

# Activités de trading des banques commerciales et risque systémique : une séparation entre les activités d'intermédiation et les activités de marché s'impose-t-elle ?

Eric FINA KAMANI<sup>①</sup>

## Résumé

Pour alimenter le débat portant sur la séparation entre les activités de marché et d'intermédiation, cet article s'intéresse aux effets des activités de marché menées par les banques commerciales européennes sur leur exposition au risque systémique. Il montre que les activités de trading n'augmentent que l'exposition des grandes (respectivement petites) banques commerciales au risque systémique mais uniquement lorsque le marché bancaire est fortement (respectivement faiblement) concentré. Cet article souligne ainsi que la séparation entre les activités de marché et les activités d'intermédiation n'est pas une solution incontournable aux effets néfastes de la diversification (*via* les activités de trading) sur le risque systémique ; puisque selon ce résultat, la mise en place de politiques favorisant une harmonisation des niveaux de concentration du secteur bancaire des pays permettrait de remédier à ces effets de la diversification sur le risque systémique. Toutefois, compte tenu de la difficulté à mettre en place de telles politiques, il semblerait qu'une réglementation qui sépare les activités d'intermédiation et les activités de marché soit la solution à l'instabilité du système bancaire européen découlant des activités de trading des banques commerciales.

Classification *JEL* : G11, G21, G28.

**Mots clés :** Activités de trading; banques commerciales; risque systémique; Union bancaire européenne; réglementation prudentielle.

---

<sup>①</sup>C.R.I.E.F (Centre de Recherche sur l'Intégration Economique et Financière), EA 2249, Université, 2 rue Jean Carbonnier, Bâtiment A1, TSA 81100, 86073 Poitiers, cedex 9.

Adresse e-mail : [eric.fina.kamani01@univ-poitiers.fr](mailto:eric.fina.kamani01@univ-poitiers.fr)

**Remerciements** : je tiens à remercier Daniel Goyeau et Noëlle Duport pour leurs commentaires très utiles sur les versions précédentes de cet article. Je reste toutefois seul responsable des erreurs et omissions. Je tiens également à remercier les participants au séminaire du C.R.I.E.F de l'Université de Poitiers du 15 mars 2018 pour leurs précieuses suggestions ainsi que le groupe de recherche C.R.I.E.F et la région Nouvelle Aquitaine en France pour leur soutien financier. Cette recherche a été menée dans le cadre du programme « Gouvernance Bancaire, Stabilité Financière et Performance Macroéconomique » soutenu par la région Nouvelle-Aquitaine.

## 1 - Introduction

Une idée amplement partagée par les économistes est que la diversification réduit le risque de défaillance individuelle. C'est en partie en cohérence avec cette idée que fut mise en place la déréglementation des activités bancaires des années 80 qui a conduit à une profonde restructuration du secteur bancaire des pays développés. Cette restructuration s'est caractérisée par l'émergence des banques universelles et la consolidation de l'industrie bancaire. Dans ce nouvel environnement, grâce aux stratégies de diversification, les banques étaient censées être plus efficaces, plus rentables et moins risquées. Toutefois, si cette mutation structurelle de l'industrie bancaire a permis une réduction des coûts d'intermédiation et donc une amélioration de l'efficacité et de la rentabilité des banques, elle a coïncidé avec une augmentation de la fragilité du système bancaire dont le fait majeur a été la crise de 2007/2008.

Dans ce contexte, plusieurs gouvernements et économistes se sont interrogés au sujet des implications des banques universelles sur la propagation des crises systémiques et, par conséquent, sur la nécessité ou non d'une séparation entre les activités d'intermédiation et les activités de marché. Ces différentes interrogations ont donné naissance par exemple, en Europe, au rapport de la commission Liikanen qui préconise, entre autres, une réglementation qui sépare les activités d'intermédiation et les activités de marché. Or, dans le cadre d'une Union bancaire, comme celle de l'Union bancaire européenne qui i) se caractérise par une hétérogénéité entre les tailles des banques et les structures bancaires des pays ; et qui ii) dispose d'un superviseur unique dont un des objectifs est d'uniformiser la réglementation entre les pays membres de l'Union, la mise en place d'une telle réglementation nous interroge et constitue l'objet de cet article. Cela d'autant plus qu'il semblerait qu'une réglementation qui sépare les activités de marché et les activités d'intermédiation ne se justifie pour les grandes banques que dans un marché concentré. En effet, il est reconnu que les grandes banques ont des techniques de gestion des risques plus sophistiquées (Hughes et Mester 1998), des employés qualifiés et expérimentés. Elles peuvent ainsi tirer profit des avantages de la diversification (Cerasi et Daltung (2000)) et réduire leur exposition au risque systémique. Mais, il est également reconnu que dans un marché concentré, conscientes de leur position *too big to fail*, elles sont enclines à investir dans des activités risquées (Mishkin (1999)) ; ce qui pourrait augmenter leur exposition au risque systémique.

Cet article analyse donc dans quelle mesure les effets des activités de trading des banques commerciales européennes sur leur exposition au risque systémique diffèrent selon leur taille et la concentration du marché bancaire des pays. Autrement dit, cet article s'intéresse aux effets de la diversification des activités (*via* les activités de trading) sur l'exposition des banques au risque systémique.

Cette analyse est particulièrement importante au moins pour deux raisons. Premièrement ces trois dernières années, les autorités de l'union bancaire européenne manifestent un vif intérêt pour la consolidation du secteur bancaire européen *via* les fusions-acquisitions par exemple<sup>1</sup>. Ces fusions-acquisitions pourraient donner naissance à des groupes bancaires plus grands aux activités de plus en plus diversifiées, et consolider davantage le marché bancaire de certains pays européens.

Deuxièmement, la majeure partie des précédents travaux se focalise soit sur les effets de la diversification sur le risque systémique (voir les travaux de Wagner (2008 ; 2010), De Jonghe (2010), Brunnermeier *et al.* (2012), Fahlenbrach *et al.* (2012)), Duport *et al.* (2018)), soit sur les effets de la taille des banques sur la contribution des banques au risque systémique (voir les travaux de Demirguc-Kunt et Huizinga (2013), Bertay *et al.* (2013), Laeven *et al.* (2016), Brownlees et Engle (2017), Cubillas *et al.* (2017)), ou encore sur les effets de la structure du marché sur le risque systémique (voir les travaux de Winton (2000), Boot and Thakor (2000), De Nicolo *et al.* (2004), Kane (2000), Beck *et al.* (2006) Campa et Hernando (2008), Uhde et Heimeshoff. (2009), Weiß *et al.* (2014)). Pourtant, les banques universelles se caractérisent à la fois par leur taille et la diversification de leurs activités et, comme indiqué précédemment, leur accroissement a comme conséquence la consolidation de l'industrie bancaire. À notre connaissance, seuls De Jonghe *et al.* (2015) analysent comment les effets de la diversification sur le risque systémique diffèrent selon la taille des banques et la structure du marché bancaire. Toutefois, si De Jonghe *et al.* (2015) analysent les effets de la diversification des activités des banques au sens large sur le risque systémique, ils n'analysent pas les effets de la diversification au travers des activités de trading de celles-ci sur leur exposition au risque systémique. Or, le débat sur la séparation des activités des banques porte avant tout sur la séparation entre les activités d'intermédiation et les activités de trading.

Notre article apporte donc une contribution conséquente à la littérature existante. En effet, il est le premier à analyser et à montrer comment les effets des activités de trading menées par les banques sur leur exposition au risque systémique diffèrent selon leur taille et la structure du marché bancaire des pays. De manière concrète, par le biais des données de 74 banques européennes de la zone euro sur la période 2002-2016 et de la méthode des moments généralisés, nous montrons que les activités de trading n'augmentent que l'exposition des grandes (respectivement petites) banques commerciales au risque systémique, mais uniquement lorsque le marché bancaire est fortement (respectivement faiblement) concentré. Dès lors, nous montrons également qu'il existe un niveau de concentration du marché bancaire (respectivement de taille de banques) pour lequel cet effet de la diversification sur l'exposition des banques au risque systémique est i) statistiquement non-

---

<sup>1</sup> À ce sujet, voir l'allocution du 27 juin 2017 à Madrid de la présidente du conseil de supervision des banques européennes <https://www.bankingsupervision.europa.eu/press/speeches/date/2017/html/ssm.sp170927.en.html>.

significatif et ii) indépendant de la taille des banques (respectivement de la concentration du marché). Autrement dit, nous montrons qu'une réglementation qui sépare les activités de marché et les activités d'intermédiation ne se justifie que pour les grandes (respectivement petites) banques mais uniquement lorsque le marché est fortement (respectivement peu) concentré.

Il ressort ainsi de notre article qu'une réglementation qui sépare les activités de marché et les activités d'intermédiation ne semble pas être *a priori* la solution aux effets néfastes des activités de marché menées par les banques commerciales sur la stabilité du système bancaire européen. Pour cause, dans un contexte où l'Union bancaire européenne a, entre autres, pour objectif d'assurer l'uniformisation de la réglementation bancaire entre les pays membres de l'Union, la solution devrait être de mettre en place des politiques favorisant une harmonisation des niveaux de concentration du marché bancaire des pays de l'Union.

Toutefois, il nous semble que, compte tenu de la difficulté à mettre en place de telles politiques, une réglementation qui sépare les activités d'intermédiation et les activités de marché devrait être envisagée. En effet, si encourager les fusions entre les petites banques des marchés peu concentrés permettrait à ces marchés (respectivement à ces banques) de converger vers le niveau de concentration (respectivement de la taille de la banque) pour lequel les activités de marché n'ont pas d'effets néfastes sur l'exposition des banques au risque systémique, en revanche, s'agissant des grandes banques dans les marchés concentrés, il semblerait que la solution ne soit pas évidente, cela, d'autant que les grandes banques ont intérêt à accroître leur taille pour davantage bénéficier de la subvention implicite de l'État.

L'article est organisé comme suit : la deuxième section présente la revue de la littérature ; la troisième section expose la méthodologie empirique utilisée ; la quatrième section présente et interprète les résultats de nos estimations ; la cinquième expose l'analyse de robustesse ; la dernière section conclut.

## **2 - Revue de la littérature**

Cet article s'insère dans le prolongement des travaux récents qui évaluent les effets de la diversification des activités des institutions financières sur le risque systémique. Toutefois, il s'écarte des contributions théoriques qui montrent que la diversification d'activités pourrait favoriser l'accroissement du risque systémique. Par exemple, Wagner (2010) compare le niveau de diversification choisi par les banques au niveau optimal pour la société. En s'appuyant sur une distribution uniforme des rendements, il montre que les banques vont au-delà du niveau de diversification optimal pour la société. Acharya (2009) soutient l'idée selon laquelle les banques sont incitées à choisir des actifs corrélés, car elles n'internaliseraient pas les coûts de faillites jointes,

et Duport *et al.* (2018) s'appuient sur la théorie des valeurs extrêmes et montrent que toute stratégie de diversification des institutions financières conduit à une augmentation du risque systémique.

Cet article est donc étroitement lié aux contributions de De Jonghe (2010), Brunnermeier *et al.* (2012), Moshirian *et al.* (2011), De Jonghe *et al.* (2015) et Fina Kamani (2018), qui évaluent empiriquement les effets de la diversification des activités des banques sur leur exposition au risque systémique.

De Jonghe (2010) évalue à partir des banques européennes la relation entre les revenus hors intérêts et l'exposition des banques européennes au risque systémique sur la période 1992-2007. Il montre qu'un accroissement des revenus des différentes activités hors intérêts entraîne une augmentation de l'exposition des banques au risque systémique. Brunnermeier *et al.* (2012) vont dans le même sens à partir d'un échantillon de 538 banques américaines. Moshirian *et al.* (2011) prennent en compte les structures bancaires dans leur analyse et montrent, à partir d'un échantillon de 109 banques de 20 pays développés, que les effets des revenus des différentes activités hors intérêts sur l'exposition des banques au risque systémique diffèrent selon la concentration du marché bancaire des pays. De manière précise, ils montrent que les revenus des activités hors intérêts n'augmentent l'exposition des banques au risque systémique que dans un marché peu concentré. Ils montrent également qu'une augmentation des revenus de trading conduit à une augmentation de l'exposition des banques au risque systémique uniquement dans les marchés peu concentrés. Fina Kamani (2018) analyse dans quelle mesure les effets des activités bancaires non-traditionnelles des banques européennes sur leur exposition au risque systémique diffèrent selon leur taille. Il montre que les activités bancaires non-traditionnelles et particulièrement les activités de trading n'augmentent que l'exposition des petites banques au risque systémique. En ce qui concerne De Jonghe *et al.* (2015) quant à eux, retiennent un échantillon de 2 199 banques de 79 pays, et montrent que seules les petites banques qui diversifient leurs activités voient leur exposition au risque systémique augmenter. En prenant en compte la structure du marché des pays dans leur analyse, ils constatent qu'une grande banque qui se diversifie ne voit son exposition au risque systémique augmenter que dans un marché concentré.

Contrairement à ces travaux empiriques, nous focalisons notre analyse sur les seuls effets des activités de trading des banques commerciales et, nous prenons en compte la taille des banques et la concentration du marché bancaire des pays dans notre analyse. Ceci dans le but d'alimenter le débat sur la question de la séparation entre la banque commerciale et la banque d'affaires. Ainsi, cet article est le premier qui analyse comment les effets des activités de trading des banques

commerciales sur l'exposition des banques au risque systémique diffèrent selon leur taille et la concentration du marché.

### 3 - Méthodologie

Cette section présente les variables, les données, ainsi que la méthodologie économétrique.

#### 3.1 - Variables

Nous nous intéressons aux effets des activités de trading des banques commerciales européennes sur leur exposition au risque systémique. À cet égard, notre variable dépendante est l'exposition des banques au risque systémique. Celle-ci est mesurée par la SRISK (*systemic risk measure*) proposée par Acharya *et al.* (2012) et Brownlees et Engle (2017). Quatre principaux arguments nous conduisent à privilégier la SRISK comme mesure de l'exposition des banques au risque systémique. Premièrement, elle est largement utilisée dans les travaux sur le risque systémique. Deuxièmement, contrairement à la MES ou la Dcovar, par exemple, elle présente l'avantage de reposer sur les données de marché et de bilan. Par conséquent, elle reflète aussi bien l'évolution du marché que les stratégies managériales des banques. Troisièmement, Brownlees et Engle (2017) et Brownlees *et al.* (2017) montrent que la SRISK permet non seulement d'identifier et de hiérarchiser les G-SIBs (Global Systemically Important Banks), mais également de prédire quelles sont les institutions qui sont susceptibles d'être renflouées en cas de crise financière. De plus, Castro et Ferrari (2014) montrent que la Dcovar ne permet pas de hiérarchiser les institutions financières en fonction de leurs contributions au risque systémique, et Idier *et al.* (2014) montrent que la MES n'aurait pas permis de détecter les banques qui seraient plus affectées pendant la crise 2007-2009. Enfin, comme le soulignent Acharya *et al.* (2016), par la manière dont elle est définie, elle est conceptuellement similaire à la méthodologie suivie dans les tests de résistance bancaire dans l'Union européenne.

La SRISK se définit comme le besoin en recapitalisation anticipé d'une institution financière conditionnellement à l'occurrence d'une crise affectant l'ensemble du système financier (Benoit *et al.* 2017). Ainsi, une valeur élevée de la SRISK d'une institution financière traduit une importante exposition au risque systémique. Formellement, Acharya *et al.* (2012) et Brownlees et Engle (2017) définissent tout d'abord le manque en capital d'une institution financière en un instant donné comme suit :

$$CS_{it} = kA_{it} - W_{it} = k(D_{it} + W_{it}) - W_{it}$$

où  $k$  est le ratio de capital<sup>2</sup> que doit respecter une banque (fonds propres réglementaires),  $A_{it}$  est la valeur de l'actif,  $W_{it}$  est la valeur de marché des fonds propres,  $D_{it}$  est la valeur comptable de la dette. Ainsi, une valeur positive de  $CS_{it}$  indique une sous-capitalisation de l'institution financière et une valeur négative traduit une surcapitalisation.

Le déficit ou l'excédent en capital ainsi défini, ils s'inspirent de la MES<sup>3</sup> proposée par Acharya *et al.* (2010) et évaluent le besoin en recapitalisation anticipé d'une institution financière conditionnellement à l'occurrence d'une crise systémique à horizon  $h$  de la manière suivante :

$$SRISK_{it} = E_t (CS_{it+h} | R_{mt+1:t+h} < c)$$

$$SRISK_{it} = kE_t (D_{it+h} | R_{mt+1:t+h} < c) - (1-k)E_t (W_{it+h} | R_{mt+1:t+h} < c)$$

Sous l'hypothèse que la dette ne peut pas être renégociée en situation de crise systémique, l'équation ci-dessus peut être réécrite comme suit :

$$SRISK_{it} = kD_{it} - (1-k)W_{it} (1 + E_t (R_{it+1:t+h} | R_{mt+1:t+h}))$$

ou comme ci-dessous :

$$SRISK_{it} = kD_{it} - (1-k)W_{it} (1 - LRMES_{it})$$

ainsi, le  $LRMES_{it}$  correspond à la perte attendue de la valeur des capitaux propres d'une banque suite à une baisse du rendement du marché en dessous d'un certain seuil à un horizon donné. Acharya *et al.* (2012) proposent d'approximer le déficit marginal attendu à long terme en utilisant la MES<sup>4</sup> journalière comme suit :  $LRMES_{it} = 1 - \exp(18 * MES_{it})$ <sup>5</sup>. La SRISK peut donc prendre des valeurs aussi bien positives que négatives. À l'instar de Laeven *et al.* (2016) ou encore de Leroy et Lucotte (2017), nous considérons aussi bien les valeurs négatives que positives car elles fournissent des informations sur l'exposition relative des banques au risque systémique.<sup>6</sup>

S'agissant des variables explicatives, nous apprécions la diversification des banques *via* les activités de trading à travers la part des revenus de trading dans l'ensemble de revenus. La taille des banques

<sup>2</sup> À l'instar de Leroy et Lucotte (2017) et comme suggérés par Engle *et al.* (2015) et Brownlees et Engle (2017), nous fixons le ratio de capital prudentiel à 5.5%.

<sup>3</sup> Une dérivation formelle de la MES est présentée en annexe.

<sup>4</sup> Pour un seuil C égal à 2%

<sup>5</sup> Cette approximation représente la perte anticipée à un horizon de six mois conditionnellement à une baisse du marché de plus de 40% dans les six prochains mois.

<sup>6</sup> Acharya *et al.* (2012) ne retiennent que les valeurs positives parce que leur objectif est d'évaluer le besoin en capital d'une institution financière conditionnellement à l'occurrence d'une crise systémique.

est évaluée par le logarithme de l'actif total de la banque. Et la concentration du marché bancaire des pays de la zone euro, nous l'évaluons à partir de l'indice de Hirschmann-Herfindhal.<sup>7</sup> Afin d'éviter des biais dans nos estimations dus à l'omission de certaines variables dans nos spécifications économétriques, nous rajoutons des variables de contrôle. Le choix de ces variables s'appuie sur la littérature des déterminants sur le risque systémique.<sup>8</sup> On identifie parmi ceux-ci deux catégories de déterminants : ceux spécifiques aux banques et ceux d'ordre macroéconomiques. En ce qui concerne les variables spécifiques aux banques, nous retenons comme variables de contrôle les ratios : provisions pour prêts sur l'ensemble des prêts, dépôts sur actifs liquides, et enfin le revenu net sur fonds propres. Ces variables permettent de prendre en compte les stratégies de gestion du risque de crédit et de liquidité des banques ainsi que leur rentabilité. En termes de variables macroéconomiques, nous retenons la croissance du produit intérieur brut (PIB) et l'inflation. La croissance du PIB permet de prendre en compte les cycles économiques (évolution des prêts non performants), et l'inflation permet de contrôler les déséquilibres macroéconomiques.

### 3.2 - Données

Dans cet article, nous considérons les données d'un panel non cylindré de 74 banques cotées de la zone euro sur la période 2002-2016. Le tableau A1 dans les annexes présente les banques incluses dans notre échantillon, leur pays d'origine ainsi que la taille de leur bilan en 2016 en milliers d'euros. À la fin 2016, le total des actifs de ces banques était de 16 554 milliards d'euros, ce qui représente plus de la moitié de tous les actifs bancaires de la zone euro. De manière concrète, pour réaliser cette étude, nous ne retenons que les banques de dépôt pour lesquelles les informations sur les états financiers sont disponibles dans la base de données Bankscope et Fitch en compte consolidé. De plus, la SRISK étant évaluée à partir des données de marché, les banques non cotées sont exclues de l'étude. Toutefois, pour calculer notre indicateur de concentration, nous considérons toutes les banques européennes (cotées et non cotées). La SRISK provient de "Volatility Institute"(V-Lab) de NYU-Stern<sup>9</sup>. À l'instar de Leroy et Lucotte (2017), nous considérons la SRISK de fin d'année. Les variables macroéconomiques sont extraites de la base de données de la banque mondiale. Le tableau 1 présente les statistiques descriptives de toutes les variables utilisées dans cet article.

---

<sup>7</sup> Ainsi, la concentration du marché est évaluée comme la somme des carrés des parts de marché de chaque banque dans un pays donné.

<sup>8</sup> Voir par exemple De Jonghe *et al.* (2015), Laeven et Levine (2009), Beck *et al.* (2006) ou encore Fina Kamani (2018).

<sup>9</sup> <http://vlab.stern.nyu.edu/>.



**Tableau 1 - statistiques descriptives**

Variables	Moyenne	Écart-type	Min	Max
<i>SRISK</i>	8,82	21,62	-10,85	120,64
<i>Size</i>	17,62	1,87	13,34	21,44
<i>HHI</i>	0,14	0,05	0,06	0,27
<i>Trading</i>	0,07	0,15	0	0,86
<i>Credit risk</i>	0,007	0,01	-0,002	0,06
<i>Liquidity</i>	6,37	5,77	0,02	29,43
<i>Roe</i>	0,06	0,14	-0,86	0,34
<i>Inflation</i>	1,63	1,18	-4,47	4,87
<i>Gdp growth</i>	0,84	2,36	-7,3	5,79

**Note :** Ce tableau présente les statistiques descriptives des variables utilisées dans cet article. Cette étude porte sur un échantillon de 74 banques cotées européennes de la zone euro sur la période 2002-2016. La *Srisk* est la mesure du risque systémique proposée par Acharya *et al.* (2012) et Brownless et Engle (2017) Il est exprimé en milliers d'euros. *Size* est le logarithme de l'actif des banques exprimé en milliers d'euros. *HHI*, est la mesure de la concentration évaluée à partir de l'indice de Hirschmann-Herfindhal. *Trading* est la part des revenus de trading sur l'ensemble des revenus. *Credit risk* est le ratio entre les provisions pour prêt et l'ensemble des prêts. Le *Roe* est le ratio revenu net sur fonds propres. Pour chacune de ces variables, nous présentons quatre statistiques (la moyenne, l'écart-type, le minimum et le maximum).

### 3. 3 - Méthodologie économétrique

Pour exploiter la double dimension (individuelle et temporelle) des données que nous mobilisons, nous recourons aux modèles économétriques en données de panel. Toutes les estimations sont réalisées dans un cadre dynamique. Ce cadre dynamique a pour objectif de prendre en compte le processus dynamique de l'exposition des banques au risque systémique et d'éviter des biais d'estimation qui pourraient résulter de l'omission de certaines variables parmi nos variables explicatives. Dans la mesure où notre objectif est d'analyser comment les effets de la diversification (*via* les activités de trading) sur l'exposition des banques au risque systémique diffèrent selon leur taille et la structure du marché, nous estimons les effets spécifiques et joints de la diversification, de la taille des banques et de la structure du marché sur le risque systémique. Notre modèle économétrique s'écrit donc comme suit :

$$SRISK_{i,t} = \delta SRISK_{i,t-1} + \beta_1 Divers_{i,t} + \beta_2 Size_{i,t} + \beta_3 HHI + \beta Interactions + \beta' X_{i,t} + \alpha + \mu_i + \xi_{i,t}$$

où  $SRISK_{i,t}$  est la mesure de la contribution au risque systémique ;  $Divers$  est l'indicateur de la diversification ;  $Size$  est l'indicateur de la taille des banques ;  $HHI$  est la concentration du marché bancaire par pays.  $Interactions$  est la matrice des variables d'interactions ;  $X_{i,t}$  est la matrice des variables de contrôle de format  $(k,1)$ ;  $\mu_i$  représente les effets fixes individuels ;  $\alpha$  est la constante et  $\xi$  le terme d'erreur.

En raison de la présence de la variable endogène retardée parmi nos variables explicatives, nos estimations sont effectuées par la méthode des moments généralisés en *system* (GMM en *system*) en

deux étapes.<sup>10</sup> Afin de s'assurer de la robustesse de nos résultats, nous limitons la prolifération des instruments et appliquons la correction de Windmeijer (2005).<sup>11</sup>

La méthode GMM paraît également appropriée parce que la diversification, la taille des banques et la structure du marché bancaire semblent être des variables endogènes. En effet, si les banques peuvent être enclines à diversifier leurs activités pour réduire leur risque, les politiques *too big to fail* peuvent les inciter non seulement à accroître leur taille, donc à modifier la structure du marché, mais également leur exposition au risque par les stratégies de diversification dans des activités risquées. Ces variables peuvent donc être déterminées de manière endogène et simultanée. Par conséquent, toute analyse empirique utilisant ces variables devrait donc contrôler rigoureusement ces problèmes potentiels d'endogénéité.

#### 4 - Résultats

Pour analyser comment les effets des activités de trading des banques commerciales sur leur exposition au risque systémique diffèrent selon leur taille et la concentration, nous procédons en deux étapes. Dans un premier temps, nous contrôlons la non-linéarité de la diversification, la taille des banques et la concentration du marché avec le risque systémique en rajoutant à nos variables de contrôle leur carré respectif (1). En raison de la non-significativité du coefficient associé au carré de la diversification et de la concentration, nous excluons les carrés de la diversification et de la concentration de nos variables de contrôle dans un second temps (2). De plus, nous rajoutons des effets fixes temporels dans nos estimations pour prendre en compte les chocs macro-économiques dans notre spécification économétrique. Le tableau 2 reporte les résultats de nos estimations.

Avant toute interprétation de nos résultats sur la relation entre la diversification des banques commerciales de la zone euros (*via* les activités de trading), on observe que les probabilités associées au test de Hansen indiquent que l'hypothèse nulle de validité des instruments ne peut être rejetée. On observe également que les probabilités associées au test d'autocorrélation des erreurs d'ordre 2 indiquent l'absence de corrélation sérielle d'ordre 2. Enfin, on peut aussi remarquer que quelle que soit la spécification retenue, le coefficient associé à la variable endogène retardée est significatif au seuil de 1% ; ce qui indique qu'il existe une dépendance temporelle de l'exposition des banques au risque systémique et justifie par conséquent l'importance de privilégier une

---

<sup>10</sup> Pour une présentation de la méthode GMM en *system*, voir Blundell et Bond (1998) ou Roodman (2009).

<sup>11</sup> En effet, Roodman (2009) montre que la méthode des moments généralisés en deux étapes fournit des résultats plus précis et efficaces que celle en une étape pour des petits échantillons, à la condition qu'on limite la prolifération des instruments et applique la correction de Windmeijer (2005).

estimation en panel dynamique dans l'analyse empirique des effets de la diversification des banques commerciales sur leur exposition au risque systémique.

S'agissant de la relation entre la diversification et l'exposition des banques au risque systémique, il ressort de toutes nos estimations que les coefficients associés aux revenus de trading et à son interaction avec la taille des banques sont statistiquement significatifs et respectivement positifs et négatifs. Ainsi, toutes choses égales par ailleurs, une augmentation des revenus de trading conduit à un accroissement de l'exposition des banques au risque systémique. Toutefois, cet effet est d'autant plus faible que la banque est grande.

Il ressort également de toutes nos estimations que le coefficient associé à l'interaction entre les revenus de trading et la concentration est négatif et statistiquement significatif. Ce résultat indique que, toutes choses égales par ailleurs, dans un marché bancaire peu concentré, toute augmentation des revenus de trading réduit l'exposition des banques européennes au risque systémique. Cependant, cette influence est d'autant plus faible que le marché bancaire est concentré.

Nos estimations indiquent enfin que le coefficient associé à l'interaction entre la taille des banques, les revenus de trading et de la concentration est significatif et positif. Ceci stipule que les effets des revenus de trading sur l'exposition des banques au risque systémique dépendent de leur taille et de la concentration du marché des pays. De manière précise, ce résultat indique que ces effets sont d'autant plus élevés que la banque est grande et le marché concentré.

Pour approfondir l'interprétation de nos résultats, nous calculons les effets marginaux des revenus de trading sur le risque systémique en fonction de la taille et la concentration du marché. Le tableau 3 reporte les valeurs de ces effets marginaux. Ils ont été calculés à partir des résultats de la dernière colonne (2) du tableau 3.

Dans un souci de lisibilité, nous ne reportons que les effets marginaux d'une grande banque, d'une petite banque et d'une banque de taille moyenne dans un marché concentré, peu concentré, et d'un marché moyennement concentré. Nous considérons qu'une banque est grande (respectivement petite) si le total de son actif correspond au 95<sup>e</sup> (5<sup>e</sup>) percentile du total des actifs des banques de notre échantillon. Une banque de taille moyenne est une banque dont les effets de la diversification sont indépendants de la concentration. Concernant la concentration du marché bancaire des pays, un marché bancaire est considéré comme concentré (respectivement pas concentré) si son indicateur de concentration correspond au 95<sup>e</sup> (5<sup>e</sup>) percentile de l'indicateur de concentration du marché des pays de notre échantillon. Et un marché bancaire moyennement concentré est un marché dans lequel les effets de la diversification sont indépendants de la taille des banques.

Nos résultats indiquent qu'un accroissement des revenus de trading n'entraîne qu'une augmentation de l'exposition des grandes (respectivement petites) banques au risque systémique, mais uniquement lorsque le marché est fortement (respectivement faiblement) concentré. Ils indiquent qu'il existe un niveau de taille de banques (respectivement un niveau de concentration de marché) pour lequel les effets des revenus de trading sur l'exposition des banques au risque systémique sont indépendants de la concentration du marché (respectivement de la taille des banques) et non significatifs.

**Tableau 2** - Résultats des estimations des effets des revenus des activités trading en fonction de la taille des banques et de la structure du marché

Variable dépendante	(1) SRISK	(2) SRISK
<i>Srisk(-1)</i>	0,59*** (6,25)	0,61*** (7,2)
<b>Trading</b>	<b>599,92***</b> (2,65)	<b>609,32***</b> (2,96)
<i>Size</i>	-94,66*** (-3,07)	-79,26*** (-2,71)
<b>Trading*Size</b>	<b>-32,32***</b> (-2,86)	<b>-33,16***</b> (-3,21)
<i>HHI</i>	896,26*** (2,73)	806,56** (2,64)
<b>Trading*HHI</b>	<b>-4420,5***</b> (-2,65)	<b>-4396,24***</b> (-2,96)
<i>Size*HHI</i>	-44,87** (-2,59)	-46,47*** (-2,74)
<b>Trading*Size*HHI</b>	<b>237,58***</b> (2,84)	<b>237,67***</b> (3,15)
<i>Trading*Trading</i>	-3,22 (-0,68)	- -
<i>Size*Size</i>	2,91*** (3,39)	2,48*** (3,07)
<i>HHI*HHI</i>	-329,07 (-1,05)	- -
<i>Credit risk</i>	24,38 (0,43)	22,76 (0,39)
<i>Liquidity</i>	0,14 (1,24)	0,1 (1,02)
<i>Roe</i>	0,41 (0,09)	1,28 (0,3)
<i>Inflation</i>	-0,03 (-0,06)	0,1 (0,18)
<i>Gdp growth</i>	0,26 (0,69)	0,37 (1,1)
<i>Test d'autocorrélation d'ordre 2 (P-value)</i>	0,57	0,73
<i>Test de Hansen (P-value)</i>	0,23	0,20
<i>Effets fixes temporels</i>	OUI	OUI
<i>Observations</i>	826	826

**Note:** Dans ce tableau, \*, \*\* et \*\*\* représentent respectivement la significativité à 10%, 5% et 1% des coefficients estimés. Les valeurs entre parenthèses présentent les « t » de Student.

**Tableau 3** - Effets marginaux des revenus des activités trading en fonction de la taille des banques et de la concentration du marché

	Marché peu concentré	Marché moyennement concentré	Marché Concentré
Petite Banque	75,75 (0,04)	-0,8 (0,94)	-109,64 (0,02)
Banque de taille moyenne	-6,15 (0,73)	-4,29 (0,48)	-1,15 (0,94)
Grande banque	-49,07 (0,00)	-6,21 (0,51)	58,08 (0,03)

**Note :** Les valeurs entre parenthèses représentent les P-value.

## 5 - Analyse de robustesse

Dans cette section, nous procédons à une analyse de robustesse afin de conforter les résultats précédents et les interprétations qui en découlent. À cet effet, nous testons la sensibilité de nos résultats à l'hypothèse de dépendance interindividuelle entre les banques de notre panel.

Cette analyse de la robustesse de nos résultats est importante parce que Chudik et Pesaran (2015) montrent que toute estimation en présence d'une dépendance importante des erreurs (ou facteurs communs inobservables) entre les individus est susceptible de fournir des résultats incohérents. Or, en raison par exemple de l'intégration du système bancaire européen, ou encore des stratégies de diversification géographique des banques, l'hypothèse d'absence de dépendance interindividuelle entre les banques de notre panel semble peu envisageable. De plus, la méthode GMM suppose implicitement que les erreurs individuelles sont indépendantes sur l'ensemble du panel.

Nous testons également la sensibilité de nos résultats à une mesure alternative de la diversification et à une mesure alternative de la concentration du marché bancaire des pays.

### 5.1 - Prise en compte de la dépendance interindividuelle des erreurs dans les estimations économétriques

Pour tester la dépendance interindividuelle des erreurs entre les banques de notre panel, nous employons le test de Pesaran (2015). Le tableau 4 ci-dessous reporte les résultats de ce test sur toutes les variables utilisées dans cette étude.

Nos résultats montrent que, quelle que soit la variable retenue pour cette étude, on ne peut accepter l'hypothèse nulle d'indépendance des erreurs entre les banques de notre panel. Afin de corriger le problème de dépendance interindividuelle des erreurs, Chudik et Pesaran. (2015) suggèrent de rajouter aux variables explicatives les retards de leur moyenne interindividuelle.

Les tableaux 5 et 6 présentent respectivement les résultats de nos estimations et les effets marginaux. Ces effets marginaux ont été calculés à partir des résultats reportés à la dernière colonne (2) du tableau 5.

**Tableau 4 - Résultats du test de dépendance interindividuelle des erreurs (Pesaran (2015))**

	<i>SRISK</i>	<i>Size</i>	<i>Nii</i>	<i>HHI</i>	<i>Credit</i>	<i>Liquid</i>	<i>Roe</i>	<i>Inflation</i>	<i>Gdp_growth</i>
<b>Statistique du test</b>	90,5***	126,5***	25,5***	195,6***	45,2***	14,5***	45,2***	185,9***	151,3***

**Note :** L'hypothèse nulle du test est une forte indépendance interindividuelle des erreurs. \*\*\* indique la significativité au seuil de 1%

**Tableau 5 - Résultats des estimations des effets des revenus des activités trading en fonction de la taille des banques et de la concentration du marché**

Variable dépendante	(1) SRISK	(2) SRISK
<i>Srisk(-1)</i>	0,48*** (6,48)	0,49*** (7,44)
<b>Trading</b>	<b>737,87***</b> (2,92)	<b>782,75***</b> (3,49)
<i>Size</i>	-123,53*** (-2,99)	-124,19*** (-3)
<b>Trading*Size</b>	<b>-39,47***</b> (-3,01)	<b>-41,85***</b> (-3,61)
<i>HHI</i>	1150,97*** (2,69)	948,46** (2,43)
<b>Trading*HHI</b>	<b>-5452,56***</b> (-3,11)	<b>-5654,98***</b> (-3,48)
<i>Size*HHI</i>	-58,72*** (-2,68)	-53,34** (-2,53)
<b>Trading*Size*HHI</b>	<b>293,14***</b> (3,18)	<b>302,49***</b> (3,57)
<i>Trading*Trading</i>	-7,15 (-1,08)	- -
<i>Size*Size</i>	3,78*** (3,35)	3,77*** (3,39)
<i>HHI*HHI</i>	-282,86 (-1,27)	- -
<i>Credit risk</i>	36,98 (0,53)	55,61 (0,48)
<i>Liquidity</i>	0,24 (1,11)	0,16 (0,63)
<i>Roe</i>	-1,95 (-0,36)	-0,49 (-0,1)
<i>Inflation</i>	0,59 (0,69)	0,84 (0,96)
<i>Gdp growth</i>	0,31 (0,68)	0,43 (-0,04)
<i>Test d'autocorrélation d'ordre 2 (P-value)</i>	0,73	0,84
<i>Test de Hansen (P-value)</i>	0,18	0,13
<i>Test de Pesaran (P-value)</i>	0,33	0,101
<i>Retards des moyennes interindividuelles</i>	2	2
<i>Observations</i>	757	757

**Note:** Dans ce tableau, \*, \*\* et \*\*\* représentent respectivement la significativité à 10%, 5% et 1% des coefficients estimés. Les valeurs entre parenthèses présentent les « t » de Student.

**Tableau 6 - Effets marginaux des revenus de trading selon la taille des banques et la concentration**

	Marché peu concentré	Marché moyennement concentré	Marché Concentré
Petite Banque	100,69 (0,00)	1,25 (0,9)	-141,53 (0,00)
Banque de taille moyenne	1,03 (0,93)	0,92 (0,83)	0,77 (0,95)
Grande banque	-50,56 (0,00)	0,76 (0,93)	74,45 (0,00)

**Note :** Les valeurs entre parenthèses représentent les P-value.

## 5. 2 - Analyse de robustesse à une mesure alternative de la diversification

Comme De Jonghe (2015), ou encore Elsas *et al.* (2010), nous évaluons à présent la diversification des activités bancaires par l'approche de l'indice de Hirschmann-Herfindhal. Formellement, elle s'exprime de la manière suivante :

$$\text{Trading}(HHI) = 1 - \left( \left( \frac{\text{Trading income}}{\text{Total income}} \right)^2 + \left( \frac{\text{Total income} - \text{Trading income}}{\text{Total income}} \right)^2 \right)$$

Une valeur élevée de cette mesure traduit une diversification de revenus élevée, et donc une plus grande orientation des activités de la banque vers les activités de marché. Le tableau 7 présente les résultats de nos estimations et le tableau 8 ceux des effets marginaux. Ces effets marginaux sont calculés à partir des résultats reportés à la dernière colonne (2) du tableau 7.

**Tableau 7 - Résultats des estimations des effets des revenus trading selon la taille des banques et de la concentration**

Variable dépendante	(1) SRISK	(2) SRISK
<i>Srisk(-1)</i>	0,62*** (9,3)	0,63*** (9,3)
<b>Trading(HHI)</b>	<b>187,72***</b> (3,08)	<b>198,71***</b> (3,06)
<i>Size</i>	-88,42*** (-3,46)	-90,11*** (-3,69)
<b>Trading(HHI)*Size</b>	<b>-11,29***</b> (-3,23)	<b>-11,78***</b> (-3,35)
<i>HHI</i>	394,99 (1,39)	412,66* (1,82)
<b>Trading(HHI)*HHI</b>	<b>-1527,7**</b> (-2,6)	<b>-1619,8***</b> (-2,72)
<i>Size*HHI</i>	<b>-23,69*</b> (-1,68)	<b>-23,39*</b> (-1,8)
<b>Trading(HHI)*Size*HHI</b>	<b>91,64***</b> (2,7)	<b>96,24***</b> (2,92)
<i>Trading*Trading</i>	-0,95 (-0,19)	- -
<i>Size*Size</i>	2,64*** (3,7)	2,68*** (3,94)
<i>HHI*HHI</i>	58,93 (0,19)	- -
<i>Credit risk</i>	52,79 (1,07)	47,66 (0,95)
<i>Liquidity</i>	0,08 (0,56)	0,1 (0,79)
<i>Roe</i>	1,13 (0,39)	-0,12 (-0,04)
<i>Inflation</i>	0,27 (0,53)	0,26 (0,46)
<i>Gdp growth</i>	0,16 (0,71)	0,19 (0,76)
<i>Test d'autocorrélation d'ordre 2 (P-value)</i>	0,41	0,39
<i>Test de Hansen (P-value)</i>	0,27	0,23
<i>Effets fixes temporels</i>	YES	YES
<i>Observations</i>	826	826

**Note:** Dans ce tableau, \*, \*\* et \*\*\* représentent respectivement la significativité à 10%, 5% et 1% des coefficients estimés. Les valeurs entre parenthèses présentent les « t » de Student.

**Tableau 8 - Effets marginaux des revenus des activités trading en fonction de la taille des banques et de la concentration du marché**

	Marché peu concentré	Marché moyennement concentré	Marché Concentré
Petite Banque	14,43 (0,08)	0,18 (0,92)	-28,53 (0,13)
Banque de taille moyenne	1,26 (0,85)	0,29 (0,86)	-1,65 (0,89)
Grande banque	-24 (0,00)	0,49 (0,91)	49,88 (0,01)

**Note :** Les valeurs entre parenthèses représentent les P-value.

### 5.3 - Analyse de robustesse à une mesure alternative de la concentration du marché

À présent, nous calculons notre indicateur de concentration par le montant des dépôts des banques. Les tableaux 9 et 10 présentent respectivement les résultats de nos estimations et des effets marginaux.

**Tableau 9** - Résultats des estimations des effets des revenus des activités de trading en fonction de la taille des banques et de la structure du marché

Variable dépendante	(1) SRISK	(2) SRISK
<i>Srisk(-1)</i>	0,62*** (6,55)	0,54*** (6,77)
<b>Trading</b>	<b>462,43***</b> (2,65)	<b>508,71**</b> (2,45)
<i>Size</i>	-84,4*** (-3,37)	-115,4*** (-2,71)
<b>Trading*Size</b>	<b>-26,51***</b> (-2,91)	<b>-28,06***</b> (-2,64)
HHI	531,4 (1,31)	648,6 (1,53)
<b>Trading*HHI</b>	<b>-3297,64***</b> (-3,09)	<b>-3487,9**</b> (-2,55)
<i>Size*HHI</i>	<b>-31,62</b> (-1,52)	<b>-36,34</b> (-1,49)
<b>Trading*Size*HHI</b>	<b>187,56***</b> (3,25)	<b>192,87***</b> (2,65)
<i>Trading*Trading</i>	-1,37 (-0,18)	- -
<i>Size*Size</i>	2,57*** (3,87)	3,48*** (3,07)
HHI*HHI	25,47 (0,2)	- -
<i>Credit risk</i>	44,52 (0,5)	9,78 (0,16)
<i>Liquidity</i>	0,01 (0,12)	0,16 (0,99)
<i>Roe</i>	0,64 (0,17)	-0,81 (-0,21)
<i>Inflation</i>	0,03 (0,03)	0,16 (0,06)
<i>Gdp growth</i>	0,03 (0,59)	0,21 (0,65)
<i>Test d'autocorrélation d'ordre 2 (P-value)</i>	0,28	0,31
<i>Test de Hansen (P-value)</i>	0,096	0,09
<i>Effets fixes temporels</i>	YES	YES
<i>Observations</i>	826	826

**Note:** Dans ce tableau, \*, \*\* et \*\*\* représentent respectivement la significativité à 10%, 5% et 1% des coefficients estimés. Les valeurs entre parenthèses présentent les « t » de Student.

**Tableau 10** - Effets marginaux des revenus de trading en fonction de la taille des banques et de la concentration du marché

	Marché peu concentré	Marché moyennement concentré	Marché Concentré
Petite Banque	53,69 (0,12)	1,55 (0,92)	-106,19 (0,03)
Banque de taille moyenne	1,16 (0,93)	1,2 (0,83)	1,07 (0,95)
Grande banque	-39,36 (0,00)	0,93 (0,92)	84,2 (0,02)

**Note :** Les valeurs entre parenthèses représentent les P-value.

Ces différentes analyses de robustesse confortent nos précédents résultats. En effet, une fois de plus, nous montrons que les effets des revenus de trading sur l'exposition des banques européennes au risque systémique varient en fonction de leur taille et de la concentration du



marché. De manière précise, nos résultats indiquent une fois de plus que i) seules les grandes (respectivement petites) banques européennes qui se diversifient au travers des activités de trading voient leur exposition au risque systémique augmenter mais uniquement lorsque le marché bancaire est fortement (respectivement peu) concentré, et ii) qu'il existe donc un niveau de taille de la banque (respectivement de la concentration de marché) pour lequel ces effets sont indépendants du niveau de concentration du marché bancaire des pays (respectivement de la taille des banques) et non significatifs.

## 6 - Conclusion

Pour contribuer au débat portant sur la séparation entre les activités d'intermédiation et les activités de trading, cet article s'est intéressé aux effets des activités de trading des banques commerciales sur leur exposition au risque systémique en fonction de leur taille et du niveau de concentration du marché bancaire des pays. Autrement dit, cet article s'est intéressé aux effets de la diversification des activités (*via* les activités de trading) sur l'exposition des banques au risque systémique. À cet effet, nous avons retenu la SRISK comme mesure du risque systémique. La diversification a été appréciée à travers la part des revenus de trading dans l'ensemble des revenus. La taille des banques a été mesurée par le logarithme du total de l'actif des banques. La concentration du marché bancaire a été évaluée à partir de l'indice de Hirschmann-Herfindhal.

Par le biais des données de 74 banques de la zone euro sur la période 2002-2016 et de la méthode des moments généralisés, nous avons montré que dans un marché concentré, une augmentation des revenus de trading n'entraîne qu'une augmentation de l'exposition au risque systémique des grandes (respectivement) banques mais uniquement lorsque le marché bancaire est fortement (respectivement peu) concentré. Nous avons donc également mis en évidence un niveau de concentration (respectivement de taille des banques) pour lequel ces effets sont i) indépendants de la taille des banques (respectivement de la concentration) et ii) statistiquement non significatifs. Ces résultats sont robustes à la prise en compte des facteurs communs inobservables comme suggérés par Chudik et Pesaran (2015), ainsi qu'aux mesures alternatives de diversification et de concentration du marché bancaire.

Il ressort donc principalement de notre analyse qu'une réglementation qui sépare les activités d'intermédiation et les activités de marché ne se justifie que pour les grandes (respectivement petites) banques, mais uniquement lorsque le marché bancaire est fortement (respectivement faiblement) concentré. Il apparaît ainsi que la mise en œuvre de politiques favorisant une harmonisation des niveaux de concentration du marché bancaire des pays européens permettrait de remédier aux effets néfastes de la diversification sur le risque systémique. Toutefois, compte tenu

de la difficulté à mettre en place de telles politiques, une réglementation qui sépare les activités d'intermédiation et les activités de marché pourrait s'imposer comme la solution à l'instabilité du système bancaire européen découlant des activités de trading des banques commerciales.

## Annexes

### Annexes 1

**Tableau A1** - Liste de toutes les banques de l'étude. Source : Bankscope

Nom des banques	Actif total	Pays	Nom des banques	Actif total	Pays
Raiffeisen Bank International AG	1,12e+08	Autriche	Crédit Agricole S.A.	1,52e+09	France
Bank für Tirol und Vorarlberg AG-BTV	1,00e+07	Autriche	BNP Paribas	2,06e+09	France
Oberbank AG	1,92e+07	Autriche	Crédit agricole mutuel de l'Ille-et-Vilaine SA	1,14e+07	France
BKS Bank AG	7581053	Autriche	Crédit agricole mutuel de Paris SC	4,09e+07	France
Erste Group Bank AG	2,08e+08	Autriche	Crédit Agricole mutuel du Morbihan SC	9374332	France
KBC Group	2,75e+08	Belgique	Attica Bank SA-Bank of Attica SA	3611081	Grèce
Groupe Bruxelles Lambert*	19684800	Belgique	National Bank of Greece SA	7,85e+07	Grèce
Dexia	2,13e+08	Belgique	Alpha Bank AE	6,49e+07	Grèce
Commerzbank AG	4,80e+08	Allemagne	Eurobank Ergasias SA	6,64e+07	Grèce
Deutsche Bank AG	4,77e+07	Allemagne	Piraeus Bank SA	8,15e+07	Grèce
Aareal Bank AG	4,77e+07	Allemagne	Marfin Investment Group	2715440	Grèce
Deutsche Postbank AG	1,47e+08	Allemagne	Allied Irish Banks plc	9,56e+07	Irlande
MLP Ag	1944055	Allemagne	Unione di Banche Italiane Scpa	1,12e+08	Italie
Wustenrot & Württembergische	7,23e+07	Allemagne	Banco di Sardegna SpA	1,25e+07	Italie
Sydbank A/S	1,97e+07	Danemark	Banca Carige SpA	2,61e+07	Italie
Spar Nord Bank	1,06e+07	Danemark	Banco di Desio e della Brianza SpA	1,24e+07	Italie
Jyske Bank A/S (Group)	7,89e+07	Danemark	Banca Popolare di Milano SCaRL	5,11e+07	Italie
Danske Bank A/S	4,69e+08	Danemark	Banca Profilo SpA	1778412	Italie
Banco de Sabadell SA	2,13e+08	Espagne	Azimut Holding SpA	7727274	Italie
Banco Popular Espanol SA	1,48e+08	Espagne	Credito Emiliano SpA-CREDEM	3,96e+07	Italie
Bankinter SA	6,72e+07	Espagne	Banca Monte dei Paschi di Siena SpA	1,53e+08	Italie
Banco Santander SA	1,34e+09	Espagne	Credito Valtellinese Soc Coop	2,55e+07	Italie
Banco Bilbao Vizcaya Argentaria SA	7,32e+08	Espagne	Banca Popolare di Sondrio	3,72e+07	Italie
Alandsbanken Abp-Bank of Aland Plc	5136794	Finlande	Intesa Sanpaolo	7,25e+08	Italie
Pohjola Bank plc-Pohjola Pankki Oyj	6,30e+07	Finlande	Banca Generali SpA-Generbanca	8356737	Italie
Foncière de Paris SIIC*	1771700	France	Banco Popolare	1,17e+08	Italie
Boursorama*	7587143	France	Van Lanschot NV	1,49e+07	Pays-bas
Crédit agricole mutuel Loire Haute-Loire SC	1,07e+07	France	Delta Lloyd NV-Delta Lloyd Group	7,64e+07	Pays-bas
Credit agricole mutuel d'Alpes-Provence SC	1,76e+07	France	ING Groep NV	8,45e+08	Pays-bas
Crédit agricole mutuel de la Touraine et du Poitou SC	1,20e+07	France	Banco Espírito Santo SA*	623077	Portugal
Crédit agricole mutuel Sud Rhone -Alpes SC	1,82e+07	France	Banco BPI SA	3,83e+07	Portugal
Crédit agricole mutuel de Normandie-Seine	1,38e+07	France	Banco Comercial Portugues	7,13e+07	Portugal
Crédit agricole mutuel Atlantique Vendée SC	1,93e+07	France	Svenska Handelsbanken	2,75e+08	Suede
Crédit agricole mutuel Nord de France SC	2,72e+07	France	Swedbank AB	2,26e+08	Suede
Crédit Industriel et Commercial SA	2,69e+08	France	Skandinaviska Enskilda Banken AB	2,74e+08	Suede
Natixis SA	5,28e+08	France	Nordea Bank AB (publ)	6,16e+08	Suede
Société Générale SA	1,38e+09	France	Avanza Bank Holding AB	1,05e+07	Suede

**Note :** Dans ce tableau, si l'on exclut les banques marquées par un asterix (pour qui l'actif total correspond à l'actif total en 2015) l'actif total correspond à l'actif de chaque banque en 2016.

## Annexe 2- Fondement théorique de la *MES*

Acharya *et al.* (2010) définissent la MES à partir de l'espérance des pertes attendues par le marché qui se traduit mathématiquement comme suit :

$$ES_{m,t-1}(c) = E_{t-1}(r_{mt} | r_{mt} < c) = \sum_{i=1}^n w_i E_{t-1}(r_{it} | r_{mt} < c)$$

où  $n$  est le nombre de firmes ;  $r_{it}$  est le rendement de chaque firme à la date  $t$  ;  $r_{mt}$  est le rendement du marché à la date  $t$  et  $w_i$ , la part de la capitalisation boursière de chaque firme dans la capitalisation du marché. Ainsi, la MES est évaluée à partir de l'espérance des pertes attendues par le marché conditionnellement à une baisse en-deçà d'un certain seuil. À partir de l'équation ci-dessus, ils évaluent la contribution marginale d'une institution comme la dérivée partielle de l'espérance des pertes attendues comme ci-dessous :

$$MES_{it}(c) = \frac{\partial ES_{m,t-1}(c)}{\partial w_i} = E_{t-1}(r_{it} | r_{mt} < c)$$

Dès lors, la MES correspond à une augmentation de l'espérance des pertes attendues par le marché induite par un accroissement marginal de la capitalisation boursière d'une institution financière. Par conséquent, une augmentation de la MES d'une banque  $i$  s'interprète comme une augmentation de sa contribution au risque systémique.

## **Bibliographie**

- Acharya, V.V., Pedersen, L.H., Philippon, T., Richardson, M.P., 2010. Measuring Systemic Risk (SSRN Scholarly Paper No. ID 1573171). Social Science Research Network, Rochester, NY.
- Acharya, Viral, Robert Engle, and Matthew Richardson. 2012. « Capital Shortfall: A New Approach to Ranking and Regulating Systemic Risks ». *American Economic Review* 102 (3): 59-64.
- Beck, Thorsten, Asli Demirguc-Kunt, and Ross Levine. 2006. « Bank concentration, competition, and crises: First results ». *Journal of Banking & Finance* 30 (5): 1581-1603.
- Benoit, Sylvain, Jean-Edouard Colliard, Christophe Hurlin, and Christophe Pérignon. 2017. « Where the Risks Lie: A Survey on Systemic Risk ». *Review of Finance* 21 (1): 109-52.
- Bertay, Ata Can, Asli Demirgüç-Kunt, and Harry Huizinga. 2013. « Do we need big banks? Evidence on performance, strategy and market discipline ». *Journal of Financial Intermediation* 22 (4): 532-58.
- Blundell, R., Bond, S., 1998. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics* 87, 115–143.
- Boot, Arnoud W. A., and Anjan V. Thakor. 2000. « Can Relationship Banking Survive Competition? » *The Journal of Finance* 55 (2): 679-713.
- Brownlees, Christian, Ben Chabot, Eric Ghysels, and Christopher Kurz. 2017. « Back to the Future: Backtesting Systemic Risk Measures during Historical Bank Runs and the Great Depression ». 12178. CEPR Discussion Papers. C.E.P.R. Discussion Papers.
- Brownlees, Christian, and Robert F. Engle. 2017. « SRISK: A Conditional Capital Shortfall Measure of Systemic Risk ». *The Review of Financial Studies* 30 (1): 48-79.
- Brunnermeier, Markus K., G. Nathan Dong, and Darius Palia. 2012. « Banks' Non-Interest Income and Systemic Risk ». SSRN Scholarly Paper ID 1786738. Rochester, NY: Social Science Research Network.
- Campa, J.M., Hernando, I., 2008. The reaction of industry insiders to M&As in the European financial industry. *Journal of Financial Services Research* 33, 127-146.
- Castro, Carlos, and Stijn Ferrari. 2014. « Measuring and testing for the systemically important financial institutions ». *Journal of Empirical Finance* 25 (janvier): 1-14.
- Cerasi, Vittoria, and Sonja Daltung. 2000. « The optimal size of a bank: Costs and benefits of diversification ». *European Economic Review* 44 (9): 1701-26.
- Chudik, Alexander, and M. Hashem Pesaran. 2015. « Common correlated effects estimation of heterogeneous dynamic panel data models with weakly exogenous regressors ». *Journal of Econometrics* 188 (2): 393-420.

- Cubillas, Elena, Ana I. Fernández, and Francisco González. 2017. « How credible is a too-big-to-fail policy? International evidence from market discipline ». *Journal of Financial Intermediation* 29 (janvier): 46-67.
- De Jonghe, Olivier. 2010. « Back to the basics in banking? A micro-analysis of banking system stability ». *Journal of Financial Intermediation* 19 (3): 387-417.
- De Jonghe, Olivier, Maaïke Diepstraten, and Glenn Schepens. 2015. « Banks' size, scope and systemic risk: What role for conflicts of interest? » *Journal of Banking & Finance, Global Trends in Banking, Regulations, and Financial Markets*, 61 (décembre): S3-13.
- Demirgüç-Kunt, Asli, and Harry Huizinga. 2013. « Are banks too big to fail or too big to save? International evidence from equity prices and CDS spreads ». *Journal of Banking & Finance* 37 (3): 875-94.
- De Nicolo, G., Bartholomew, P., Zaman, J., Zephirin, M., 2004. Bank consolidation, internationalization, and conglomeration: trends and implications for financial risk. *Financial Markets, Institutions & Instruments* 13, 173-217.
- Duport, N., Fina, É., Goyeau, D., 2018. Diversification des institutions financières et risque systémique : la prise en compte des risques extrêmes. *Revue Economique* 69, 477–504.
- Elsas, R., Hackethal, A., Holzhäuser, M., 2010. The anatomy of bank diversification. *Journal of Banking & Finance* 34, 1274–1287.
- Engle, Robert, Eric Jondeau, and Michael Rockinger. 2015. « Systemic Risk in Europe ». *Review of Finance* 19 (1): 145-90.
- Fahlenbrach, Rudiger, Robert Prilmeier, and Rene M. Stulz 2012. « This Time Is the Same: Using Bank Performance in 1998 to Explain Bank Performance during the Recent Financial Crisis ». *The Journal of Finance* 67 (6): 2139-85.
- Fina Kamani, E., *Finance Research Letters* (2018), <https://doi.org/10.1016/j.frl.2018.10.013>
- Hughes, Joseph P., and Loretta J. Mester. 1998. « Bank Capitalization and Cost: Evidence of Scale Economies in Risk Management and Signaling ». *The Review of Economics and Statistics* 80 (2): 314-25.
- Idier, Julien, Gildas Lamé, and Jean-Stéphane Mésonnier. 2014. « How useful is the Marginal Expected Shortfall for the measurement of systemic exposure? A practical assessment ». *Journal of Banking & Finance* 47 (octobre): 134-46.
- Kane, E.J., 2000. Incentives for banking megamergers: what motives might regulators infer from event-study evidence? *Journal of Money, Credit and Banking* 32, 671-705.
- Laeven, Luc, and Ross Levine. 2009. « Bank governance, regulation and risk taking ». *Journal of Financial Economics* 93 (2): 259-75.

- Laeven, Luc, Lev Ratnovski, and Hui Tong. 2016. « Bank size, capital, and systemic risk: Some international evidence ». *Journal of Banking & Finance*, Bank Capital, 69 (août): S25-34.
- Leroy, Aurélien, and Yannick Lucotte. 2017. « Is there a competition-stability trade-off in European banking? » *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* 46 (janvier): 199-215.
- Mishkin, F., 1999. Financial consolidation: Dangers and opportunities. *Journal of Banking & Finance* 23, 675–691.
- Moshirian, F., S., Sahgal, B., Zhang, 2011, Non-interest income and systemic risk: The role of concentration, Federal Reserve of New York, Working Paper.
- Pesaran, M.H., 2015. Testing Weak Cross-Sectional Dependence in Large Panels. *Econometric Reviews* 34, 1089–1117.
- Roodman, David. 2009. « How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata ». *Stata Journal* 9 (1): 86-136.
- Uhde, A., Heimeshoff, U., 2009. Consolidation in banking and financial stability in Europe: further evidence. *Journal of Banking and Finance* 33, 1299-1311.
- Wagner W. (2008): “The homogenization of Financial System and Liquidity Crisis”, *Journal of Financial Intermediation*, 17 (3), july.
- Wagner, Wolf. 2010a. « Diversification at financial institutions and systemic crises ». *Journal of Financial Intermediation, Risk Transfer Mechanisms and Financial Stability*, 19 (3): 373-86.
- Wagner. 2010b. « Diversification at financial institutions and systemic crises ». *Journal of Financial Intermediation, Risk Transfer Mechanisms and Financial Stability*, 19 (3): 373-86.
- Weiß, Gregor N.F. & Neumann, Sascha & Bostandzic, Denefa, 2014. "Systemic risk and bank consolidation: International evidence," *Journal of Banking & Finance*, Elsevier, vol. 40(C), pages 165-181.
- Windmeijer, Frank. 2005. « A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators ». *Journal of Econometrics* 126 (1): 25-51.
- Winton, A., 2000. Don't Put All Your Eggs in One Basket? Diversification and Specialization in Lending. Working Paper.