luxembourg (LU)	3
Danemark (DK)	44	Pays-Bas (NL)	5
Espagne (ES)	16	Portugal (PTBC)	5
Finlande	0	Royaume-Uni (GB)	12
France (FR)	45	Suède (SE)	6
Grèce (GR)	12	Total	247

Annexe 2 : Répartition des banques de l'échantillon selon leur catégorie

Spécialisation	Nombre d'observations	Nombre de banques		
		Total	Saines	À problème
Banques commerciales	478	166	153	13
Banques coopératives	71	30	30	0
Banques d'investissement	51	20	18	2
Banques de crédit immobilier et hypothécaire	41	16	15	1
Banques de crédit	29	11	11	0
Institutions publiques de crédit	10	4	4	0
Total	680	247	231	16

Annexe 3 : Variables utilisées pour la détermination de la probabilité de défaillance

Typologie	Variable	Mesure ¹⁸	Description	Signe attendu ¹⁹
Capital Adequacy				
	CAP	Total Capital Ratio	(Tier1+Tier2) / Somme des actifs pondérés en fonction de leur degré de risque (ratio de Bâle)	-
	TIER	TIER 1 Ratio	Ratio de capital TIER 1 ajusté aux risques	-
	EQT	Equity / Total Assets	Capitaux propres / Total actif : ratio de levier ou ratio des capitaux non ajustés aux risques (ratio de capital simplifié)	-
	LIAB	Equity / Liabilities	Capitaux propres / Dettes	-
	LEV	Liabilities / Total Assets	Dettes / Total actifs	+
Asset Quality				
	LLR	Loan Loss Reserve/ gross loans	Provisions pour risque sur crédit / Crédits bruts	+
	IMP	Impaired Loans / Gross Loans	Crédits douteux / Crédits bruts	+
	IMPE	Impaired Loans / Equity	Crédits douteux / Capitaux propres	+

¹⁸ Tel que calculé par *Bankscope*.

¹⁹ Signe attendu pour une probabilité associée à l'événement y=1.

Management Quality

NIM	<i>Net Interest Margin</i>	Marge nette d'intérêt ramenée au montant moyen des actifs produisant des revenus	-
CIR	<i>Cost to Income Ratio</i>	Coefficient d'exploitation ou de rentabilité (Charges d'exploitation / produit net bancaire) mesure l'efficacité de l'exploitation de la banque	+
NIE	<i>Non Interest Expenses / Average Assets</i>	Charges hors intérêts / montant moyen des actifs f	+

Earnings

ROAA	<i>Return On Average Assets</i>	Rentabilité économique des actifs (Résultat net / total actif)	+/-
ROAE	<i>Return on Average Equity</i>	Rentabilité des capitaux propres (Résultat net / capitaux propres)	+/-
REP	<i>Recurring Earning Power²⁰</i>	Pouvoir de rentabilité récurrente	+/-

Liquidity

NL	<i>Net Loans / Total Assets</i>	crédits nets ²¹ / Total actif	+
NLC	<i>Net Loans / Customer and ST Funding</i>	Crédits nets / dépôts à vue et à terme	+
LQD	<i>Liquid Assets / Customer and ST Funding</i>	Actifs liquides / dépôts à vue et à terme	-
IBR	<i>Inter Bank Ratio</i>	Actifs interbancaires / passifs interbancaires	-

²⁰ (Profit before tax + Loan loss provisions)/Total assets average.

²¹ Les crédits nets correspondent aux crédits bruts diminués des provisions pour créances douteuses.

Annexe 4 : Résultats de l'estimation de la fonction logistique pour les trois horizons de prévision

Variable	Modèle 1 Horizon = 1 an		Modèle 2 Horizon = 2 ans		Modèle 3 Horizon = 3 ans	
	Estimation	Rapport de cotes	Estimation	Rapport de cotes	Estimation	Rapport de cotes
Intercept	-5.3815** (0.0226)		-5.4511*** (0.0044)		-6.5372*** (0.0006)	
TIER	-0.2598* (0.0897)	0.771	-0.0891 (0.3594)	0.915	0.0836** (0.0141)	1.087
EQT	0.0472*** (0.0051)	1.048	0.0428*** (0.0028)	1.044	-0.1599** (0.0278)	0.852
LLR	0.1752* (0.0533)	1.192	0.0392 (0.7699)	1.040	-0.1722 (0.3556)	0.842
IMPE	-0.00078 (0.8829)	0.999	0.00235 (0.6560)	1.002	0.00102 (0.8584)	1.001
NIM	-0.5219*** (0.0087)	0.593	-0.1206 (0.4648)	0.886	-0.0287 (0.6917)	0.843
CIR	0.00960 (0.5208)	1.010	-0.00763 (0.5951)	0.992	0.0147 (0.3678)	1.015
ROAE	0.0382 (0.2067)	1.039	0.0313 (0.2253)	1.032	-0.0133 (0.4504)	0.953
REP	-0.0294 (0.7438)	0.971	-0.1516 (0.2210)	0.859	0.2483 (0.2018)	0.876
NL	0.0588** (0.0108)	1.061	0.0495*** (0.0051)	1.051	0.0461** (0.0114)	1.047
NLC	-0.00243 (0.6394)	0.998	-0.00379 (0.4398)	0.996	-0.00123 (0.7407)	0.999
LQD	-0.00037 (0.9604)	1.000	0.00179 (0.5934)	1.002	0.00876 (0.2644)	1.009
IBR	-0.00527 (0.2803)	0.995	-0.00021 (0.8987)	1.000	-0.00395 (0.1724)	0.996

***: Significatif à 1 %

**: Significatif à 5 %

*: Significatif à 10 %