

# Pouvoir de marché, risque individuel et risque systémique : des relations contradictoires dans l'industrie bancaire européenne

Aurélien Leroy

Janvier 2013

## Résumé

Utilisant des données bancaires de 52 banques européennes cotées, parmi les plus importantes, nous analysons micro économiquement l'influence du pouvoir de marché, approché par l'indice de Lerner, sur deux mesures de risques. La première est la distance au défaut qui approche le risque bancaire individuel, à partir du modèle de Merton (1974). Notre second indicateur de risque émane des travaux d'Acharya et *al.* (2010) et de leur mesure : la MES (Marginal Expected Shortfall) et constitue une mise en application particulière du concept de Shapley value (Shapley, 1953), en attribuant à chaque banque sa part contributive au risque systémique. A l'aide d'un modèle 2SLS, utilisé afin de corriger l'endogénéité observée entre le Lerner et les indicateurs de risques, nous constatons que le pouvoir de marché aurait une influence divergente en fonction du risque étudié. Il conduirait à une réduction des risques individuels conjointement à une hausse du risque systémique. Ces travaux ont vocation à participer à la réconciliation d'arguments théoriques présentés comme antinomiques dans la littérature et s'incrivent dans la voie des travaux sur la stabilité financière.

## Introduction

Une idée amplement partagée par les économistes est que la concurrence serait un vecteur important d'efficacité (Tirole, 1998). C'est d'ailleurs en cohérence avec ce principe que fut mis en place des mesures de libéralisation profonde du secteur financier au tournant des années 70. Toutefois, bien qu'il soit apparu que ce processus ait permis une réduction des coûts d'intermédiation et donc une amélioration de l'efficacité, il a également coïncidé avec une augmentation de la fragilité du système bancaire. Alors que pendant la phase de répression financière des années 1950 à 1970, aucune crise bancaire majeure n'avait été recensée, Caprio et Klingebiel (1997) constatent une multiplication de celles-ci suite au processus de libéralisation. Ces constatations suggèrent l'existence d'un arbitrage entre concurrence et stabilité, ce que de nombreux travaux théoriques ou empiriques ne manquèrent pas de souligner (Marcus, 1984 ; Keeley, 1990 ; Hellman et al. 2000 ; Matutes et Vives, 2000). On en revint ainsi à l'idée défendue jusqu'aux années 70, selon laquelle la concurrence inciterait à la prise de risque et qu'elle devrait à ce titre, être ménagée. L'instabilité dans le cadre bancaire ayant des coûts prépondérants (Reinhart et Rogoff, 2009 ; Barrell et al., 2010 ; Cecchetti et al., 2009 ; Bordo et al., 2001 ; Haldane, 2010).

La politique concurrentielle fit donc face au cours des années 90, à une double contrainte apparemment insoluble : assurer l'efficacité du système financier tout en maintenant sa stabilité. Néanmoins, même si la thèse de la *competition fragility* sembla s'imposer sur le volet politique (Padoa Schioppa, 2001), il n'en demeura pas moins un vif débat académique. Un pan émergent de la littérature regroupé autour du paradigme du *risk shifting*, défendit ainsi la thèse d'une concurrence, à l'inverse des précédents travaux, stabilisatrice (Boyd et De Nicolo, 2005 ; Martinez-Miera et Repullo, 2008).

La récente crise financière débutée en 2007 n'a pas freiné l'intensité de ce débat. Bien au contraire elle a semblé le réanimer : les politiques se le réappropriant, certains travaux ayant souligné l'implication des structures de marché dans le développement de la crise. La prise de risque des acteurs pourrait effectivement s'expliquer par un excès de concurrence, tout comme elle pourrait l'être par l'existence d'une concurrence trop modérée ayant engendré des institutions si importantes qu'elles n'éprouvaient pas la nécessité de se couvrir. Après crise, l'importance de la question demeure d'autant plus que la concurrence a indubitablement été modifiée depuis 2007 et est encore amenée à évoluer.

Parallèlement aux questionnements quant à l'effet des structures de marché, la crise financière a également conduit, à un plus haut niveau encore, à une refonte de la régulation bancaire ainsi qu'à celle des mesures de risque. La régulation a ainsi tenté d'introduire en son sein certains éléments de contrôle macro prudentiel, alors que de nombreux travaux ont cherché à développer des mesures de fragilité systémique. L'efficacité de la régulation serait effectivement accrue lorsqu'une perspective macro prudentielle serait considérée (Borio, Furfine, et Lowe, 2001 ; Borio, 2003 ; Brunnermeier et al., 2009 ; Aglietta et Scialom, 2011). Il faut donc compléter l'examen micro prudentiel des risques, fondé sur la conception d'un équilibre partiel, par un examen macro prudentiel de ces derniers, prenant en compte un équilibre général afin de s'intéresser à la stabilité, non pas d'une seule institution mais de l'ensemble du système. Ainsi, il ne faudrait plus exclusivement se focaliser sur la prise de risque

individuel des banques mais sur leur contribution au risque systémique, qui pourrait être approchée par l'observation des corrélations existantes dans les prises de risque.

Dans cet article, nous essayons de clarifier l'ambivalence de l'effet de la concurrence sur la stabilité en adoptant une double approche : à la fois d'équilibre partiel et d'équilibre général pour déterminer le risque. A ce jour, la majeure partie de la littérature empirique utilisant des données bancaires individuelles s'est focalisée sur des mesures du risque individuel, ignorant donc la possible contribution au risque systémique. A notre connaissance, seul Anginer et *al.* (2012) ont pris compte de cet effet. Or, tout comme pour la régulation, cela pourrait conduire à améliorer l'efficacité de la politique concurrentielle.

Utilisant des données bancaires de 52 banques européennes cotées, parmi les plus importantes, nous déterminons deux mesures de risque. La première est la distance au défaut qui approche le risque bancaire individuel. Obtenue à partir du modèle de Merton (1974), c'est-à-dire à partir de la théorie de l'évaluation des options, cette mesure est fréquemment utilisée dans la littérature, et représente le nombre d'écart type séparant la banque de son point de défaut. Notre second indicateur de risque est moins conventionnel, puisqu'il retranscrit la contribution au risque systémique des banques, à partir des développements récents de l'économie financière. L'indicateur est en effet déterminé à partir des travaux d'Acharya et *al.* (2010) et de leur mesure : la Marginal Expected Shortfall (MES). Cette dernière traduit l'augmentation des risques dans le système, mesurée par l'Expected Shortfall, induite par un accroissement marginal du poids d'une banque *i* dans ce même système (Benoit et *al.*, 2012). Toutefois, nous détournons quelque peu cette mesure séminale, en remplaçant les deux intrants, à savoir le rendement de la banque et le rendement du marché, par l'évolution des distances au défaut individuelles ainsi que par celle du système. A cette différence près, notre indicateur de risque systémique est identique à celui d'Acharya et *al.* (2010). Anginer et *al.* (2012) recourent à une stratégie similaire à partir de la  $\Delta\text{CoVaR}$  (Adrian et Brunnermeier, 2009), mesure alternative de la contribution au risque systémique.

Nous relierons par la suite nos deux mesures de risque à un indicateur de pouvoir de marché : l'indice de Lerner. Ce dernier est une mesure de concurrence non structurelle exprimant la capacité dont dispose les banques à conduire leur prix au-delà de leur coût marginal (Elzinga et Mills, 2011). Au regard d'autres mesures, l'indicateur présente l'avantage de pouvoir être déterminé en continu pour chaque banque, ce pourquoi comme beaucoup d'autres travaux (Jiménez et *al.*, 2007 ; Fungacova et Weill, 2009 ; Berger et *al.*, 2009 ; Turk Ariss 2010; Beck et *al.*, 2012) nous optons pour ce dernier. La relation empirique entre risque et concurrence que nous essayons de déterminer est par ailleurs contrôlée par un vecteur de variable de contrôle pouvant expliquer la fragilité bancaire. Afin d'estimer l'effet du pouvoir de marché sur le risque, nous optons pour un modèle 2SLS permettant de corriger l'endogénéité du Lerner estimé avec notre mesure de risque.

Plusieurs résultats importants ressortent de notre étude. Tout d'abord, nos résultats semblent confirmer le paradigme de la *franchise value*. En effet, pouvoir de marché et risque individuel sont régis par une relation significativement négative. Les banques possédant un pouvoir de marché supérieur sont donc individuellement moins risquées. Nous observons par ailleurs que parmi les variables de contrôle utilisées, celle approchant la solvabilité bancaire (ratio *tier one*) a une influence positive sur le risque individuel. Nos travaux relatent également l'effet du pouvoir de marché sur la contribution au risque systémique. A cet égard, nos résultats supputent une influence positive du pouvoir de marché sur la contribution au risque systémique. Le pouvoir de marché accentue donc la dite « systémicité » des

banques. Le résultat entre risque et pouvoir de marché est dans ce cas diamétralement opposé à celui déterminé précédemment. La réaction de certaines variables de contrôle est également remarquable. En effet, alors qu'il apparaissait que la solvabilité avait une influence clé sur le risque individuel, ce sont les indicateurs de liquidité qui ont une influence majeure sur la contribution au risque systémique.

La mise en évidence d'une double relation entre concurrence et stabilité n'est pas inintéressante, les deux indicateurs de risque ne se faisant pas concurrence, chacun ayant une portée propre. Ainsi, l'indicateur de risque individuel correspond à une approche en équilibre partiel et relate les risques internalisés par la banque, alors que l'indicateur de contribution au risque systémique expose les risques externalisés, c'est-à-dire les risques reportés sur la société.

L'obtention de résultats distincts est par ailleurs en mesure de réconcilier en partie les deux volets de la littérature. En effet, nos premiers résultats confirment bel est bien le paradigme de la *franchise value* : les banques modèrent leur risque lorsqu'elles ont des rentes, c'est-à-dire lorsqu'elles ont du pouvoir de marché. Nos seconds résultats, sans pour autant réfuter la thèse de la *franchise value*, confirment l'existence d'une concurrence systématiquement stabilisatrice. Le pouvoir de marché créerait ainsi un *risk shifting*, ne portant non pas de l'emprunteur à la banque, comme le suggérait certains travaux théoriques (Boyd et De Nicolo, 2005), mais de la banque à la société.

L'ensemble de nos résultats ont une certaine portée en termes de politique économiques.

Tout comme pour la politique prudentielle, il semble que la politique concurrentielle doive plus encore prendre en compte une dimension macroéconomique lorsqu'elle étudie l'incidence du pouvoir de marché sur la prise de risque. Cela est susceptible de conduire à une modification complète des résultats et donc de la politique édictée. Toutefois, nous ne soutenons pas l'adoption d'une approche au détriment d'une autre. Il nous semble que les deux approches se complètent et peuvent permettre de raffiner la politique concurrentielle mise en place. En effet, alors que le pouvoir de marché a un coût, en augmentant la fragilité systémique, il a également un bénéfice en réduisant la fragilité individuelle. Ainsi, une politique concurrentielle mature doit arbitrer entre ces deux types de fragilité, aux coûts distincts. Il demeure néanmoins que la forte aversion sociale vis-à-vis des crises systémiques ainsi que leurs coûts liés devraient selon nos travaux orienter la politique concurrentielle vers un renforcement de la concurrence dans le milieu bancaire en Europe.

En termes de politique prudentielle, nos résultats semblent être en mesure d'expliquer en partie certains points de la réforme de Bâle III ainsi que d'illustrer le caractère probablement trop microprudentiel des accords de Bâle II. La régulation prudentielle sous Bâle II reposait quasi exclusivement sur des exigences de solvabilité. Nos résultats confirment l'intérêt que cela a : les ratios de solvabilité éloignant les banques du défaut. Sous cette logique micro prudentielle, ayant fait l'objet de nombreuses critiques (Borio, 2003), la liquidité a un effet insignifiant sur le risque, ce qui n'est pas le cas en prenant en compte une logique plus macro prudentielle. En effet, la liquidité se révèle un élément explicatif important du risque systémique, ce qui justifie à notre sens l'insertion de normes de liquidité dans Bâle III.

Notre article est organisé en quatre sections. Nous présentons la littérature théorique et empirique décrivant le lien existant entre concurrence et fragilité dans la première section. La suivante expose la méthodologie à laquelle nous avons eu recours pour estimer nos mesures de risques ainsi que celle du pouvoir de marché. La méthodologie économétrique ainsi que les données sont l'objet de notre section 3, alors que nous rapportons les résultats de notre étude dans la section 4. Enfin l'ultime section est consacrée à nos conclusions et la portée normative de nos travaux.

# I. Revue de littérature

## 1) Littérature théorique

La question théorique du lien existant entre structure de marché et stabilité se cristallise aujourd'hui autour de deux paradigmes distincts aux conclusions diamétralement opposées.

Le premier, longtemps considéré comme dominant, voue à la concurrence un effet déstabilisateur (*competition fragility thesis*) et repose essentiellement sur le concept de la *franchise value*<sup>1</sup>. Les théoriciens défendant cette thèse militent donc pour une restriction de la concurrence au sein de l'industrie bancaire, reconnaissant par la sorte un statut « spécial » aux banques (Carletti et Hartmann, 2002).

L'idée de la *franchise value* est somme toute assez simple, on considèrera en effet qu'une banque possédant du pouvoir de marché limitera sa prise de risque afin de protéger les rentes offertes par cette position. Les coûts d'opportunités à la faillite sont ainsi plus importants (Northcott, 2004). La contribution séminale à ce sujet est l'œuvre de Marcus (1984). Utilisant un modèle à une période, ce dernier démontre que le risque pris par une banque résulte de deux mécanismes ayant des effets antinomiques : l'assurance des dépôts et la *franchise value*. Alors que le premier inciterait à la prise de risque, le second détournerait les banques de stratégies risquées. Dermine (1986) ou Keeley (1990) confirment l'influence négative de la *franchise value* sur la prise de risque.

De nombreux travaux ont parallèlement offert des explications à cet apparent lien négatif. Chan, Greenbaum et Thakor (1986) expriment ainsi que l'augmentation des risques est consécutive d'une réduction du niveau de recherche d'informations privées par la banque, lorsque la concurrence s'accroît, concourant à l'augmentation des asymétries d'informations. La destruction des rentes informationnelles diminuerait ainsi la qualité du portefeuille bancaire (Besanko et Thakor, 1993, Boot et Greenbaum, 1993).

D'autres contributions plus récentes, et pour la plupart adoptant une modélisation dynamique, s'intéressent à la manière dont la concurrence conduit à une accentuation de la prise de risque, et comment la régulation et les institutions pourraient remédier à cet effet. Hellmann, Murdock et Stiglitz (2000) développent un modèle dynamique rendant compte des problèmes d'aléa moral. Ils concluent que la détérioration des rentes bancaires, suite à une phase de libéralisation financière par exemple, conduiraient les banques à modifier leur stratégie et investir dans l'actif risqué (*gambling asset*). La régulation prudentielle, dont la mission première est de détourner les banques de tels comportements, pourrait prendre la forme d'exigence en capital. Toutefois, comme les auteurs le soulignent l'effet sur le risque serait dans un contexte dynamique ambivalent<sup>2</sup>. En particulier, une dégradation de la *franchise value* serait attendue. Il est alors démontré que la régulation optimale consisterait en des exigences en capital couplées à un contrôle des taux d'intérêts. Ce dernier outil permettant de rétablir artificiellement, en cas de concurrence, les profits et donc la *franchise value* des banques. Matutes et Vives (1996, 2000) dans un modèle de concurrence imparfaite exposent que le pouvoir de marché tend à restreindre les probabilités de défaut. Toutefois, le modèle insiste sur le fait que l'influence de la concurrence sur la prise de risque serait fonction de l'assurance des dépôts adoptée. Face à un système

---

<sup>1</sup> Valeur de l'accréditation bancaire.

<sup>2</sup> L'augmentation des exigences en capital augmente les couts de faillite directe, mais restreint les couts d'opportunités liés à la faillite.

d'assurance forfaitaire, par ailleurs caractéristique de nos économies, la concurrence conduit à une augmentation forte des risques. Matutes et Vives suggèrent donc la mise en place d'un contrôle des taux d'intérêt pour limiter cet effet pervers ou le recours à un système d'assurance des dépôts fonction des risques pris. L'environnement concurrentiel immédiat auquel font face les banques ne serait néanmoins pas nécessairement en mesure de restreindre les investissements spéculatifs. Seule une politique qui limiterait la concentration après une faillite de banque pourrait l'être. En effet, sous ces conditions les banques s'assureront de leur solvabilité pour être *the last bank standing* et ainsi profiter des rentes inhérentes à cette position. La dynamique de la structure du marché est ainsi plus importante que le niveau (Perotti et Suarez, 2002).

Au-delà de ces arguments propres au paradigme de la *franchise value*, une littérature émergente soutient une vision opposée, voyant en la concurrence un moyen de stabiliser l'industrie bancaire. Cette vision subversive vis-à-vis des travaux précédents prend corps autour du paradigme du *risk-shifting* et repose sur l'intuition qu'une banque en augmentant ses taux d'intérêt, du fait des problématiques d'aléa moral et de sélection adverse, dégradera la qualité de son portefeuille et générera ainsi des risques supplémentaires. Boyd et De Nicolo (2005) mettent en forme cette idée bien documentée en économie bancaire<sup>3</sup>. Partant du constat que le portefeuille d'une banque ne puisse pas répondre à une simple logique d'optimisation d'actifs financiers, comme le supposaient implicitement les travaux précédents, mais soit fonction du comportement des emprunteurs, les auteurs étendent le modèle d'Allen et Gale (2000) en lui incorporant un agent supplémentaire<sup>4</sup> : les entrepreneurs. La banque dans ce cadre ne décide plus de son niveau de risque, celui-ci dépend exclusivement du comportement des entrepreneurs<sup>5</sup> qui est fonction des taux offerts. Le risque de faillite bancaire serait ainsi caractérisé par une relation négative avec la concurrence. Ce raisonnement bien qu'intéressant suppose la naïveté de la banque face à ces problèmes d'asymétries d'informations. Caminal et Matutes (2002) rejettent cette hypothèse et suggèrent que le niveau de risque dépend conjointement des entrepreneurs et de la banque. Par ailleurs, bien que stimulante, l'approche de Boyd et De Nicolo en supposant une corrélation parfaite des prêts pose un second problème. L'hypothèse est en effet très restrictive, les prêts n'étant dans les faits pas parfaitement corrélés. Ainsi, des prêts viables et en défauts peuvent cohabiter. Ce faisant, selon Martinez-Miera et Repullo (2008), l'accentuation de la concurrence a un double effet. Elle permet un transfert de risque qui se traduit par une réduction des probabilités de faillite (*risk-shifting*), tout en conduisant simultanément à une réduction des revenus des prêts viables, qui fournissent pourtant un *buffer* couvrant les pertes. A l'effet de *risk-shifting* théorisé par Boyd et De Nicolo, les auteurs adjoignent un effet « marginal » opposé, influençant le lien entre concurrence et stabilité. La relation n'est pas pour autant indéterminée puisque les travaux concluent à l'existence d'une relation en U entre concurrence et stabilité. Une structure concurrentielle optimale existerait.

L'exposé du paradigme de la *franchise value* et du *risk-shifting* traduit bien l'ambivalence de la littérature, que d'autres arguments théoriques plus mineurs ne permettent pas de dissiper.

---

<sup>3</sup> Stiglitz and Weiss (1981),

<sup>4</sup> Koskela et Stenbacka (2000) sont les premiers à intégrer les entrepreneurs à leur modèle. Leurs conclusions mettent en évidence que la concurrence n'est pas déstabilisatrice sans pour autant démontrer qu'elle pourrait être à l'inverse stabilisatrice.

<sup>5</sup> Les emprunteurs confrontés à des taux plus importants constateront une baisse de leur espérance de rendement pour un risque identique. Dans une telle situation, ils augmenteront le risque de leur projet pour espérer plus de gain (aléa moral) et/ou ne demeurera sur le marché que les mauvais emprunteurs (sélection adverse).

Ainsi, certains travaux ont cherché à relier les risques de passif : *bank run* et risque systémique essentiellement, à la structure du marché.

En premier lieu, la probabilité qu'un *bank run* se déclenche pourrait être plus faible dans un système concentré (Smith, 1984). Allen et Gale (2000) insistent pour leur part sur le fait que la concurrence imparfaite faciliterait la tenue des marchés interbancaires, et limiterait ainsi les crises de liquidité. Saez et Shi (2004) expliquent cet effet par le fait que, si le nombre de banques est limité, aucune entité n'a intérêt à la faillite d'une des leurs. Les répercussions étant bien plus importantes que les éventuels gains en termes de pouvoir de marché. Carletti (2005) adopte un raisonnement différent puisqu'elle compare la fourniture de liquidité à celle d'un bien public. Or, les problématiques de passagers clandestins, auxquelles serait sujet ce type de biens, seraient exacerbées dans un système concurrentiel, dégradant dans ce cadre la liquidité globale du système.

A l'opposé néanmoins, Mishkin (1999) estime que les systèmes bancaires au nombre d'entités limitées sont plus exposés aux politiques TBTF. Ces politiques encouragent la prise de risque des banques et augmentent de ce fait, *in fine*, le risque notamment systémique.

Dans un ordre d'idée différent certaines études ont soutenu que les structures de marché pourraient influencer la diversification des banques. Or, alors que la diversification est micro économiquement propice à la stabilité (Diamond, 1984, Boyd et Prescott, 1986) et ce selon les apports de la théorie moderne de portefeuille (Sharpe), d'un point de vue macroéconomique elle peut exhorter le risque systémique (Acharya, 2009, Goldstein et Pauzner, 2004). Le manque de diversité des portefeuilles (bancaires) diversifiés en serait à l'origine (Haldane, 2010).

Enfin, la relation entre stabilité et structure de marché pourrait s'expliquer par des arguments d'ordre institutionnel. Ainsi, la qualité de la régulation et de la supervision pourrait être fonction de l'environnement concurrentiel et de la concentration du marché. Un faible nombre de banque irait donc de pair avec une complexité bancaire accrue, tout en permettant néanmoins des liens plus étroits avec les superviseurs.

## 2) Littérature empirique

Deux approches distinctes permettent dans la littérature empirique d'estimer la relation entre concurrence et stabilité. L'une réside dans l'étude d'une seule économie, l'autre sur celle d'un ensemble de pays.

Dans une contribution séminale, propre à la première approche, Keeley (1990) vérifie si la phase de dérégulation de l'industrie bancaire américaine entreprise au tournant des années 70 et ayant entraîné une intensification de l'environnement concurrentiel, a conduit à une baisse de la *franchise value* des banques et à une augmentation des risques pris par ces dernières. Souhaitant relier pouvoir de marché et risque, Keeley approche le premier par la *franchise value*<sup>6</sup>, définie comme le rapport entre la valeur de marché de la banque et sa valeur comptable et définit le niveau de risque à l'aide de deux variables : le ratio de solvabilité et le taux d'intérêt sur les certificats de dépôts émis. Au final, les deux estimations réalisées suggèrent que l'érosion de la *franchise value* des banques aux Etats-Unis serait en mesure d'expliquer l'accroissement de la fragilité du système américain dans les années 1980<sup>7</sup>. La libéralisation du secteur bancaire aurait conduit les entités le composant à réduire leur détention de

---

<sup>6</sup> Appelé également *q* de Tobin

<sup>7</sup> Plus d'une centaine de banques ont fait faillite chaque année entre 1985 et 1992, avec notamment plus de 500 faillites bancaires enregistrées en 1988 (Données FDIC).

capital et par conséquent, à augmenter leurs risques, se révélant par une hausse de la prime exigée par le marché pour l'endettement bancaire. Un système peu concurrentiel modèrerait ainsi la prise de risque. Cette observation est corroborée par celles de Demsetz, Saldenber et Strahan (1996) qui confirment que les banques américaines ayant les ratios de capital les plus élevés sont également celles qui disposent d'un pouvoir de marché supérieur. Plus récemment, Dick (2006) confirme la portée de ces travaux pour la deuxième phase de dérégulation du marché bancaire américain<sup>8</sup>. Toutefois, il apparaît également que la libéralisation financière a permis aux banques les plus performantes et les plus efficaces de s'étendre et de mettre en concurrence des entités qui l'étaient moins. Ainsi par ce biais, sur le marché américain, l'efficacité et les performances globales des banques se sont améliorées entraînant une hausse de la stabilité du système américain (Jayaratne et Strahan, 1998). Jiménez *et al.* (2007) se distinguent des études précédentes en se focalisant sur le marché bancaire espagnol et en considérant en tant que mesure de l'instabilité le ratio des prêts non performants, et en tant que proxy de la concurrence l'indice de Lerner. Ce dernier exprimant la capacité qu'ont les banques à conduire leur prix au-delà de leur coût marginal. Il ressort de ces travaux que l'augmentation de la concurrence aurait conduit à une fragilisation du système espagnol. Recourant également à l'indice de Lerner, mais cette fois-ci pour la Russie, Fungacova et Weill (2009) parviennent à une conclusion identique.

La méthodologie d'étude a peu à peu évolué puisque des études en cross-country ont été entreprises avec des variables explicatives et expliquées différentes de celles proposées par Keeley (1990). C'est ainsi que Beck *et al.* (2003, 2006) approchent la fragilité par la probabilité d'endurer une crise bancaire systémique, statistique obtenue selon la méthodologie proposée par Demirgüç-Kunt et Detragiache (1998)<sup>9</sup>, et l'intensité concurrentielle du marché par un indicateur de concentration (Cr3), mesure structurelle de concurrence. Leur régression principale reliant ces différentes variables et contrôlée par l'ajout de variables macroéconomiques ou institutionnelles révèle que la concentration a un effet stabilisateur. Ils suggèrent l'existence de trois canaux explicatifs distincts : la concurrence, la supervision et la diversification. Alors que les deux derniers canaux semblent être vérifiés, le premier ne l'est pas. Ainsi, concentration et concurrence seraient deux notions bien distinctes ayant des implications différentes<sup>10</sup>. Un système concentré serait plus stable car il serait composé de banques plus larges et mieux diversifiées mais pas nécessairement moins concurrentielles.

La distinction entre concurrence et concentration permet d'expliquer la dissonance des résultats de Schaeck *et al.*, qui soutiennent la thèse d'une concurrence stabilisatrice alors que la détermination des probabilités de crise systémique est identique. En effet, les auteurs adoptent, en lieu et place de l'indicateur de concentration utilisé par Beck *et al.* (2006), la statistique-H. Cette dernière est une mesure non structurelle visant à déterminer l'intensité de la concurrence sur le marché, à partir des effets d'un changement de prix des facteurs de production sur le revenu d'équilibre des banques<sup>11</sup>.

Levy Yeyati et Micco (2007) confirment également pour les pays d'Amérique latine la divergence entre les concepts de concentration et concurrence, ce qui peut dès lors expliquer les résultats précédents. Ils observent en effet que l'entrée de banques étrangères, *via* fusions et consolidations, a renforcé la concurrence sur le marché bancaire.

---

<sup>8</sup> Suite au Riegle-Neal act (1994).

<sup>9</sup> Ces deux auteurs utilisent un modèle logit multivarié afin de relier la probabilité de crise bancaire systémique à un vecteur de variables explicatives. La variable dépendante étant dans ce cadre une variable binaire reflétant l'apparition d'une crise bancaire systémique ou non dans l'économie.

<sup>10</sup> Tirole (1988) et Sutton (1991, 1998) notent que concentration et concurrence sont des notions distinctes

<sup>11</sup> Panzar et Rose (1987). La *H-statistic* se définit comme la somme des élasticités des revenus des banques par rapport aux prix des intrants.



Bien qu'en certains points intéressants, la méthodologie adoptée pour figurer l'instabilité présente des limites importantes. Beaucoup d'études ont d'ailleurs privilégié l'utilisation du Z-score, calculé à partir de données comptables<sup>12</sup>. Le Z-score en compilant le risque du portefeuille bancaire et la couverture de ce risque, exprime une distance au défaut de la banque ou encore le nombre d'écart type sous la moyenne pour lequel les pertes seront supérieures au capital.

Boyd et *al.*, utilisant le Z-score pour la stabilité et le HHI pour la structure de marché s'efforcent de tester la véracité de deux modèles analytiques défendant chacun une thèse différente quant à l'effet de la concurrence. Sur deux échantillons distincts les auteurs observent l'existence d'une relation positive entre concentration et prise de risque, ce qui tend à confirmer la thèse d'une concurrence stabilisatrice et par ce biais, les recherches de Boyd et De Nicolo (2005).

Selon, Beck, De Jonghe et Schepens (2012), l'hétérogénéité observée des résultats dans les études en cross-section, pourrait trouver corps dans des caractéristiques spécifiques aux économies liées à la régulation, la supervision ou l'environnement institutionnel. Ainsi, ils déterminent que l'augmentation de la concurrence incite les banques à prendre plus de risques dans les économies où les restrictions d'activités sont importantes, les marchés financiers bien développés, la fragilité systémique relativement faible, les assurances des dépôts généreuses et où le partage des informations de crédit est plus importants. La disparité des résultats de l'étude de Boyd et *al.* (2006) et de celle de Beck et *al.* (2006) pourrait ainsi s'expliquer par le choix de l'échantillon. Ils notent en effet que les pays sélectionnés, que Boyd et *al.* qualifient de non industrialisés, n'ont aucunement les mêmes caractéristiques en termes de partage d'information, de liquidité des marchés financiers par exemple que les pays exclus de l'échantillon comme ceux des Etats-Unis, du Japon et de l'Union Européenne.

Les économies européennes ont été l'objet d'un certain nombre de travaux spécifiques, l'homogénéité de l'échantillon étant susceptible d'améliorer les résultats.

A partir de données bancaires individuelles, Schaeck et Cihak (2007) établissent que des plus hauts niveaux de capital sont détenus dans des systèmes plus concurrentiels. En revanche, ils n'observent aucun effet de la concentration sur la détention de capital. Leur mesure de fragilité utilisée recèle toutefois de potentiels biais vis-à-vis du Z-score, notamment en ne prenant en compte que la capacité à absorber les pertes (ratio de capital) et omettant donc le *buffer* (ROA). Malgré tout, Uhde et Heimeshoff (2009) en utilisant le Z-score, parviennent à des résultats similaires. L'étude s'avère tout de même être sensiblement différente, puisqu'ils travaillent sur des données agrégées de l'ensemble des pays d'Union Européenne. L'étude de Liu, Molyneux et Wilson (2010) contredit d'ailleurs ces résultats puisqu'elle parvient à la conclusion que la relation entre concurrence et stabilité ne serait pas monotone, mais en U. L'idée novatrice de leur étude tient au fait qu'ils offrent aux marchés bancaires une dimension régionale au lieu de la dimension nationale traditionnellement retenue.

Au titre des études réalisées sur les pays développés, celle de Berger et *al.* (2009) est particulièrement intéressante. Elle semble en effet être à même de pouvoir réconcilier les deux volets de la littérature et en particulier le paradigme de la franchise value et du risk-shifting, en concluant à une relation non linéaire entre concentration, concurrence et stabilité. Les auteurs mettent en effet en évidence qu'un accroissement du pouvoir de marché conduit à une hausse du risque des portefeuilles bancaires, ce qui pourrait confirmer le paradigme du risk-shifting et la thèse d'une concentration déstabilisatrice. Toutefois, Berger et *al.* observent que les risques globaux de faillite supportés par une banque

---

<sup>12</sup> Ainsi, il se définit comme le rendement moyen des actifs auquel on ajoute le ratio de capital (fonds propres/total des actifs), rapporté à l'écart-type de rendement des actifs.

diminuent bien avec la hausse du pouvoir de marché. En effet, les banques détiendraient dans ce cadre une part plus importante de capital, ce qui augmenterait ainsi leur capacité d'absorption des pertes. Dans une perspective nouvelle, Schaeck et Cihak ou encore Van Leuvensteijn *et al.* utilisent en tant que mesure de concurrence the *Boone indicator*<sup>13</sup>. Ce dernier rend compte de la concurrence du marché à travers l'efficacité des banques. L'intuition qui suit par ailleurs les travaux de Demsetz (1973), est qu'une banque relativement moins efficace sera plus fortement sanctionnée dans un marché concurrentiel. Malgré l'intérêt théorique de l'indicateur, les résultats sont en phase avec les travaux précédents.

Pour finir, Weiss *et al.* (2012) étudient l'influence en termes de contribution individuelle au risque systémique d'une fusion et donc d'un accroissement de la concentration. Ce faisant, ils ont recours au MES pour mesurer cette dernière, calculé à partir de données de marché, ce qui fait l'originalité de l'étude.

## II. Méthodologie d'estimation : risque individuel, risque systémique et pouvoir de marché

### 1) Approche du risque individuel : la distance au défaut (DD)

Dans le cadre de cette étude, nous optons pour la distance au défaut pour apprécier la probabilité de faillite individuelle, ce qui nous distingue de nombreux travaux utilisant le Z-score. Les deux méthodes diffèrent essentiellement par les données utilisées pour leur construction. Ainsi, le Z-score utilise des données comptables, alors que la distance au défaut, nécessite en plus de celles-ci, la compilation de données de marché. Au-delà toutefois de ces différences, les deux indicateurs s'avèrent conceptuellement très proches. Ils expriment en effet le nombre d'écart type qui sépare la banque de la faillite et s'avèrent tous deux robustes dans la mesure où face à trois situations : une diminution de la valeur de l'actif, une augmentation de sa volatilité et une augmentation du levier, ils indiquent une augmentation de la probabilité de défaut (Gropp, Vesala et Vulpes, 2004). L'utilisation de la distance au défaut et par ce biais de données de marché, nous apparaît toutefois supérieure au sens où celle-ci tend à rendre la mesure de risque fidèle à une période et non à une date de clôture comptable. Par ailleurs, on peut espérer que l'information fournie soit de meilleure qualité.

#### *Définition*

La distance au défaut (DD) repose sur la théorie de l'évaluation des options (Black et Scholes, 1973 et Merton, 1974) et en particulier l'idée suggérée par Merton de considérer la détention de capital comme une option d'achat sur les actifs de l'entreprise. Le parallèle entre possession d'une part de capital et option est tout à fait pertinent. A maturité de la dette, c'est-à-dire à la date d'échéance, si la valeur des actifs est inférieure à celle de la dette, l'entreprise en situation d'insolvabilité et du fait de la responsabilité limitée n'exercera pas son option sur la dette. Elle ne remboursera pas celle-ci et fera donc faillite. Les actionnaires perdront leur mise initiale, c'est-à-dire analogiquement la prime payée. *A contrario*, dans le cas où la valeur de la dette serait inférieure à celle de l'actif, les actionnaires de la

---

<sup>13</sup> Pour plus de détails se référer à Boone *et al.* (2005) et Boone (2008).

banque auront intérêt à exercer l'option puisqu'en remboursant D, ils auront la pleine propriété de A, avec  $A > D$ .

Ainsi, la valeur du capital d'une entreprise à maturité de la dette (dans notre cas 1 an), est égale à :

$$\text{Max}(V_{t+1} - D_{t+1}, 0)$$

Avec  $D_{t+1}$  la valeur des dettes et  $V_{t+1}$  la valeur de marché de la firme.

L'analogie du capital avec une option d'achat est donc parfaite. Or, les travaux de Black et Scholes (1973) et Merton (1974) permettent d'évaluer le prix d'une telle option.

A cet égard, un certain nombre d'hypothèses doivent être formulées. Ainsi, la valeur de marché de l'actif d'une firme  $V_t$  doit être égale à la somme de la valeur des dettes,  $D_t$  et du capital,  $S_t$  :

$$V_t = S_t + D_t$$

Par ailleurs, il est nécessaire que ce dernier suive un mouvement brownien géométrique, tel que :

$$\delta V_t = V_t \left( \mu + \frac{1}{2} \sigma^2 \right) dt + \sigma V_t dw_t$$

Où  $\mu$  est l'espérance de rendement de l'actif,  $\sigma$  son écart type et  $w_t$  un mouvement brownien.

Sous ces hypothèses et d'après Black, Scholes et Merton, la valeur de l'option est donnée par :

$$S_t = V_t \Phi(d_t) - F e^{-r(T-t)} \Phi(d_t - \sigma \sqrt{T-t})$$

Avec  $d_t = \frac{\ln(V_t/D_t) + (r + \frac{1}{2}\sigma^2)(T-t)}{\sigma \sqrt{T-t}}$  et  $\Phi$  la fonction de densité de la loi retenue<sup>14</sup>.

La probabilité de défaut correspond à la probabilité de ne pas exercer l'option, c'est-à-dire à  $\Phi(d_t - \sigma \sqrt{T-t})$ . Toutefois, plutôt que de prendre en considération la probabilité de défaut la littérature opte souvent pour la distance au default (DD), c'est-à-dire pour  $d_t - \sigma \sqrt{T-t}$ . En effet, celle-ci permet de rendre compte du nombre d'écart type séparant la banque du défaut (Bichsel and Blum, 2004) puisqu'elle est égal à :

$$DD = \frac{\ln(V_t/D_t) + (\mu - \frac{1}{2}\sigma^2)(T-t)}{\sigma \sqrt{T-t}}$$

De nombreuses études ont précédemment justifié la robustesse d'une telle mesure. Gropp et al. (2006) montrent ainsi que la DD est un indicateur direct de fragilité individuelle des banques et qu'il surperforme des indicateurs obtenus à partir de données comptables ainsi que des séries de rendements bruts. La mesure n'est en effet pas influencée par l'existence d'assurances étatiques plus ou moins

<sup>14</sup> Traditionnellement la loi normale.

implicites<sup>15</sup>. De plus, la mesure rend compte du risque à partir de l'évolution des rendements des actions, mais également à partir du levier de la banque, qui constitue un des concepts de risque les plus importants, n'étant pourtant pas retranscrit dans la volatilité des titres bancaires (Gropp et *al.*, 2006). Néanmoins l'inconvénient majeur de cet indicateur est qu'il circonscrit l'étude aux banques cotées, et exclus donc les banques aux formes mutualistes et coopératives de l'échantillon d'étude. L'implication paraît toutefois mineure dans la mesure où la part des banques cotées est prédominante pour l'industrie bancaire européenne (Baele, L., De Jonghe, O., Vander Venet, R., 2007).

Le calcul de la distance au défaut requiert de disposer de la valeur de l'actif bancaire ainsi que sa volatilité. Ces données ne sont toutefois pas observables, il nous faut donc les estimer.

### *Estimation*

La difficulté du modèle de Merton réside essentiellement dans l'estimation de la valeur de marché de l'actif d'une banque. Des méthodologies robustes ont toutefois peu à peu vu le jour afin d'estimer ces valeurs. Nous optons pour notre part pour la méthode KMV, popularisée par Crosbie et Bohn (2003). Notre choix méthodologique est consistant avec celui d'Akhigbe et *al.* (2007), Vassalou et Xing (2004), Hillegeist et *al.* (2004) ainsi que Vallascas et Hagendorff (2011). La méthode KMV permet de calculer la volatilité de l'actif en considérant une procédure de calculs itérative. Cette dernière utilise un algorithme de recherche de Newton pour estimer la valeur de  $V_a$  et  $\sigma_a$  à partir de l'équation de Black Scholes et Merton ainsi que l'équation de couverture optimale, définit telle que :

$$\sigma_E = (V_a e^{-T} N(d_t) \sigma_a) / V_E$$

Cette algorithme de résolution impose préalablement de calculer la volatilité du capital de la banque,  $\sigma_E$ , ce que nous faisons en utilisant les cours journaliers sur les 12 derniers mois. Cette dernière est utilisée par la suite pour déterminer la valeur initiale de la volatilité de l'actif dans notre procédure itérative. Celle-ci est effectivement déterminée en fixant la valeur de l'actif,  $V_a$  égale à la valeur de marché du capital,  $V_E$  plus la valeur comptable du passif,  $X$ . Ainsi, l'équation précédente devient :

$$\sigma_a = \frac{\sigma_E V_E}{V_E + X}$$

A partir de cette valeur initiale pour  $\sigma_a$  l'algorithme de recherche permet de résoudre le système d'équation et ainsi d'obtenir les valeurs de  $V_a$  et  $\sigma_a$ .

La deuxième étape de résolution du modèle consiste à déterminer  $\mu$ . Plusieurs méthodes sont proposées dans la littérature. Vassalou et Xing (2004) utilisent les estimations quotidiennes de  $V_a$  et  $\sigma_a$  afin d'obtenir l'espérance de rendement,  $\mu$ . Campbell et *al.* (2008) et Anginer et *al.* (2012) fixent la tendance à 6% correspondant à la prime empirique observée. Enfin, Hillegeist et *al.* (2004) approchent cette dernière par le taux sans risque. Pour notre part, nous approchons la tendance à partir de  $V_a$  et  $\sigma_a$ , tout en la contraignant pour qu'elle ne puisse être inférieure au taux sans risque, que nous approchons par l'Euribor 12 mois.

---

<sup>15</sup> Contrairement à la méthodologie consistant à observer les *spreads* sur la dette subordonnée

Une fois ces deux étapes accomplies, nous disposons de l'ensemble des statistiques nécessaires au calcul de la distance au défaut des banques. Calculées quotidiennement, nous optons finalement pour leurs moyennes sur l'année pour obtenir la distance au défaut annuelle utilisée dans notre étude.

## 2) Mesure de la contribution au risque systémique

### *Présentation*

Dans un second temps, à partir des mesures de distance au défaut calculées quotidiennement, nous tentons d'approcher la contribution au risque systémique des banques.

Pour ce faire, plusieurs alternatives s'offrent à nous.

Une première possibilité pourrait ainsi être de calculer la sensibilité d'une banque au marché. Il s'agirait ainsi d'obtenir le *beta* de la banque par rapport au marché, c'est-à-dire une mesure du risque systématique. Vallascas et Keasey (2012) procèdent de la sorte à partir des distances au défaut. Le *beta* obtenu mesure la sensibilité<sup>16</sup> de la distance au défaut d'une banque à celle du système dans l'ensemble des situations de marché.

Toutefois la récente crise a révélé l'inadéquation de telles mesures avec la contribution observée des banques au risque systémique. Le risque systématique n'étant pas analogue au risque systémique. En réponse à cela, de nombreux travaux ont tenté d'établir des mesures de sensibilité au risque, non pas sur l'ensemble des périodes de temps, mais lorsque le système est en stress. De Jonghe (2010) insiste sur la supériorité des indicateurs de risque prenant en compte les dépendances de queue dans l'approche du risque systémique. Dans cette veine, Acharya et al. (2010) proposent une mesure de risque systémique, la Marginal Expected Shortfall (MES), base sur laquelle repose notre mesure de risque systémique.

Acharya et al. (2010) définissent la MES d'une banque comme la moyenne du rendement des actions d'une banque pendant une crise sur le marché.

Plus précisément, le MES est défini comme suit :

$$MES_i^{5\%} = -E \left[ \frac{w_1^i}{w_0^i} \middle| I_{5\%} \right]$$

Où  $w_1^i/w_0^i$  représente le rendement des actions d'une banque et  $I_{5\%}$  est défini comme l'ensemble des jours où le marché perd plus de 5%.

Notre indicateur de risque systémique reprend cette méthodologie tout en lui apportant de substantielles modifications. Nos mesures de risque individuel et du système ne sont en effet pas déterminées à partir de l'évolution des cours boursiers mais à partir de l'évolution des distances au défaut, calculées quotidiennement et définies précédemment. Toutefois, un second intrant est nécessaire afin d'obtenir cette MES modifiée. Il faut en effet définir une mesure du risque du système (du marché) à partir de ces distances au défaut individuelles.

---

<sup>16</sup> Ou dit autrement la corrélation

### Mesure du risque du système

Par agrégation des distances au défaut individuelles, nous obtenons un indicateur de risque systémique respectant les exigences précédentes. La Banque Centrale Européenne (ECB, 2005) affirme qu'une telle approche convient pour apprécier la stabilité du système dans son ensemble et qu'elle fournit un signal clair des phases de risque systémique. Similairement à Bernoth et Pick (2011) ou encore Vallascas et Keasey (2012) nous définissons le risque systémique comme la moyenne pondérée par la valeur de marché des banques de leurs distances au défaut individuelles :

$$DD_t^S = \sum_{k=1}^N w_k DD_{i,t}$$

La littérature a, à de nombreuses reprises, approché le risque de système par une telle mesure. Ainsi, Carlson et al. (2008) l'ont utilisé afin de mesurer le risque du système bancaire américain, et ont démontré que cette dernière permettait une observation cohérente du risque systémique sur les 30 dernières années. Ainsi, on observe par exemple une montée brutale du risque systémique suite à l'épisode LTCM, le défaut de la Russie, la bulle des NTIC, ou encore bien sûr à partir du début de l'année 2008 et les tensions financières suite à la crise des subprimes.

Pour notre part, nous ne nous focalisons pas sur la distance au défaut du système mais sur l'évolution de cette dernière :

$$(\Delta DD_{t+1}^S) = DD_{t+1}^S - DD_t^S$$

L'évolution des distances au défaut individuelles est obtenue symétriquement :

$$(\Delta DD_{t+1}^I) = DD_{t+1}^I - DD_t^I$$

### Exposition et contribution au risque systémique

A partir de la variation individuelle quotidienne des distances au défaut ainsi que celle du système, nous pouvons déterminer notre mesure de risque systémique.

Deux impératifs méthodologiques s'imposent toutefois au préalable. Il faut en effet déterminer une condition de scénario extrême nécessairement différente de celle séminale d'Acharya et al., ainsi que la technique utilisée pour déterminer les Expected Shortfall.

Sur le premier point, on note qu'il est en effet impossible de retenir comme scénario extrême un rendement négatif supérieur à 5%. En effet, nous raisonnons en évolution, il faut donc déterminer une condition de même ordre. Nous en retenons deux : une évolution de la distance au défaut du système de -0.05 ainsi qu'une évolution plus stricte de -0.10. Sur le second point, nous recourrons à une estimation historique des *Expected Shortfall*.

Ainsi, finalement notre mesure de risque systémique se définit comme :

$$MES_i^{0.10} = -E[DD_{t+1}^I - DD_t^I | I_{0.10}]$$

Avec  $DD_{t+1}^I - DD_t^I$  l'évolution de la distance au défaut de la banque  $i$  entre  $t$  et  $t+1$  et  $I_{0,10}$  le nombre de jour où la distance au défaut du système a baissé de plus de 0.10.

Bien qu'inédite, la mesure de risque systémique développée trouve des similitudes avec celle de Anginer et *al.* (2012), établie à partir des distances au défaut mais utilisant la  $\Delta\text{CovaR}$  de Adrian et Brunnermeier (2009) pour rendre compte des dépendances de queue.

### 3) Estimation du pouvoir de marché : l'indice de Lerner<sup>17</sup>

Afin de représenter la structure des marchés bancaires, l'indice de Lerner trouve nos faveurs en tant que proxy du pouvoir de marché. Ce dernier est une mesure couramment utilisée afin d'approcher la concurrence. Il exprime la capacité dont dispose les banques à conduire leur prix au-delà de leur coût marginal. Formellement, il se définit comme l'écart relatif entre le prix et le coût marginal, exprimé en pourcentage du prix ; ce qui correspond à l'inverse de l'élasticité de la demande au prix.

$$Lerner_{i,t} = \frac{P_{i,t} - Cm_{i,t}}{P_{i,t}} = -\frac{1}{e}$$

Où  $P_{i,t}$  représente le prix de l'actif total de la banque  $i$  à l'instant  $t$ ,  $Cm$  son coût marginal et  $e$  l'élasticité constante de la demande au prix. Ainsi, le ratio prend des valeurs comprises entre 0 et 1. L'indice vaut 0 en concurrence pure et parfaite (élasticité de la demande très grande ou infinie), le prix étant égal au coût marginal. Au contraire, dans les marchés concentrés, le pouvoir de marché accru des banques entraîne une augmentation de l'indice de Lerner vers 1, du fait de la capacité à conduire le prix au-dessus du coût marginal (en monopole, l'élasticité de la demande est faible). En d'autres termes, l'indice diminue à mesure que le degré de concurrence augmente (Beck, 2008).

L'inconvénient majeur de l'indice est qu'il oblige à une estimation du prix et du coût marginal de la banque considérée, exercice pouvant être difficile. La littérature offre cependant plusieurs alternatives à cet égard.

L'approche conventionnelle consiste à approcher le prix de l'actif total par le ratio des revenus totaux (revenus d'intérêts et revenus hors intérêts) sur le total des actifs et d'estimer le coût marginal à partir d'une fonction translog<sup>18</sup> de la forme suivante :

$$\begin{aligned} \ln TC = & \alpha + \beta_1 \ln Q + \frac{\beta_2}{2} \ln Q^2 + \sum_{k=1}^3 \gamma_k \ln W_k + \sum_{k=1}^3 \vartheta_k \ln Z_k + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^3 \sum_{j=1}^3 \theta_{kj} \ln W_k \ln W_j \\ & + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^3 \sum_{j=1}^3 \kappa_{kj} \ln Z_k \ln Z_j + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^3 \eta_k \ln Q \ln Z_k + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^3 \sum_{j=1}^3 \phi_k \ln Q \ln W_k \\ & + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^3 \eta_k \ln Q \ln Z_k + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^3 \sum_{j=1}^3 \omega_{kj} \ln W_k \ln Z_j + \delta_1 \text{Trend} + \frac{1}{2} \delta_2 \text{Trend}^2 \\ & + \delta_3 \text{Trend} * \ln Q + \sum_{k=1}^3 \lambda_k \text{Trend} * \ln W_k + \sum_{k=1}^3 p_k \text{Trend} * \ln Z_k + \varepsilon, \end{aligned}$$

<sup>17</sup> Pour une revue sur l'indice de Lerner se référer à Elzinga et Mills (2011).

<sup>18</sup> Ou dans un cadre plus générale à partir d'une fonction de Fourier, dont la fonction translog n'est qu'un cas particulier.

Où les coûts d'une banque (TC) sont une fonction des outputs ( $Q$ ), que nous approchons par le total des actifs, du prix des intrants ( $W_k$ ), c'est-à-dire du coût des fonds ( $W_1$ ), du capital ( $W_2$ ) et du travail ( $W_3$ )<sup>19</sup>, d'un vecteur de variables de contrôle ( $z_k$ ) qui comprend les actifs fixes,  $Z_1$ , les provisions pour pertes sur les prêts,  $Z_2$  et le capital,  $Z_3$  et également un trend temporel pour capter les changements technologiques<sup>20</sup>. Par ailleurs, nous imposons l'homogénéité des variables, telle que :

$$\sum \gamma_k = 1; \sum \phi_k = 0; \sum \theta_{kj} = 0$$

Ces contraintes d'homogénéité linéaires assurent que le processus de minimisation des coûts ne change pas si tous les prix sont multipliés par un même scalaire, et donc par conséquent, maintient l'hypothèse que seuls les ratios de prix des inputs affectent l'allocation des facteurs de production.

Les coûts marginaux sont ensuite directement obtenus à partir des paramètres estimés de la fonction translog, en calculant la dérivée par rapport à  $Q$ , le total des actifs.

$$MC_{tj} = \frac{TC}{Q} [\beta_1 + \beta_2 \ln Q_{it} + \sum_{i=1}^3 \phi_i \ln W_{tij} + vtrend]$$

L'estimation de la fonction translog sur données de panel d'un ensemble de banque peut être réalisée de deux manières distinctes. Nous pouvons en effet utiliser les MCO (moindres carrés ordinaires) ou une frontière stochastique (SFA) (Koetter et al., 2012). Cette dernière approche a, à nos yeux un avantage précieux, dans la mesure où elle permet de rendre compte des inefficiences de passifs. La méthodologie consiste à déterminer pour chaque niveau d'*output* les coûts minimums espérés, et par ce biais fonder une frontière d'efficacité. Ainsi, en comparant les coûts observés à ceux minimaux estimés, on obtient l'inefficacité de la banque ou dit autrement la distance à la frontière. Formellement, il faut pour ce faire supposer que le terme d'erreur se décompose en deux tel que<sup>21</sup> :

$$\varepsilon_{i,t} = \mu_{i,t} + v_{i,t}$$

Où  $v_{i,t}$  est l'erreur spécifiée, supposée i.i.d et normalement distribuée et  $\mu_{i,t}$  une variable aléatoire distribuée selon une loi normale tronquée.

La prise en compte des inefficiences peut avoir une importance cruciale. La distance entre le prix et le coût marginal pourrait en effet être altérée car les banques ayant du pouvoir de marché adopteraient une *quiet life* (Hicks, 1935, Maudos et de Guevara, 2007), ou au contraire car l'efficacité conduirait à structurer le marché, autour des banques les plus efficaces (Demsetz, 1973, Peltzman, 1977). Koetter

<sup>19</sup> Le cout des fonds propres est construit comme le ratio : dépense d'intérêt sur total actif, celui du capital comme le ratio : total des dépenses hors intérêt sur les actifs fixes et le cout du travail est approché en rapportant les dépenses en personnelles sur le total des actifs, similairement à Schaeck et Cihak (2007).

<sup>20</sup> Un problème potentiel avec l'indice de Lerner tel qu'estimé est que nous prenons comme donnée le cout des fonds. Or, ce dernier pourrait être influencé par le pouvoir de marché. Maudos et Guevara (2007) suggèrent ainsi de ne pas prendre ce prix en compte.



et *al.* (2012) relèvent toutefois que les inefficiences de passif sont relativement limitées. Ainsi, leurs travaux proposent d'améliorer le Lerner en estimant à l'image du coût marginal, le prix corrigé des inefficiences d'actif. Ne pouvant directement estimer ce prix, les auteurs le font de manière indirecte, en rappelant que le prix moyen, n'est autre que la somme des coûts et des profits moyens.

$$\hat{P} = \frac{\widehat{TC}}{TA} + \frac{\widehat{PBT}}{TA}$$

Le premier terme,  $\frac{\widehat{TC}}{TA}$ , est obtenu à partir de notre fonction de coût translog, le second ( $\frac{\widehat{PBT}}{TA}$ ) peut facilement l'être à partir d'une fonction de profit alternatif translog.

La fonction de profit alternatif translog<sup>22</sup> est en de très nombreux points similaire à celle de coût. Un seul élément diffère dans la spécification initiale : les coûts totaux étant remplacés par les profits avant taxes dans la spécification de la fonction. A cette distinction près, la méthode d'estimation et les restrictions sont identiques, ce qui permet d'estimer facilement *PBT* selon une frontière stochastique. Ainsi, le Lerner ajusté des inefficiences d'actif et de passif est égal à :

$$L_a = \frac{(\widehat{PBT}/TA + \widehat{TC}/TA) - \widehat{MC}}{\widehat{PBT}/TA + \widehat{TC}/TA}$$

Nous déterminons ce dernier pour chaque banque de notre échantillon sur la période retenue.

Précisons par ailleurs que nous estimons les fonctions translog de coût et de profit alternatif à partir d'un ensemble de banques européennes plus important que notre échantillon d'étude finalement retenu. En effet, nous sélectionnons afin de déterminer la fonction de coût et de profit bancaire européen, un ensemble de 468 banques de différents types, installées dans l'ensemble des pays d'Europe occidentale. Le recours à une seule estimation semble cohérent avec la liberté d'exercice offerte aux banques en Europe et de ce fait l'existence d'une concurrence transnationale. La limite évidente d'une telle méthode pourrait être qu'elle ne rendrait pas compte des hétérogénéités bancaires existante dans cette zone. Conscient de cela nous introduisons, comme préconisé par Bos et *al.* (2008), un certain nombre de variables muettes permettant de distinguer les différentes économies mais également le type de banque. En intégrant ces variables exogènes à la fonction de coût (de profit), la position de celle-ci peut ainsi être différente d'une économie à l'autre et d'un type de banque à un autre ; tout en demeurant toutefois de même forme. Nous estimons donc nos fonctions translog selon ces dispositions et selon la méthodologie des frontières stochastiques développée par Battese et Coelli (1995)

### III. Données, statistiques descriptives et méthodologie empirique retenue

Nos investigations testent l'implication du pouvoir de marché sur le risque individuel de faillite ainsi que sur la contribution individuelle des firmes au risque systémique pour un ensemble de 52 banques

---

<sup>22</sup> Berger et Mester (2003).

européennes cotées sur la période 2005-2011. Notre régression de base peut ainsi s'exprimer selon la forme générale suivante :

$$\text{risque} = f(\text{lerner}, \text{variables de contrôle spécifiques et macroéconomiques})$$

Dans cette section nous définirons les données utilisées ainsi que leurs statistiques liées avant de présenter la méthode économétrique retenue.

### 1) Données et statistiques

Notre étude analyse le comportement de 52 banques européennes cotées dont les actifs étaient à la dernière date d'exercice, supérieurs à 10 milliards d'euros sur la période 2005-2011.

Souhaitant tester l'influence du pouvoir de marché sur le risque, nous calculons pour ces 52 banques, la distance au défaut ainsi qu'une MES modifiée selon les méthodologies présentées dans la section II à partir des données extraites de Datastream. Nos statistiques de risque calculées, par construction, quotidiennement sont annualisées par le biais d'une moyenne. La distance au défaut étant une mesure fortement asymétrique, nous procédons à une transformation logarithmique des valeurs obtenues afin de corriger ce biais; le logarithme étant normalement distribué (Laeven et Levine, 2009, Molyneux et Wilson, 2010). Néanmoins, la distance au défaut non transformée est tout de même utilisée afin de vérifier nos résultats.

L'indice de Lerner a été déterminé à partir de la base de données Bankscope fournie par le Bureau Van Dijk. L'estimation des fonctions translog requiert en effet un nombre important de variables bancaires individuelles pour un large nombre de banques afin de bien spécifier les fonctions de coûts et de profit. De ce fait, 468 banques européennes ont été sélectionnées en fonction de la disponibilité des données et de la taille de leur bilan. Nous avons en effet exclu de notre sélection les banques disposant d'un total d'actif inférieur à 1 milliards d'euros. Notons que le tableau A1 en annexe présente les statistiques descriptives des variables utilisées pour estimer nos fonctions translog. Comme évoqué dans la partie II, deux Lerner distincts sont estimés, essentiellement afin de contrôler la robustesse de nos travaux. Notre Lerner principal repose sur la méthodologie récemment présentée par Koetter et *al.* (2012) et donc sur une estimation du prix, en l'occurrence du revenu moyen bancaire, corrigé des inefficiences d'actif. Le Lerner alternatif est plus orthodoxe puisqu'il repose sur l'approximation du prix par le ratio revenus totaux sur actifs.

Bien évidemment, nous prenons le soin de contrôler notre relation entre risque et pouvoir de marché par un certain nombre de variables de contrôle spécifiques aux banques, obtenues à partir de Bankscope, et macroéconomiques, obtenues à partir de la base de données WTI de la Banque Mondiale.

Ainsi, nous retenons tout d'abord le ratio de levier et le ratio de *tier one* afin d'approcher la solvabilité bancaire. Ces ratios sont également pro cycliques. En ce sens, ils peuvent permettre de contrôler l'environnement macroéconomique (Minsky). La distinction entre ratio de levier et de *tier one*, nous semble pertinente dans la mesure où le ratio *tier one* est pondéré en fonction du risque pris par la banque contrairement au ratio de levier. Tous deux sont toutefois supposés conduire à une réduction des risques et donc avoir une influence positive sur la distance au défaut, et donc négative sur la MES modifiée.

La solvabilité est bel et bien un élément majeur pouvant influencer le risque. Preuve en est, la régulation prudentielle en a fait son *modus operandi* jusqu'à récemment. Toutefois, la récente crise financière a illustré l'importance que pouvait avoir la liquidité, au point d'en faire un des axes majeurs de la réforme de Bâle III. En cohérence avec cette réalité, nous optons pour les ratios : actifs liquides sur ressources exigibles à court terme ainsi que dépôts sur actif, en tant que variables de contrôle. Le premier ratio est censé retranscrire la capacité des banques à faire face à un *run*. Une influence positive sur la stabilité est donc attendue. Cet *a priori* est partagé par le second ratio puisque ce dernier est supposé constituer un proxy des ressources stables dont dispose une banque, les dépôts étant considérés comme tels.

Un grand pan de la littérature a souligné que les incitations aux prises de risques pouvaient également résulter des assurances TBTF (Mishkin, 1999). Afin de retranscrire cette problématique et son influence sur le risque, la variable explicative choisie est le logarithme du total des actifs. Selon l'argumentaire précédent, une augmentation de la taille de l'actif devrait réduire la distance au défaut des banques tout en augmentant par ailleurs la contribution au risque systémique.

Trois variables : un ratio de diversification, un ratio de *trading* et un ratio de dérivées sont ensuite utilisées pour tester l'influence du *business model* bancaire sur le risque. Les réformes bancaires nationales ou supranationales entreprises suite à la crise (Vickers, Volcker, Liikanen) suggèrent l'influence importante de certaines activités bancaires sur le risque individuel mais tout particulièrement sur le risque systémique. Le ratio de diversification construit comme la part des revenus d'intérêt au carré plus celle des revenus d'activité hors intérêt au carré traduit, plutôt que la diversification, la focalisation d'une banque sur ses activités d'intermédiation traditionnelles. Ainsi, plus le ratio est faible plus la banque est à l'inverse diversifiée. *A priori*, un signe négatif est attendu sur la distance au défaut. Toutefois, une relation inverse se matérialisant donc par une influence négative sur la contribution au risque systémique pourrait être observée, si l'on suit en tout cas l'approche théorique développée par Wagner (2009). L'effet espéré du ratio de *trading* et de dérivé est incertain sur le risque individuel. Toutefois, il l'est beaucoup moins sur le risque systémique. L'accroissement de ces ratios est supposé augmenter le risque systémique du fait qu'ils conduisent à une augmentation d'un des facteurs clé de risque systémique selon la BRI : l'inter connectivité.

Deux variables explicatives sont finalement sélectionnées afin de contrôler notre relation par la nature de l'environnement macroéconomique. Classiquement, nous retenons l'évolution du PIB, ainsi qu'un ratio crédit sur PIB. Le ratio de crédit sur PIB permet de retranscrire les cycles de crédit et donc d'approcher d'éventuelles bulles financières. La croissance du PIB relate pour sa part la position dans le cycle économique.

L'ensemble des statistiques descriptives afférentes aux variables utilisées sont renseignées en annexe similairement à la définition des données utilisées et l'échantillon retenu.

## 2) Méthodologie économétrique

Dans cette sous-section nous présentons et discutons le modèle empirique retenu pour tester l'influence du pouvoir de marché sur le risque individuel mais également systémique.

Les modèles empiriques exigent très souvent d'arbitrer entre différentes procédures d'estimation des paramètres : l'une pouvant être plus consistante tout en étant par ailleurs moins efficace qu'une autre. C'est à un arbitrage analogue que nous sommes confrontés pour estimer notre modèle. Nous pouvons en effet recourir au MCO. Toutefois, la crainte d'endogénéité de notre Lerner fait que la procédure d'estimation serait inconsistante avec cette problématique. C'est ainsi pourquoi nous optons pour

l'utilisation de variables instrumentales (IV), bien que conscient que cette procédure est moins efficace que celle des MCO.

La présupposée crainte d'endogénéité semble bien établie. En effet, les banques plus fragiles, ayant une distance au défaut plus faibles pourraient légitimement, du fait de la responsabilité limitée des actionnaires, être tentées d'augmenter leur prise de risque (*to gamble*) ce qui pourrait être retranscrit dans l'indice de Lerner. D'ailleurs, les tests statistiques réalisés relèvent bien l'endogénéité du Lerner. Une solution *ad hoc* pour corriger ce problème d'endogénéité pourrait consister à laguer l'ensemble des variables indépendantes du modèle tout en recourant au MCO. Cependant, l'interprétation d'un tel modèle peut être délicate sans pour autant exclure la persistance de problème d'endogénéité. Ainsi, nous ne recourons à cette estimation qu'à des fins de robustesse. Ayant fait le choix d'un modèle à variable instrumentale deux possibilités s'offrent à nous : les 2SLS ou les GMM.

Berger et *al.* (2009) soulignent l'intérêt des GMM dans la mesure où ils ne requièrent pas d'hypothèse sur la distribution du terme d'erreur tout en étant robustes à l'hétéroscédasticité (Hall, 2005). Toutefois, les travaux de Baum permettent désormais aux 2SLS d'être également robustes à l'hétéroscédasticité. Nous recourons donc aux 2SLS pour notre estimation principale. Les 2SLS, pour double moindre carré ordinaire, est un processus à deux étapes utilisant les MCO. Il consiste à partir de la forme structurelle d'un modèle d'en dériver la forme réduite. En cela, la modèle comporte deux étapes.

La première étape consiste à estimer le modèle suivant :

$$Lerner_{i,t} = \beta_0 + \sum_{k=2}^n \beta_k X_{i,t-1} + \sum_{k=2}^n \gamma_k Z_{i,t} + u_i + v_{it}$$

Avec  $X_{i,t-1}$  le vecteur des variables explicatives exogènes (ratio de levier, ratio *tier one*, actifs liquides, ratio de dépôt, logarithme du total des actifs, ratio de dérivé, ratio de trading, diversification, croissance du PIB, ratio crédit sur PIB),  $Z_{i,t}$  un vecteur de variables instrumentales,  $u_i$  un effet fixe et enfin  $v_{it}$  le terme d'erreur aléatoire.

La seconde étape consiste à estimer notre modèle de base en remplaçant le Lerner observé ( $Lerner_{i,t}$ ) par le Lerner prédit à la première étape ( $\widehat{Lerner}_{i,t}$ ). Nous obtenons donc pour la distance au défaut :

$$DD_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \widehat{Lerner}_{i,t} + \sum_{k=2}^n \beta_k X_{i,t-1} + u_i + v_{it}$$

Et pour la MES modifiée :

$$MES_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \widehat{Lerner}_{i,t} + \sum_{k=2}^n \beta_k X_{i,t-1} + u_i + v_{it}$$

Au final, nos deux modèles de base sont estimés *via* les 2SLS en considérant une erreur type robuste à l'hétéroscédasticité et en supposant l'existence d'effets fixes ainsi que d'effets temporels.

La première étape des 2SLS nécessite donc d'instrumenter le Lerner. Nous recourons pour ce faire à deux instruments : le rendement de l'actif avant impôt (ROAA) et le ratio coût généraux sur actif (*cost*

to income)<sup>23</sup>. Ces instruments doivent répondre à certaines caractéristiques. En particulier, ils doivent être corrélés avec le Lerner sans l'être avec le terme d'erreur. Aussi, des tests statistiques permettent de déterminer leur validité ainsi que leur pertinence. Nous utiliserons ainsi le test de Sargan de « sur identification », dont l'hypothèse nulle est que les instruments sont non corrélés ainsi que le test de Gragg Donald dont l'hypothèse nulle est que le modèle est sous identifié. Concurrément à ces deux tests retranscrits dans nos résultats finaux, nous vérifions la qualité de nos instruments *via* le test d'Anderson et Rubin (1956).

Enfin, à des fins de robustesse, nous définirons un modèle de panel à effet fixe et estimation robuste comme évoqué plus en amont, ainsi qu'un modèle 2SLS à effet aléatoire. Bien que les estimations soient théoriquement meilleures sous une telle forme, nous réservons cette spécification pour contrôler nos résultats, les estimations réalisées n'étant pas robustes à l'inverse de notre modèle de base.

## IV. Résultats

### 1) Principaux résultats

Dans cette section, nous présentons les résultats de notre analyse empirique. Nous révélons ainsi successivement l'effet estimé du pouvoir de marché sur le risque individuel puis sur la contribution au risque systémique. En sus, nous commentons les résultats obtenus sur les variables de contrôle ce qui peut dans des perspectives de politiques économiques/régulation avoir un grand intérêt. Enfin, la dernière sous-section exposera les résultats d'une série de tests de robustesse.

#### *Effet du pouvoir de marché sur le risque individuel.*

Le tableau (1) retranscrit l'influence estimée de l'indice de Lerner sur la distance au défaut. Différentes régressions sont détaillées, toutes découlant de notre spécification initiale (1). La régression (2) ne contrôle ainsi la relation qu'à partir des variables macroéconomiques. A contrario, la troisième (3) exclut ces variables macroéconomiques de la spécification. (4) exclut l'hypothèse d'un effet temporel, alors que (6) suppose un effet national.

Toujours est-il, que l'ensemble de ces quatre spécifications sont unanimes puisqu'elles révèlent que le Lerner est positivement et significativement au seuil de 1% associé avec la distance au défaut. Cette relation positive entre pouvoir de marché et stabilité, ou dit autrement négative entre pouvoir de marché et risque, suggère que les banques ayant un pouvoir de marché important sont moins susceptibles de faire faillite. Elles se situeraient donc à une distance plus importante du défaut. Nous pourrions extrapoler de ces résultats que l'augmentation du Lerner conduirait les banques à adopter un comportement plus prudent. Toutefois, c'est un pas que nous ne franchirons pas. En effet, la distance au défaut n'indique qu'en partie le comportement de la banque. Une part importante de la distance au défaut résulte en effet de la perception des agents sur la solvabilité de la firme *via* les cours boursiers, ce qui peut être imparfait. De plus, la distance peut résulter d'une meilleure diversification, non pas exclusivement d'activité, mais également géographique. Malgré tout, les résultats observés semblent confirmer le paradigme de la *franchise value* (Keeley, 1990 ; Marcus, 1984).

(1)

---

<sup>23</sup> Pour une estimation (tableau (2) régression(2)), le *recurring earning power* fournit par Bankscope est préféré au ratio cout généraux sur actif.

Quelques observations supplémentaires peuvent être à ce stade réalisées, à partir des régressions du tableau (1). Mise à part le Lerner, d'autres variables se révèlent en effet significatives. Le ratio *tier one* a un effet positif sur la distance au défaut. Un plus haut niveau de capital ajusté au risque réduirait ainsi les risques. Le résultat est bien entendu tout à fait orthodoxe : une augmentation du capital renforçant la capacité d'absorption des pertes. L'intérêt de l'observation tient au fait que le ratio *tier one* semble dominer le ratio de levier en termes d'influence sur le risque. Ce résultat est conforme à ce qu'on est en droit d'attendre. Un ratio de capital ajusté des risques doit en effet être plus à même de stabiliser une banque en discriminant les banques en fonction de leur comportement vis-à-vis du risque. Cela justifie par ailleurs les modifications apportées par Bâle II en 2004 aux accords de Bâle I. Nos résultats s'opposent toutefois à ceux de Blundell et *al.* (2012) puisque le ratio de levier avait dans leur étude une influence significativement positive sur la distance au défaut au contraire du ratio ajusté des risques. Les conclusions en termes de régulation que nous pourrions faire ne seront donc pas les mêmes : Blundell et *al.* soutenant la réintroduction d'un ratio de levier afin de contrôler les risques. Notre variable *Diversification*, qui représente la focalisation des banques sur leurs activités d'intermédiation, a une influence significativement positive sur la distance au défaut. Aussi, nous pouvons donc défendre l'idée que la multiplication des revenus hors intérêt augmente le risque. Selon cette conjecture, on serait en droit d'attendre à une influence négative et significative du ratio de dérivés et de *trading*. Dans les régressions (1) à (4), nous n'observons *a priori* pas un tel effet. Cependant, en éliminant les perturbations pouvant être créées par les variables non significatives, on observe dans la régression (5), que le ratio de dérivés a, tout compte fait, bien une influence négative sur la distance au défaut, même si son seuil de significativité est faible. Ainsi, les activités liées aux produits dérivés augmentent les risques, se traduisant par une distance au défaut plus faible. Enfin, l'observation doit être faite que nos deux variables se rapportant à la liquidité : *Ratio de dépôts* et *Actifs liquides* n'ont pas d'influence significative sur le risque individuel, ce qui semble trancher avec les dispositions entreprises par le comité de Bâle. Néanmoins, la justification à cela est apportée plus en amont.

#### *Effet du pouvoir de marché sur la contribution au risque systémique.*

Nous analysons désormais l'effet du Lerner sur la contribution au risque systémique obtenue à partir d'une MES, préjugant que cela puisse nous apporter d'autres informations.

Nous détaillons dans cette sous-section, les résultats déterminés à partir d'une MES (0.10). Par ailleurs, les problèmes d'endogénéité étant moins importants dans ce cadre que dans celui précédent, nous présentons ici, des estimations obtenues à partir des 2SLS mais également à partir des MCO. Le tableau 2 présente les résultats de ces estimations. Les deux premières régressions sont obtenues à partir des 2SLS en considérant deux modèles avec et sans variable macroéconomique. Les deux dernières sont symétriques mais utilisent les MCO. L'élimination des variables macroéconomiques, dans les régressions 2 et 4, permet d'éliminer d'éventuelles perturbations provenant du fait que ces variables ont un rôle insignifiant dans la contribution des banques au risque systémique.

(2)

Les équations (1) et (2) indiquent ensuite une influence significativement positive des indicateurs de solvabilité sur le risque. Le résultat est étonnant d'autant que la significativité est forte. On pourrait en

effet supposer que l'augmentation du capital réduise la propension des banques à être systémique. Toutefois, la dite « systémicité » pourrait s'expliquer par la participation des banques à des activités fortement consommatrices en fonds propres selon les critères de régulation prudentielle. Aussi, les banques plus systémiques auraient de fait plus de capital ajusté aux risques. Par ailleurs, il faut très certainement nuancer l'importance de ces observations, dans la mesure où les estimations (3) et (4) ne peuvent les confirmer.

La liquidité a pour sa part une influence négative récurrente dans nos quatre régressions. *Actifs liquides*, variable indiquant la capacité à faire face à une ruée bancaire ainsi que *Ratio de dépôt* approchant les ressources stables dont dispose une banque, sont en effet négativement et significativement associés avec notre MES modifiée. Conformément à ce qu'on pouvait attendre, la liquidité a une importance cruciale dans la contribution des firmes au risque systémique. Certains travaux en ont d'ailleurs déjà fait part (Freixas, 2000). Nos résultats semblent par ailleurs justifier la prégnance des normes de liquidité dans la nouvelle réglementation prudentielle, ce que nos estimations dans la sous-section précédente ne permettaient pas d'expliquer.

De façon concomitante, avec les nombreux travaux sur le risque systémique précédemment réalisés, la taille des banques semble être un élément explicatif majeur du risque systémique, ce qui peut rationnellement s'expliquer. Les observations pouvant être faites sur les activités de *trading* et celles de dérivés dérogent quant à elles quelque peu de la littérature. Bien qu'on puisse déceler une très faible significativité négative des dérivés sur le risque systémique, nous ne pouvons étendre ce constat aux activités de *trading*. L'effet est donc ici analogue à celui établi sur la distance au défaut.

## 2) Sensibilité des résultats

Nous avons eu recours à une multitude de tests de robustesse afin de corroborer nos résultats. Trois séries de tests seront présentées pour nos deux estimations : sensibilité à la méthodologie économétrique, sensibilité à la définition de nos variables estimées et enfin sensibilités aux variables de contrôle utilisées.

### *Sensibilité de l'influence du Lerner sur la distance au défaut (tableau 3)*

Sur le plan méthodologique, nous avons repris notre spécification initiale selon deux autres approches économétriques distinctes. Nous avons tout d'abord défini un modèle en 2SLS en supposant des effets aléatoires, ce qui nous est permis dans le cas où nous ne considérons pas une erreur type robuste à l'hétéroscédasticité. Bien que les estimations soient de meilleures qualités, elles sont biaisées par l'hétéroscédasticité, problème potentiellement important. L'influence du Lerner est toutefois comparable à celle observée dans notre régression de base. D'ailleurs, les résultats ne dérogent pas non plus lorsque nous considérons un modèle de panel à effet fixe, robuste à l'hétéroscédasticité avec variable laguée (3). Enfin, sur les tests de spécification, nous présentons les résultats de notre modèle canonique avec des variables de contrôle non laguées.

(3) et (4) modifient notre variable dépendante. Nous remplaçons le logarithme de la distance au défaut par la distance au défaut, mesure plus conventionnelle, sans que cela n'affecte nos résultats. Il en est de même pour la régression (5) où nous préférons au Lerner, déterminé selon la méthodologie de Koetter et al. (2012), un Lerner qualifié d'alternatif (définie dans la section II).

(3)

*Sensibilité de l'influence du Lerner sur la MES (tableau 4)*

Nous pratiquons des tests similaires afin de vérifier les estimations de notre second modèle. Les régressions (3) et (4) du tableau 2 sont ainsi obtenues, ce que nous avons déjà commenté, à partir des MCO sans que l'on note de véritables modifications de nos résultats. Le Lerner alternatif ainsi qu'une nouvelle MES, définie en considérant des événements moins extrêmes, sont enfin utilisés dans les régressions du tableau (4). Ces dernières révèlent que nos résultats sont robustes à la définition donnée du Lerner ainsi qu'au seuil du MES considéré.

(4)

Suite aux différents tests de sensibilité entrepris, il nous apparaît que les résultats de la sous-section précédente peuvent être confirmés. Le Lerner, c'est-à-dire le pouvoir de marché, aurait une influence très significativement positive sur la distance au défaut, alors qu'il engendrerait un effet opposé sur la MES. D'autre part, alors que les indicateurs de solvabilité semblent avoir une portée importante sur le risque individuel, ce sont les indicateurs de liquidité qui en ont une sur le risque systémique.

## Conclusion

Notre article a analysé le lien empirique existant entre pouvoir de marché et risque individuel ainsi que systémique. Notre recherche est à notre connaissance la première comparant simultanément dans une même étude l'influence du pouvoir de marché sur ces deux types de risque. Les résultats obtenus semblent justifier la distinction opérée. Utilisant des données bancaires individuelles pour un ensemble de 52 banques européennes cotées sur la période 2005-2011, nous observons en effet une double relation entre risques et pouvoir de marché.

Il apparaît tout d'abord que le pouvoir de marché a une influence positive sur la distance au défaut des banques. Ce dernier conduit ainsi à une réduction des risques portés individuellement. Ces résultats intermédiaires semblent donc justifier la politique concurrentielle mise en place cette dernière décennie, tenant pour l'essentiel sur l'idée d'une concurrence déstabilisatrice. Toutefois, les résultats obtenus reposent sur une mesure individuelle du risque, et un cadre d'équilibre partiel. Or, l'hypothèse d'un risque exogène semble difficilement tenable dans une industrie de réseau aux interconnexions importantes. Les risques étant endogènes, il faut donc les observer à l'échelle du système plutôt qu'à un niveau individuel. De nombreux travaux ont d'ailleurs précédemment justifié la supériorité de telles approches.

Notre étude a donc eu recours dans un second temps à une analyse du risque systémique et plus particulièrement de la contribution de chaque banque à ce risque. Notre indicateur de risque émane des travaux d'Acharya et *al.* (2010) et de leur mesure : la MES. Il ne constitue donc qu'une mise en application particulière du concept de Shapley value (Shapley, 1953) en allouant à chaque membre d'un groupe son *power index*, dans notre cadre, sa contribution au risque systémique. Les résultats déterminés offrent un tout autre effet au pouvoir de marché. Il apparaît effectivement que ce dernier conduise à une augmentation de la contribution au risque systémique.



Le pouvoir de marché aurait donc un effet divergent en fonction du risque étudié. Il conduirait à une réduction des risques individuels conjointement à une hausse du risque systémique. Cette différenciation des risques nous semble être analogue à une distinction entre risques internalisés par les acteurs, et ceux externalisés, reposant sur la société.

La mise en évidence d'une concurrence aux effets antinomiques sur le risque individuel et systémique constitue une contribution intéressante à la littérature déjà établie, en permettant notamment de justifier la segmentation de cette dernière autour de deux paradigmes antithétiques. Théoriquement, l'influence positive du pouvoir de marché sur le risque individuel pourrait résulter d'une aversion plus forte au risque, car les coûts d'opportunité à la faillite seraient plus grands lorsqu'une banque a des rentes (paradigme de la *franchise value*), tout comme il pourrait résulter d'une plus forte diversification. L'effet positif sur le risque individuel observé peut donc se justifier à partir des arguments développés par les tenants d'une concurrence déstabilisatrice. Au contraire, le rôle négatif joué par le pouvoir de marché sur la contribution au risque systémique, pourrait être explicité à partir des arguments supportant la thèse d'une concurrence stabilisatrice.

Trois éléments théoriques pourraient expliquer l'effet contributif au risque systémique du pouvoir de marché. Ce dernier entraînerait tout d'abord un *risk shifting*, non des emprunteurs aux banques, comme certains travaux théoriques l'ont développé, mais d'une banque à la société. Les subventions TBTF pourraient d'ailleurs en être à l'origine. Enfin, en permettant une diversification plus poussée, le pouvoir de marché mènerait à des banques aux portefeuilles plus diversifiées mais présentant globalement moins de diversité (Haldane, 2009). L'incitation *too many to fail* renforcerait par ailleurs cet effet. Ainsi, la diversification qui serait sans conteste favorable du seul point de vue microéconomique, ne le serait plus lorsqu'on adopte une vision globale (Wagner, 2009).

Au final, il apparaît donc que la grande majorité des arguments théoriques peuvent aisément s'insérer dans nos résultats. Ainsi, les éléments théoriques ne s'opposent pas mais se complètent.

En termes de politique économique, nos travaux soulignent l'impérieuse nécessité de considérer une approche macroéconomique en sus de l'approche microéconomique, cela étant susceptible d'apporter des informations complémentaires. Le laisser-aller de la politique concurrentielle cette dernière décennie vis-à-vis de certaines distorsions de la concurrence ou de certaines fusions laisserait à penser que le régulateur, si compter que sa politique ne réponde qu'à une logique de stabilité, n'a pas eu une vision suffisamment macroéconomique des risques. Il est d'ailleurs révélateur de noter que des critiques analogues ont été formulées à l'encontre de la politique prudentielle. Toutefois, nous ne soutenons pas l'adoption d'une approche au détriment d'une autre. Les deux approches se complètent et peuvent permettre de raffiner la relation existante et par ce biais la politique mise en place. En effet, alors que le pouvoir de marché a un coût, en augmentant la fragilité systémique, il a également un bénéfice en réduisant la fragilité individuelle.

Nos résultats indiquent donc que le pouvoir de marché serait déstabilisateur car il induirait certaines externalités non internalisées. Deux solutions de politiques économiques peuvent donc être préconisées recourant chacune à une politique distincte.

La première serait d'internaliser ces externalités, ce qui est du ressort de la politique prudentielle. Dans un monde idéal, il serait en effet facile à cette dernière de mettre en place des surcharges en capital permettant d'internaliser complètement le risque systémique engendré. En internalisant l'ensemble des risques, la régulation permettrait de rétablir un pouvoir de marché véritable, tenant à la stratégie adoptée par la banque et non à des distorsions créées par certains éléments prudentiels. Dans ce monde idéal, une fois les risques totalement internalisés, le pouvoir de marché deviendrait stabilisateur, ce

qu'illustrent nos résultats obtenus à partir d'une mesure du risque individuel ou dit autrement, à partir du risque internalisé. Toutefois, la récente crise financière a mis en lumière, si cela était nécessaire, que ce *first best* idéal était très certainement difficilement atteignable. La régulation prudentielle s'est en effet montrée particulièrement défaillante lorsqu'il s'est agi d'internaliser les risques. D'ailleurs, plutôt que de limiter l'effet du pouvoir de marché sur le risque systémique, les normes prudentielles découlant de Bâle II, ont alimenté ce *trade off* en renforçant les distorsions de la concurrence. Une réforme de la régulation prudentielle pourrait cependant limiter à l'avenir ces effets et favoriser l'internalisation des risques jusqu'alors externalisés et ainsi limiter les distorsions à la concurrence créées. Historiquement, il est vrai que la qualité de la régulation s'est améliorée suite aux crises, la crise de 1929 en étant l'illustration la plus marquante. Bien qu'il soit possible d'internaliser un certain nombre de risque ce que la réforme de Bâle III ou certaines régulations prudentielles nationales permettent, il est illusoire de penser que la régulation puisse à l'avenir internaliser l'ensemble des risques. Ainsi, afin de limiter l'instabilité la politique de la concurrence pourrait avoir un rôle à jouer et constitue donc la seconde voie de politique économique.

En vue de limiter l'influence déstabilisatrice du pouvoir de marché sur le risque systémique, une politique concurrentielle pro active visant à modifier les structures de marché et stimuler la concurrence pourrait donc s'imposer jusqu'à un certain degré. Ainsi, il serait possible de se rapprocher du niveau de pouvoir de marché permettant une maximisation des bénéfices et une minimisation des coûts liés à l'instabilité. Toutefois, les outils de la politique concurrentielle sont assez limités, d'autant que la réglementation actuelle en Europe fait des marchés bancaires, des marchés en théorie tout à fait contestables. Le seul véritable volet d'action consisterait à limiter certaines structurations autour de groupes toujours plus importants.

Au final, l'étroitesse du canal d'action de la politique concurrentielle milite donc pour une coordination accrue des politiques concurrentielle et prudentielle. Cette dernière dispose en effet d'un canal d'action large pouvant, comme nous l'avons précisé, permettre une modification des structures concurrentielles.

# Annexes

## Statistiques descriptives

Variables	Moyenne	Ecart-Type	Min	Max
ln(DD)	1.0351	0.8340	-4.1915	2.7433
DD	3.5969	2.2973	0.0151	15.5381
MES	12.2991	5.2697	0.0000	29.4899
Lerner1	0.5465	0.2797	0.0003	1.2755
Lerner alternatif	0.1799	1.1380	-8.9551	1.1485
Ratio de levier	5.3803	2.2350	0.4200	14.7900
Ratio tier one	8.8870	2.2285	2.0200	18.9000
Actifs liquide	36.8743	28.3512	2.6540	170.7790
Ratio de dépôt	0.4515	0.1690	0.0540	0.9681
ln(total de l'actif)	11.9504	1.4711	9.0305	15.0510
Dérivés	0.0647	0.0865	0.0000	0.5560
Trading	0.0852	0.0820	0.0000	0.4100
Diversification	0.5824	0.8193	0.2482	13.9305
Croissance du PIB	0.6929	2.7637	-8.3543	6.1527
Ratio crédit sur PIB	1.6371	0.5110	0.0000	2.5874
<i>Instruments :</i>				
ROAA	0.4324	0.8228	-6.3600	1.9700
Ratio cost to income	61.4468	16.2654	24.8760	185.3880

Données	Description	Source
DD	Distance au défaut individuelle des banques calculée à partir du modèle de Merton (1974). 4 inputs sont nécessaires : cours des actions, valeur de marché de la banque, endettement ainsi qu'un taux sans risque (EURIBOR 12 mois)	Datastream(2012), ECB(2012), propres calculs
MES	Mesure de contribution individuelle d'une banque au risque systémique obtenue à partir des distances au défaut individuelles des banques ainsi que celle agrégé de l'ensemble du système	Datastream(2012), propres calculs
Lerner	L'indice de Lerner donne une estimation du pouvoir de marché. Il est obtenu à partir de différentes données bancaires individuelles intégrées dans une fonction translog	Bankscope (2012), propres calculs
Ratio de levier	Le ratio de levier est égal à l'inverse du levier. Il est obtenu en divisant le total du capital par l'actif	Bankscope (2012)
Ratio tier one	Ratio égale au rapport entre le capital tier one et l'actif. Le capital tier one est constitué des ressources ayant une forte capacité d'absorber les pertes	Bankscope (2012)
Actifs liquide	Ratio fournit par Bankscope égal au rapport entre les actifs liquides et les ressources exigibles à court terme (dépôts ou ressources court terme)	Bankscope (2012)
Ratio de dépôt	Ratio des dépôts sur l'ensemble de l'actif	Bankscope (2012)
ln(total de l'actif)	Logarithme du total de l'actif	Bankscope (2012)
Dérivés	Part des dérivés dans l'actif total	Bankscope (2012)
Trading	Part des actifs de trading dans l'actif total	Bankscope (2012)
Diversification		
Croissance du PIB	Croissance du Produit Intérieur Brut	World Development Indicator (WDI)
Ratio crédit sur PIB	Agrégation des encours de crédit d'une économie sur son PIB	World Development Indicator (WDI)
<i>Instruments :</i>		
ROAA	Rentabilité bancaire individuelle	Bankscope (2012)
Ratio <i>cost to income</i>	Ratio coûts généraux sur revenus totaux	Bankscope (2012)

**Tableau 1 : Distance au défaut**

	(1) 2SLS, fe robust	(2) 2SLS, fe robust	(3) 2SLS, fe robust	(4) 2SLS, fe robust	(5) 2SLS, fe robust	(6) 2SLS, country-effects
Variable dépendante	ln(DD)	ln(DD)	ln(DD)	ln(DD)	ln(DD)	ln(DD)
Lerner	4.3706*** (0.000)	4.46*** (0.000)	4.69216*** (0.000)	4.6553*** (0.000)	0.6334*** (0.000)	5.632*** (0.000)
Ratio de levier	0.0136 (0.823)		0.0222 (0.733)	0.0158 (0.814)		-0.0946 (0.111)
Ratio tier one	0.07203* (0.058)		0.06763* (0.085)	0.1022*** (0.000)	0.0737** (0.063)	0.0808 (0.148)
Actifs liquide	-0.0057 (0.391)		-0.0070 (0.319)	-0.0017 (0.813)		-0.0143*** (0.009)
Ratio de dépôt	0.4400 (0.587)		0.3447 (0.669)	1.2431 (0.103)		1.1029** (0.031)
ln(total de l'actif)	0.1926 (0.636)		0.1948 (0.644)	-0.7583*** (0.009)		-0.6277*** (0.001)
Dérivés	-1.4675 (0.199)		-1.5166 (0.199)	-3.1888*** (0.003)	-1.8165** (0.054)	-3.9531*** (0.003)
Trading	1.5681 (0.321)		1.8763 (0.253)	1.8821 (0.272)		0.7730 (0.604)
Diversification	0.0657** (0.042)		0.074** (0.022)	0.0706** (0.047)	0.0675*** (0.009)	0.1218*** (0.01)
Croissance du PIB	0.0416 (0.155)	0.0319 (0.322)		0.0204* (0.056)		0.0006 (0.99)
Ratio crédit sur PIB	0.1108 (0.518)	0.0889 (0.581)		-0.1557 (0.466)		0.2724 (0.563)
Time dummies	oui	oui	oui	non	oui	oui
Nb d'observations	258	270	258	258	270	270
Nb de groupes	51	52	51	51	52	52
R2	61.85	59.16	59.29	49.63	61.14	63.15
F stat	22.27 (0.000)	42.64 (0.000)	24.56 (0.000)	18.98 (0.000)	36.60 (0.000)	7.36 (0.000)
Hansen J test	1.475 (0.2246)	0.903 (0.3422)	1.305 (0.2533)	1.888 (0.1694)	0.822 (0.3646)	1.205 (0.2723)
Underidentification test	15.004 (0.0006)	19.708 (0.0001)	14 (0.0009)	14.770 (0.0006)	16.235 (0.0003)	12.813 (0.0017)
Instruments	ROAA/Cost to income	ROAA/cost to income	ROAA/cost to income	ROAA/cost to income	ROAA/cost to income	ROAA/cost to income

Le Lerner index a été instrumenté par le rendement des actifs (ROAA) ainsi que le ratio coût généraux sur actifs (cost to income). (1) correspond à notre modèle de base : estimation selon les 2SLS, erreur type robustes, effets fixes et temporelles. (2) Exclusion de l'ensemble des variables bancaires spécifiques. (3) Exclusion des variables macroéconomiques. (4) reprend la spécification (1) tableau(1) sans variables muettes temporelles. (5) seul les variables significatives sont conservées. (6) reprend le modèle de base en y adjoignant une variable muette nationale. Entre parenthèse, on retrouve la p-value et \*\*\*, \*\*, \* : la significativité au seuil de 1, 5 et 10%.

**Tableau 2 : MES**

	(1) 2SLS, fe robust	(2) 2SLS, fe robust	(3) Lerner2 / 2SLS, fe robust	(4) Fe robust	(5) 2SLS, fe robust	(6) 2SLS, country-effects
Variable dépendante	MES10	MES10	MES10	MES10	MES10	MES10
Lerner	5.706945*** (0.008)	4.5024* (0.054)	5.693585** (0.026)	5.821728** (0.011)	5.5861*** (0.005)	8.3472** (0.011)
Ratio de levier	0.5095** (0.012)	0.5108** (0.013)	0.1184 (0.735)	0.3089 (0.261)	0.7106*** (0.000)	0.082 (0.667)
Ratio tier one	0.0357 (0.803)	0.0189 (0.897)	0.5905 (0.221)	0.0523 (0.757)	-0.186* (0.076)	-0.0214 (0.918)
Actifs liquide	-0.0475** (0.047)	-0.0407* (0.098)	-0.0608** (0.03)	-0.0113 (0.678)	-0.0354 (0.16)	-0.0444** (0.023)
Ratio de dépôt	-9.8281*** (0.001)	-9.306*** (0.001)	-13.2774*** (0.004)	-10.4037*** (0.006)	-12.3291*** (0.000)	-4.7273*** (0.009)
ln(total de l'actif)	3.2726** (0.032)	3.2123** (0.034)	3.5895* (0.088)	2.5352 (0.182)	4.4859*** (0.000)	0.4183 (0.397)
Dérivés	-6.5193 (0.156)	-5.5548 (0.241)	-12.2011* (0.097)	-9.9495 (0.141)	-6.7329 (0.143)	-1.4846 (0.706)
Trading	5.9269 (0.257)	5.1792 (0.331)	6.8877 (0.261)	0.0098 (0.999)	5.5051 (0.319)	15.8381*** (0.004)
Diversification	0.2102** (0.027)	0.1649 (0.103)	0.2554** (0.029)	0.0947 (0.338)	0.1958** (0.082)	0.1591 (0.223)
Croissance du PIB		0.0931 (0.456)		0.1595 (0.183)	0.1263** (0.011)	
Ratio crédit sur PIB		-0.8360 (0.396)		0.2250 (0.91)	-0.9980 (0.251)	
Time dummies	oui	oui	oui	oui	oui	oui
Nb d'observations	261	261	261	261	261	262
Nb de groupes	51	51	52	52	51	51
R2	29.06	29.83		32.20	24.45	46.87
F stat	7.33 (0.000)	6.37 (0.000)			7.40 (0.000)	15.69 (0.000)
Hansen J test	1.324 (0.2498)	1.446 (0.2296)	2.084 (0.1488)		0.824 (0.3639)	0.493 (0.4827)
Underidentification test	11.205 (0.0037)	11.688 (0.0029)			12.702 (0.0017)	11.026 (-0.004)
Instruments	cost to income/ROAA	cost to income/ROAA	cost to income/ROAA	cost to income/ROAA	cost to income/ROAA	cost to income/ROAA

Le Lerner index a été instrumenté par le rendement des actifs (ROAA) ainsi que le ratio coût généraux sur actifs (cost to income). (1) correspond à notre modèle de base : estimation selon les 2SLS, erreur type robustes, effets fixes et temporelles. (2) Ajout de variables macroéconomiques. (3) Prise en compte du Lerner alternatif. (4) modèle estimé à partir des MCO. (5). (6) reprend le modèle de base en y adjoignant une variable muette nationale. Entre parenthèse, on retrouve la p-value et \*\*\*, \*\*, \* : la significativité au seuil de 1, 5 et 10%.

**Tableau 3 : Robustesse distance au défaut**

	(1) 2SLS, re	(2) OLS, fe robust	(3) 2SLS, fe robust	(4) 2SLS, re	(5) Lerner2/2SLS robust	(6) 2SLS, fe robust	(7) 2SLS, fe robust
Variable dépendante	ln(DD)	ln(DD)	DD	DD	ln(DD)	ln(DD) sans lag	ln(DD) + autre variables
Lerner	4.1897*** (0.000)	1.1771* (0.089)	2.9811*** (0.003)	3.4373*** (0.005)	2.9716*** (0.000)	5.3941*** (0.000)	4.0494*** (0.000)
Ratio de levier	0.0142 (0.675)	0.0477 (0.177)	-0.0388 (0.71)	-0.0206 (0.759)	-0.1996 (0.195)	-0.13** (0.043)	0.0070 (0.904)
Ratio tier one	0.063** (0.02)	0.0737** (0.015)	0.2396* (0.056)	0.2306*** (0.000)	0.3878 (0.122)	0.0051 (0.91)	0.069* (0.053)
Actifs liquide	-0.0094** (0.057)	0.0011 (0.805)	-0.0152 (0.147)	-0.022** (0.026)	-0.0081 (0.373)	0.0006 (0.915)	-0.0044 (0.505)
Ratio de dépôt	0.7501 (0.133)	0.6044 (0.114)	-0.7976 (0.533)	-0.6986 (0.484)	-0.5721 (0.734)	-0.0651 (0.935)	0.6082 (0.445)
ln(total de l'actif)	-0.5059*** (0.000)	-0.1531 (0.133)	-0.3555 (0.551)	-0.4097 (0.101)	0.3722 (0.702)	-0.3582 (0.42)	0.2059 (0.597)
Dérivés	-1.5790 (0.127)	0.1659 (0.818)	-1.6222 (0.443)	-2.2412 (0.238)	-3.2721 (0.305)	-2.8629** (0.024)	-1.7497* (0.096)
Trading	2.1229* (0.094)	-0.3442 (0.767)	1.7063 (0.485)	2.7354 (0.267)	0.9320 (0.673)	-1.0043 (0.478)	1.3672 (0.379)
Diversification	0.0702 (0.106)	-0.0685 (0.106)	0.0504 (0.157)	0.0730 (0.359)	0.0363 (0.361)	-0.0174 (0.529)	0.0685** (0.021)
Croissance du PIB	0.0413 (0.149)	0.0789** (0.056)	0.0313 (0.518)	0.0345 (0.497)	0.1046 (0.127)	0.0184 (0.479)	0.0336 (0.169)
Ratio crédit sur PIB	0.0726 (0.66)	-0.0572 (0.648)	-1.9003*** (0.001)	-1.2523*** (0.000)	-0.3394 (0.505)	0.6781** (0.039)	0.1380 (0.391)
Inflation							0.1012** (0.024)
Liberté financière							0.0021 (0.772)
Time dummies	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui
Nb d'observations	259	258	263	264	259	302	258
Nb de groupes	52	52	51	52	51	52	51
R2	35.73	46.33	79.17	56.49		55.45	64.94
F stat			54.77 (0.000)		11.79 (0.000)	20.76 (0.000)	26.22 (0.000)
Hansen J test	0.878 (0.3489)		0.681 (0.4093)	0.154 (0.6943)	0.958 (0.3278)	0.751 (0.3861)	1.450 (0.2286)
Underidentification test			11.614 (0.0030)		19.3888 (0.001)	19.897 (0.000)	19.672 (0.0001)
Instruments	ROAA/recuring earning power		ROAA/cost to income	ROAA/cost to income	ROAA/cost to income	ROAA/cost to income	ROAA/cost to income

Le Lerner index a été instrumenté par le rendement des actifs (ROAA) ainsi que le ratio coût généraux sur actifs (cost to income). (1) estime le modèle selon les 2SLS avec un effet aléatoire et des erreurs type non robustes. Dans ce seul cas les instruments diffèrent : le *recuring earning power* remplaçant le ratio *cost to income*. (2) figure une estimation suivant les OLS. (3) Reprend le modèle de base avec la distance en défaut en place du logarithme de cette dernière. (4) reprend la spécification (1) tableau(2) en considérant la distance au défaut. (5) Estimation du modèle de base avec le Lerner alternatif. (6) Variables de contrôle non laguées dans le modèle de base. Entre parenthèse, on retrouve la p-value et \*\*\*, \*\*, \* : la significativité au seuil de 1, 5 et 10%.

Tableau 4 : MES alternatif

Variable dépendante	(1) IV robust	(2) IV robust	(3) Fe robust	(4) IV robust Lerner 2
	MES	MES	MES	MES
Lerner	7.6776** (0.017)	9.2762*** (0.001)	10.4412*** (0.001)	5.6912** (0.05)
Ratio de levier	0.4905* (0.09)	0.4955 (0.083)	0.1270 (0.741)	0.1035 (0.792)
Ratio <i>tier one</i>	0.0154 (0.937)	0.0306 (0.87)	0.0935 (0.656)	0.5722 (0.2)
Actifs liquide	-0.0330 (0.32)	-0.0416 (0.21)	0.0098 (0.799)	-0.0393 (0.264)
Ratio de dépôt	-10.8662*** (0.008)	-11.5041*** (0.005)	-13.3495** (0.012)	-13.7581*** (0.008)
ln(total de l'actif)	3.4395* (0.098)	3.5014* (0.095)	1.7704 (0.521)	3.6872 (0.13)
Dérivés	-6.0461 (0.342)	-7.1398 (0.25)	-11.7556 (0.191)	-10.8466 (0.17)
Trading	-1.7988 (0.823)	-0.7207 (0.928)	-8.8391 (0.318)	-1.9374 (0.825)
Diversification	0.2889** (0.037)	0.3462*** (0.009)	0.1268 (0.349)	0.2771* (0.053)
Croissance du PIB	0.1346 (0.425)		0.2237 (0.218)	0.2378 (0.222)
Ratio crédit sur PIB	-0.8616 (0.479)		0.2299 (0.928)	-1.6509 (0.259)
Time dummies	oui	oui	oui	oui
Nb d'observations	260	260	260	261
Nb de groupes	51	51	52	51
R2	35.55	34.89		15.52
F stat	7.23 (0.000)	8.23 (0.000)		6.09 (0.000)
Hansen J test	0.499 (0.4798)	0.420 0.5169		0.17 (0.6798)
Underidentification test	11.953 (0.0025)	11.442 (0.0033)		18.409 (0.001)
Instruments	cost to income/ROAA	cost to income/ROAA	cost to income/ROAA	cost to income/ROAA

La constante a été omise du tableau de régression. Le Lerner index a été instrumenté par le rendement des actifs (ROAA) ainsi que le ratio coût généraux sur actifs (cost to income). (1) régression canonique. (2) exclusion des variables macroéconomiques. (3) estimation par les MCO. (4) utilisation d'un Lerner alternatif dans notre régression de base. Entre parenthèse, on retrouve la p-value et \*\*\*, \*\*, \* : la significativité au seuil de 1, 5 et 10%.

	ln(DD)	DD	MES	Lerner1	Lerner alternatif	Ratio de levier	Ratio tier one	Actifs liquide	Ratio de dépôt	ln(total de l'actif)	Dérivés	Trading	Diversification	Croissance du PIB	Ratio crédit sur PIB	ROAA	Ratio cost to income
ln(DD)	1																
DD	0.8242	1															
MES	-0.004	-0.0892	1														
Lerner1	0.1714	0.0875	0.3625	1													
Lerner alternatif	-0.0324	-0.0354	0.2672	0.4135	1												
Ratio de levier	0.2152	0.2319	-0.0383	-0.1712	-0.0372	1											
Ratio tier one	-0.2096	-0.2173	0.0277	0.1539	0.0347	0.0535	1										
Actifs liquide	0.119	0.0871	0.1249	0.6155	0.2482	-0.2187	0.1771	1									
Ratio de dépôt	0.1124	0.1116	-0.1878	-0.3699	-0.0542	0.2739	-0.0612	-0.5071	1								
ln(total de l'actif)	-0.0915	-0.1419	0.4499	0.7785	0.4798	-0.3948	0.202	0.4966	-0.3177	1							
Dérivés	-0.1311	-0.2093	0.2672	0.548	0.1683	-0.3971	0.2732	0.4274	-0.4502	0.6182	1						
Trading	0.1819	0.1811	0.1449	0.5326	0.2169	-0.1661	0.1177	0.8457	-0.2389	0.4704	0.3372	1					
Diversification	-0.1041	-0.1105	0.0494	0.0907	0.0494	-0.1126	0.0254	0.103	-0.0696	0.1011	0.318	0.0465	1				
Croissance du PIB	0.4974	0.5127	0.018	0.1777	-0.0533	-0.0459	-0.1101	0.0984	-0.0435	0.0044	-0.0242	0.0967	-0.0456	1			
Ratio crédit sur PIB	-0.25	-0.2532	0.226	-0.0434	0.1078	-0.1044	0.1008	-0.2134	0.0373	0.1423	0.0768	-0.1909	-0.0489	-0.1847	1		
ROAA	0.581	0.4712	0.1618	0.1902	-0.0088	0.3356	-0.0108	0.0668	0.1301	-0.1124	-0.1459	0.0828	-0.1223	0.3267	-0.1819	1	
Ratio cost to income	-0.3258	-0.2654	-0.1944	0.0006	0.0421	-0.2841	-0.0569	0.1849	-0.1602	0.1448	0.3856	0.1102	0.4669	-0.0936	-0.1335	-0.371	1



## Références

- Acharya, V., (2009), « A Theory of Systemic Risk and Design of Prudential Bank Regulation », *Journal of Financial Stability*, 5(3), 224-255.
- Acharya, V., Pedersen, L., Philippe, T., Richardson, M., (2010), « Measuring Systemic Risk », *Manuscript, Stern School, New York University*.
- Acharya, V., Yorulmazer, T., (2007), « Too Many to Fail - An Analysis of Time- inconsistency in Bank Closure Policies », *Journal of Financial Intermediation*, 16(1), 1-31.
- Adrian, T., Brunnermeier, M., (2011), « CoVaR », *Manuscript, Federal Reserve Bank of New York*.
- Aglietta, M., Scialom, L., (2009) « A systemic approach to financial regulation: a European Perspective », *Economie Internationale*, 2010/3 (n° 123).
- Allen, F., Gale, D., (2000), « Comparing financial systems », *Cambridge, MA: MIT Press*.
- Allen, F., Gale, D., (2000), « Financial contagion », *Journal of Political Economy*, 108(1), 1-29.
- Anginer, D., Demirguc-Kunt, A., Zhu, M., (2012), « How does deposit insurance affect bank risk ? Evidence from the recent crisis », *World Bank*.
- Akhigbe, A., Madura, J., Martin, A.D., (2007), « Effect of Fed policy actions on the default likelihood of commercial banks », *The Journal of Financial Research* 1, 147–162.
- Baele, L., De Jonghe, O., Vander Venet, R., (2007), « Does the stock market value bank diversification? », *Journal of Banking Finance*, 31, 1999-2023.
- Barrell, R., Davis, P., Karim, D., Liadze, I., (2009), « Bank Regulation, Property Prices and Early Warning Systems for Banking Crisis in OECD Countries », *NIESR Discussion Paper*.
- Beck, T., (2008), « Bank Competition and Financial Stability: Friends or Foes? », *World Bank Policy Research Working Paper*, 4656.
- Beck, T., De Jonghe, O., Schepens, G., (2012), « Bank competition and stability: Cross-country Heterogeneity », *Journal of Financial Intermediation*.
- Beck, T., Demirgüç-Kunt, A., Levine, R., (2003), « Bank Concentration and Crises », *National Bureau of Economic Research Working Paper*, 9921.
- Beck, T., Demirgüç-Kunt, A., Levine, R., (2006), « Bank Concentration, Competition, and Crises: First Results », *Journal of Banking and Finance*, 30, 1581-1603.
- Beck, T., Demirgüç-Kunt, A., Levine, R., (2006), « Bank Concentration and Fragility: Impact and Mechanics », *In: Stulz, R., and Carey, M. (eds), The Risks of Financial Institutions, National Bureau of Economic Research*.

Berger, A.N., Klapper, L.F. and Turk-Ariss, R., 2009, « Bank Competition and Financial Stability », *Journal of Financial Services Research* 35, 99-118.

Bernoth, K., Pick, A., (2011), « Forecasting the fragility of the banking and insurance sectors », *Journal of Banking & Finance* 35, 807–818.

Besanko, D. and Thakor, A.V., (1993), « Relationship banking, deposit insurance and bank Portfolio », in C. Mayer and X. Vives (eds), *Capital Markets and Financial Intermediation*, Cambridge, UK: Cambridge University Press, 292-318.

Boot, A.W. and Greenbaum, S., (1993), « Bank regulation, reputation and rents: theory and policy implications », in C. Mayer and X. Vives (eds), *Capital Markets and Financial Intermediation*, Cambridge, UK: Cambridge University Press, 262-285.

Bordo, M. D., Eichengreen, B., Klingebiel, D., and Martinez-Peria, M., (2001) « Is the crisis problem growing more severe? », *Economic Policy: A European Forum*, 51–75.

Borio, C., (2003), « Towards a Macroprudential Framework for Financial Supervision and Regulation? », *BIS Working Paper* 128.

Borio, C., Furfine, C., Lowe, P., (2001), « Procyclicality of the Financial System and Financial Stability: Issues and Policy Options », in *Marrying the Macro- and Micro-Prudential Dimensions of Financial Stability*, *BIS Papers* 1, 1–57.

Borio, C., Shim, I., (2007), « What can (macro)-prudential policy do to support monetary policy? », in *Bank of Thailand (ed), Inflation targeting in emerging market countries. Also available as BIS Working Papers, no 242, December.*

Bos, J., Koetter, M., Kolari, J., Kool, C., (2008), « Effects of heterogeneity on bank efficiency scores », *European Journal of Operation*, Volume 195, Issue 1, Pages 251–261.

Boyd, J. H., De Nicolo G., (2005), « The Theory of Bank Risk Taking and Competition Revisited », *Journal of Finance*, 60 (3), 1329-1343.

Boyd, J. H., De Nicolo, G., Jalal, A. M., (2006), « Bank Risk-Taking and Competition Revisited: New Theory and New Evidence », *IMF Working Paper*, 06/29.

Boyd, J. H., Prescott, E., (1986), « Financial Intermediary-Coalition », *Journal of Economic Theory*, 38, 211-232.

Brunnermeier, M., Crockett, A., Goodhart, C., Persaud, A., D., Shin, H., (2009), « The Fundamental Principles of Financial Regulation », *Geneva Reports on the World Economy* 11.

Caminal, R., Matutes, C., (2002), « Market Power and Banking Failures », *International Journal of Industrial Organization*, 20, 1341–136.

Caprio, G., Klingebiel, D., (1997), « Bank Insolvency: Bad Luck, Bad Policy, or Bad Banking », in Bruno, M. and B. Plakovic (eds.), *Annual World Bank Conference on Developing Economics*, Washington, World Bank.

Caprio, G., Klingebiel, D., (1999), « Episodes of Systemic and Borderline Financial Crises », *Washington, D.C. World Bank Mimeo.*

Carletti, E., Hartmann, P., (2002), « Competition and Stability: What is Special About Banking? », *European Central Bank Working Paper Series*, 146.

Cecchetti, S.G., Kohler, M., Upper, C., (2009), « Financial crises and economic activity », *paper presented at the Federal Reserve Bank of Kansas City symposium at Jackson Hole, August.*

Chan, Y.S., Greenbaum S.I., Thakor A.V., (1986), « Information reusability, competition and bank asset quality », *Journal of Banking and Finance*, 10, 255-276.

Crosbie, P., Bohn, J., (2003), « Modeling default risk. Mimeo », *Moody's KMV.*

Demirguc-Kunt, A., Detragiache, E., (1998), « The Determinants of Banking Crises in Developed and Developing Countries », *IMF Staff Paper, Vol. 45, No. 1, International Monetary Fund, Washington.*

Demsetz, R (1973), « Industry structure, market rivalry and public policy », *Journal of Law and Economics*, 16, 1-9.

Demsetz, R., Saldenberg, M., Strahan, P., (1996), « Banks with Something to Lose: The Disciplinary Role of Franchise Value », *Economic Policy Review (Federal Reserve Bank of New York)*, 2(2), 1–14.

Dermine, J., (1986), « Deposit rates, credit rates and bank capital: the Klein-Monti model revisited », *Journal of Banking and Finance*, 10, 1, 99-114.

Dick, A., (2006), « Nationwide Branching and Its Impact on Market Structure, Quality, and Bank Performance », *Journal of Business*, 79(2), 567-592.

Elzinga, K., G., Mills, D., E., (2011), « The Lerner Index of Monopoly Power : Origins and Uses » *American Economic Review*, vol 101, n3.

European Central Bank, (2005), « Bank market discipline », *Monthly Bulletin*. February 2005.

Fungáčová, Z., Weill, L., (2009), « How Market Power Influences Bank Failures : Evidence from Russia », *BOFIT Discussion Paper No.12/09, Bank of Finland.*

Freixas, X., Parigi, B., Rochet, J.C.,(2000), « Systemic Risk, Interbank Relations, and liquidity Provision by the Central Bank », *Journal of Money, Credit and Banking Vol. 32, No. 3, Part 2: What Should Central Banks Do?*, pp. 611-638

Gauthier, C., Lehar, A., Souissi, M., (2009), « Macroprudential Capital Requirements and Systemic Risk », *Bank of Canada Working Paper.*

Goldstein, I., Pauzner, A., (2004), « Contagion of Self-Fulfilling Financial Crises Due to Diversification of Investment Portfolios », *Journal of Economic Theory*, 119, 151–183.

Gropp, R., Vesala, J., Vulpes, G., (2006), « Equity and bond market signals as leading indicators of bank fragility », *Journal of Money, Credit and Banking* 38, 399–428.

Haldane, A., (2010), « The \$100 billion question », *Bank of England.*

Hellmann, T. F., Murdock K., Stiglitz J., (2000), « Liberalization, Moral Hazard in Banking and Prudential Regulation: Are Capital Requirements Enough? », *American Economic Review*, 90, 147-165.

Hicks, J. R., (1935), « Annual Survey of Economic Theory: The Theory of Monopoly », *Econometrica* 3 1-20.

Hillegeist, S.A., Keating, E.K., Cram, D.P., Lundstedt, K.G., (2004), « Assessing the probability of bankruptcy », *Review of Accounting Studies* 9, 5–24.

Jayarathne, J., Strahan, P.E., (1998), « Entry restrictions, industry evolution, and dynamic efficiency: evidence from commercial banking », *Journal of Law and Economics*, XLI, April, 239-273.

Jiménez, G., Lopez, J. A., Saurina, J., (2007), « How Does Competition Impact Bank Risk-Taking? », *Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper Series*, 23.

Keeley, M. C., (1990), « Deposit Insurance, Risk, and Market Power in Banking », *The American Economic Review*, 80, 1183-1200.

Koskela, E., Stenbacka, R., (2000), « Is there a tradeoff between bank competition and financial fragility? », *Journal of Banking and Finance*, 24(12), 1853-1874.

Levy-Yeyati, E. and Micco, A., (2007), « Concentration and Foreign Penetration in Latin American Banking Sectors: Impact on Competition and Risk », *Journal of Banking & Finance* 31, 1633-1647.

Liu, H., Molyneux, P., Wilson, J.O.S., (2010), « Competition and stability in European banking : a regional analysis », *Instituto Luigi Einaudi per gli Studi Bancari Finanziari e Assicurativi (IstEin), Working paper 2010, No. 10.*

Marcus, A., (1984), « Deregulation and bank financial policy », *Journal of Banking and Finance*, 8, 557-565.

Martinez-Miera, D., Repullo, R., (2008), « Does Competition Reduce The Risk of Bank Failure? », *CEMFI Working Paper*, 0801.

Matutes, C., Vives, X., (1996), « Competition for Deposits, Fragility, and Insurance », *Journal of Financial Intermediation*, 5, 184-216.

Matutes, C., Vives, X., (2000) « Imperfect Competition, Risk Taking, and Regulation in Banking », *European Economic Review*, 44, 1-34.

Fernández de Guevara, J., Maudos, J., Pérez, F., (2007), « Integration and competition in the European financial markets », *Journal of International Money and Finance*, 31, 2103–2125.

Merton, R., (1974), « On the pricing of corporate debt: the risk structure of interest rate », *Journal of Finance* 29, 449–470.

Mishkin, F., (1999), « Financial consolidation: dangers and opportunities », *Journal of banking and finance*, 23, 675- 691.

Northcott, C. A., (2004), « Competition in Banking: A Review of the Literature », *Bank of Canada Working Paper*, 2004-24.

Padoa-Schioppa, T., (2001), « Bank competition: A changing paradigm », *European Finance Review*, 5, 13–20.

Panzar, J., Rosse, J., (1987), « Testing for ‘Monopoly’ Equilibrium », *The Journal of Industrial Economics*, 35(4), 443-456.

Peltzman, S., (1977), « The gains and losses from industrial concentration », *Journal of Law and Economics* 20, 229-263.

Perotti, E., Suarez, J., (2002), « Last bank standing: what do I gain if you fail? », *European Economic Review*, 46(9), 1599-1622.

Reinhart, C., Rogof, K., (2009). « The Aftermath of Financial Crises », *American Economic Review*, Vol. 99, No. 2: 466-472.

Schaeck, K., Cihak, M., (2007), « Banking Competition and Capital Ratios », *IMF Working Paper*, 07/216.

Smith, B.D., (1984), « Private information, deposit interest rates and the stability of the banking system », *Journal of Monetary Economics*, 14, 293-317.

Stiglitz, J.E., Weiss, A., (1981), « Credit rationing in markets with imperfect information », *American Economic Review*, 1, 393-410.

Tirole, J., (1988), « The theory of industrial organization », *MIT Press, Cambridge, MA*.

Turk-Ariss, R., (2010), « On the Implications of Market Power in Banking : Evidence from Developed Countries », *Journal of Banking*, 41, 711-775.

Uhde, A., Heimeshoff, U., (2009), « Consolidation in Banking and Financial Stability in Europe : Empirical Evidence », *Journal of banking & finance*, 33(7), 1299-1311.

Vallascas, F., Hagendorff, J., (2011), « Bank resilience to systemic shocks and the stability of banking systems: Small is beautiful », *Journal of International Money and Finance* 31, 1745–1776.

Vallascas, F., Hagendorff, J., (2011), « The Impact of European Bank Mergers on Bidder Default Risk », *Journal of Banking and Finance* 35, 902-915.

Vassalou, M., Xing, Y., (2004), « Default risk in equity returns », *Journal of Finance* 59, 831–868.

Weiss, G., Neumann, S., Bostandzic, D., (2012), « Systemic Risk and Bank Consolidation: International Evidence », *5th Financial Risks International Forum on "Systemic Risk"*, Institut Louis Bachelier