

# DIVERSIFICATION ET FRAGILITÉ DES INSTITUTIONS FINANCIÈRES

Noëlle DUPORT<sup>①</sup>, Éric FINA<sup>①②</sup> et Daniel GOYEAU<sup>①</sup>

Février 2018

*(Version préliminaire)*

## Résumé

Cet article traite de la question des effets de la diversification sur le risque systémique et le risque de faillite des institutions financières dans une perspective macro prudentielle. Le risque systémique étudié est celui qui découle d'une exposition commune des établissements bancaires : lorsque ces derniers diversifient leurs activités, les compositions de leur actif convergent, ce qui les rend donc sensibles aux mêmes chocs. Contrairement aux travaux précédents, nous adoptons une démarche nouvelle dans l'analyse des effets de la diversification sur la fragilité des institutions financières. Tout d'abord, nous déterminons la distribution de probabilité suivie par les rendements de l'actif bancaire par le biais des distributions alpha-stables. Ensuite, à partir de cette distribution de probabilité, nous analysons les effets de la diversification sur la fragilité des institutions financières. Enfin, nous évaluons le niveau de fonds qui maintiendrait le risque systémique constant d'une part et le risque faillite individuel d'autre part.

Nos résultats montrent que toute stratégie de diversification peut-être sous optimale tant pour la société (dans la mesure où elle engendre des externalités négatives) que pour l'institution financière. En ce sens, cet article remet en cause des bénéfices *a priori* attendus du phénomène de conglomération financière et conduit à s'interroger sur la pertinence d'une réglementation prudentielle *via* une politique de fonds propres pour annihiler les effets de la diversification en termes de fragilité des institutions financières. Dans ce contexte, la question de la séparation des activités bancaires et/ou de la définition d'un autre mode de contrôle que par les fonds propres se pose.

**Mots clés :** diversification, risque systémique, réglementation prudentielle, fonds propres

---

<sup>①</sup>C.R.I.E.F (Centre de Recherche sur l'Intégration Économique et Financière) EA 2249, Université de Poitiers, 2 rue Jean Carbonnier Bâtiment A1, 86000 Poitiers.

<sup>②</sup> Auteur correspondant.

Adresses e-mail : [noelle.duport@univ-poitiers.fr](mailto:noelle.duport@univ-poitiers.fr) (N. DUPORT) ; [eric.fina.kamani@univ-poitiers.fr](mailto:eric.fina.kamani@univ-poitiers.fr) (E. FINA) ; [daniel.goyeau@univ-poitiers.fr](mailto:daniel.goyeau@univ-poitiers.fr) (D. GOYEAU)

## 1. Introduction

L'une des réponses à la récente crise financière a été le renforcement des fonds propres bancaires<sup>1</sup>. Cette réponse réglementaire a pour objectif de contenir l'exposition du système financier au risque systémique. Dans la littérature, on identifie principalement deux sources de risque systémique: la pro-cyclicité du système financier et l'exposition commune des IFs<sup>2</sup>. La première fait référence à l'excès de prise de risque en phase haute du cycle (Adrian et Shin (2010)) et la deuxième, aux interconnexions entre les bilans des institutions financières (par l'intermédiaire des prêts interbancaires, des *Credit Default Swap*, ou encore des *Repurchase Agreements*).

Le régulateur prend ainsi en compte les deux dimensions du risque systémique: la dimension temporelle et la dimension transversale (la dimension temporelle faisant référence à la pro-cyclicité du système financier, et la dimension transversale à l'exposition commune). Cependant, s'il est évident que l'exposition commune des IFs dépend des interdépendances au sens des relations interbancaires, elle peut aussi découler d'une simple stratégie de diversification sectorielle et/ou d'activités (Wagner (2010)).

Il apparaît ainsi qu'un des déterminants du risque systémique n'est pas explicitement pris en compte : l'exposition commune suite à des stratégies de diversification. En effet, si la diversification réduit le risque idiosyncratique dans l'analyse traditionnelle de la finance, il semble également qu'elle peut accroître le risque de défaillances massives (Shaffer (1994)). En d'autres termes, lorsque les intermédiaires financiers sont incités à diversifier leurs portefeuilles en diversifiant leurs activités et/ou en recourant aux innovations financières (produits dérivés), la diversification crée une externalité négative sous la forme d'un risque systémique.

De plus, le modèle classique de la finance (Markowitz (1952)) qui met en avant les bénéfices tirés d'une stratégie de diversification, est basé sur une hypothèse de distribution gaussienne des rendements financiers. Pourtant, la loi normale tend à sous-estimer la probabilité d'occurrence des phénomènes extrêmes par rapport à ce que l'on observe dans le monde réel (Mandelbrot (1963)).

Par ailleurs, l'expansion des conglomérats financiers ces vingt dernières années pose implicitement la question de leur rôle dans la propagation des crises systémiques. Or, si l'on exclut la mise en avant du traditionnel mais non spécifique effet *too big to fail*, la littérature académique s'est relativement peu intéressée aux implications du phénomène de conglomération en termes de stabilité financière. Si la question de leur contrôle est bien posée, c'est avant tout pour se demander si la surveillance de ces institutions multi-spécialisées exige ou non la mise en place d'une autorité unique de contrôle<sup>3</sup> mais non directement du strict fait de leur diversification.

---

<sup>1</sup> En effet, l'exigence en fonds propres serait plus sévère, d'une part, en phase haute du cycle et, d'autre part, pour les SIFIs (*Systemically Important Financial Institutions*). Ces mesures mettent en évidence l'inefficacité de l'approche jusque-là dominante de la régulation bancaire, qui était essentiellement micro-prudentielle. En effet, la réglementation prudentielle en place définie par Bâle I et Bâle II, avait pour seul objectif de renforcer la robustesse de chaque établissement bancaire, partant du principe que le contrôle des risques individuels assurerait la stabilité de l'ensemble du système financier.

<sup>2</sup> Institutions financières

<sup>3</sup> Sur cette question, voir par exemple, Quintyn et Taylor (2006) ou Masciandaro (2007) pour qui la présence croissante de conglomérats financiers exige une unification des fonctions de superviseurs.

Dans ces conditions, cet article s'intéresse aux effets de la diversification sur le risque systémique et le risque de faillite individuelle ainsi qu'à ses implications en termes de fonds propres réglementaires dans une optique macro-prudentielle. Dans cet article, le risque systémique est défini comme étant l'exposition commune des établissements bancaires aux mêmes chocs suite à leurs stratégies de diversification. Dès lors, cet article n'est pas dans la même veine que les travaux empiriques traitant des effets de la diversification sur le risque systémique<sup>4</sup>. Il s'écarte aussi des contributions théoriques montrant comment la diversification pourrait favoriser la contagion. Par exemple, Goldstein et Pauzner (2004) montrent, en s'appuyant sur un effet richesse, que la diversification peut être à l'origine de contagions entre pays : une mauvaise nouvelle dans un pays réduirait la richesse des investisseurs, augmenterait leur aversion au risque et conduirait au final ces investisseurs à retirer leurs investissements dans d'autres pays. On peut également évoquer Battiston et Al (2012) qui montrent que la diversification des risques de crédit du portefeuille des banques favorise l'interconnexion entre celles-ci, et pourrait entraîner des défauts en cascades. Nous ne sommes pas non plus dans la lignée des travaux qui défendent l'idée que les banques sont incitées à choisir des actifs corrélés car elles n'internaliseraient pas les coûts de faillites jointes (Acharya (2010)) ou seraient incitées à augmenter la probabilité de faillites jointes dans la mesure où, dans ce cas, les autorités seraient contraintes de les soutenir (Acharya et Yorulmazer (2002, 2007)). De même, nous nous différencions des travaux pour lesquels le risque systémique résulte de l'interdépendance induite par les banques qui couvrent leurs risques en prenant des positions dans le portefeuille d'autres banques (Ibragimov et Al (2011); Van Oordt (2014)). Nous retenons comme cadre d'analyse celui de Wagner (2008, 2010) où la corrélation entre les intermédiaires financiers résulte simplement indirectement d'un effet de leur diversification, et non d'une contagion. Son objectif est de déterminer quel sera le degré de diversification choisi par les banques, et de le comparer à celui optimal pour la société. Il suppose que les rendements bancaires suivent une loi uniforme, et montre que les banques vont au-delà du niveau de diversification optimal. Ainsi, il met en évidence une externalité négative qui découle d'une augmentation du risque systémique qui fait plus qu'anéantir les bénéfices de la diversification.

Dans ce cadre d'analyse, nous adoptons une démarche nouvelle dans l'analyse des effets de la diversification sur la fragilité des IFs. Précisément, nous adoptons une démarche en trois étapes. Tout d'abord, à partir des rendements bancaires des banques européennes, et en supposant que ces rendements suivent une distribution de rendement de type alpha stable<sup>5</sup>, nous déterminons la loi de probabilité suivie par ces rendements. Ensuite, par le biais de la distribution des rendements préalablement déterminée, nous analysons les effets de la diversification sur le risque systémique et le risque de faillite individuelle. Enfin, nous évaluons dans un premier temps les fonds propres qui permettraient maintenir, le risque systémique constant puis, dans un second temps, le risque de faillite individuelle constant. De plus, pour approfondir notre analyse et dans l'optique de différencier dans notre analyse les effets de la diversification en périodes de crise aux périodes normales, nous analysons aussi ces effets de la diversification sur la fragilité des institutions financières en considérant une approche en coupe transversale (par année). Cette démarche est d'un triple apport à la littérature existante. En effet, contrairement aux travaux de

---

<sup>4</sup> Voir par exemple les travaux de De Jonghe (2010) ou Weiss et Al (2014) pour ne citer qu'eux qui analysent empiriquement les effets de la diversification sur le risque systémique.

<sup>5</sup> Les distributions alpha stable sont présentées dans la section suivante.

Wagner qui suppose que les rendements bancaires suivent une loi uniforme, nous déterminons la loi suivie des rendements bancaires. Dès lors, nous analysons les effets de la diversification sur la fragilité des IFs dans un cadre plus réaliste. Aussi, cette démarche nous permet de développer une approche en termes réglementaires *via* une évaluation du niveau des fonds propres que devrait exiger le régulateur suite à des stratégies de diversification des IFs. Enfin, de cette manière, nous pouvons mettre en évidence les différences ou les similitudes des effets de la diversification sur le risque systémique et le risque de faillite individuelle.

En termes de résultats, nous montrons d'abord qu'une stratégie de diversification est sous optimale pour la société. En effet, toute stratégie de diversification entraîne une augmentation de la probabilité de risque systémique. Par conséquent, elle est néfaste au niveau collectif. Quant au risque de faillite individuel, nous montrons qu'une stratégie de diversification ne s'avère sous optimale que pour les institutions financières en période de crise. En effet, en période de crise, toute stratégie de diversification augmente le risque de faillite individuelle. Ainsi, ces résultats ne confirment pas les bénéfices *a priori* attendus du phénomène de conglomération financière. Ensuite, nous montrons que le régulateur ne peut gérer avec comme seul instrument les fonds propres le risque systémique et de faillite individuelle qu'en cas de crise. En clair, ce n'est qu'en période de crise que les stratégies de diversification d'un établissement bancaire augmente simultanément son risque individuel et le risque systémique et donc, que ce soit dans une optique micro-prudentielle ou macro prudentielle, le régulateur devrait exiger une augmentation du niveau de fonds propres réglementaires. Enfin, nous montrons que, dans ce cadre d'analyse, s'il est vrai que la diversification devrait conduire le régulateur à exiger plus de fonds propres pour contenir l'exposition des banques au risque systémique comme le souligne Wagner, ces fonds propres sont irréalistes dans l'industrie bancaire. Ainsi, nous mettons en exergue la difficulté du régulateur bancaire à mettre en place une réglementation macro prudentielle à partir d'une politique de fonds propres.

La suite de l'article est organisée comme suit : La deuxième section analyse les effets de la diversification sur le risque systémique et le risque de faillite individuelle. Elle présente le modèle, établit les mesures de risque systémique et de risque de faillite individuelle et enfin présente les résultats de notre analyse. La section 3 s'intéresse à l'évolution du niveau de fonds propres nécessaires pour maintenir le risque systémique, d'une part, et le risque de faillite individuelle, d'autre part, constants. La section 4, quant à elle, analyse les effets de la diversification sur la fragilité des IFs et évalue les fonds propres qui permettraient maintenir, dans un premier temps, le risque systémique constant puis, dans un second temps, le risque de faillite individuelle constant. La cinquième section conclut.

## **2. Effets de la diversification sur la fragilité des IFs**

Dans cette section, nous analysons les effets de la diversification sur le risque systémique et le risque de faillite individuel. Tout d'abord, nous présentons le modèle de base à cet article, ensuite les distributions alpha stable, enfin les résultats de notre analyse.

## 2.1 modèle

De même que Wagner (2010), nous considérons deux institutions financières A et B. Chacune d'elles a collecté une unité de fonds auprès d'investisseurs<sup>6</sup>, composée d'une part  $d$  de dépôts non rémunérés et d'une part  $(1-d)$  de fonds propres.

Nous supposons dans un premier temps que chacun de ces établissements opère dans des secteurs d'activité et géographique différents. Ainsi, si l'on note  $x$  l'actif de A, et  $y$  celui de B, alors  $x$  et  $y$  sont indépendants<sup>7</sup>. Par ailleurs, la taille du bilan de ces IFs étant normée à 1 (de par la taille des fonds collectés au passif), la réalisation de ces variables aléatoires peut être assimilée à un rendement. Dans cette configuration, nous nous intéressons à deux probabilités : celle de faillite individuelle de chaque institution et celle de faillite simultanée de A et B (risque systémique). Ces faillites résultent de la manifestation d'un risque d'insolvabilité puisqu'il s'agit de savoir si la valeur de l'actif est supérieur ou non à la valeur de la dette. Ainsi, la probabilité de faillite individuelle de chaque IF se calcule alors comme suit :

$$P_{fail\_A} = P_{fail\_B} = \int_{-\infty}^d f(x) dx = \int_{-\infty}^d f(y) dy = F(d) \quad (2.1)$$

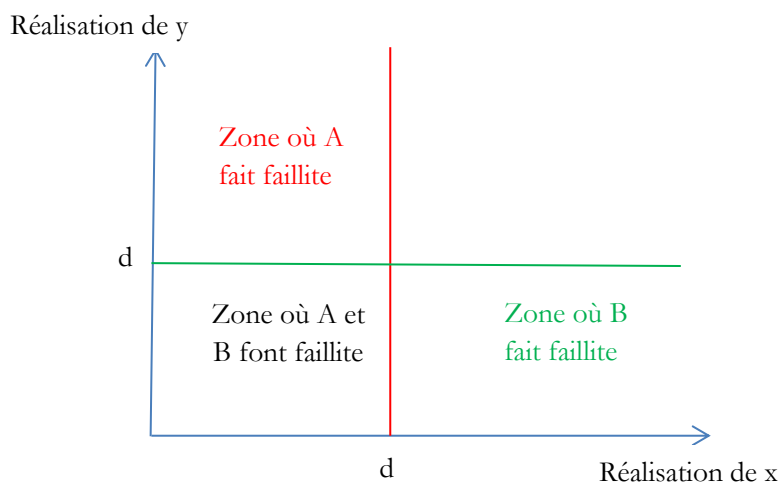
où  $f$  et  $F$  représentent respectivement la fonction de densité et de répartition de la loi suivie par les variables aléatoires  $x$  et  $y$ , supposées identiques.

La faillite systémique est définie comme la faillite concomitante des deux IFs. Sa probabilité d'apparition se calcule sous l'hypothèse d'indépendance comme suit :

$$P_{fail\_syst} = [F(d)]^2 \quad (2.2)$$

Cette situation de non-diversification représente la situation de référence dans la suite de l'analyse. Une illustration de cette situation est fournie par le graphique 1.

**Graphique 1**



<sup>6</sup> Il n'est pas nécessaire de faire d'hypothèse sur le comportement face au risque des investisseurs dans la mesure où nous ne cherchons pas à déterminer le niveau optimal de diversification, mais simplement à étudier les effets sur le risque de système.

<sup>7</sup> Nous considérons que  $x$  et  $y$  sont des variables aléatoires identiquement distribuées. L'hypothèse d'indépendance est essentielle pour rester dans le cadre d'expositions à un facteur commun présenté en introduction. En levant cette hypothèse et en considérant une corrélation positive, il est clair que l'incitation à diversifier serait moindre.

À partir du graphique 1, on observe que A fait faillite quand la réalisation de  $x$  est inférieure à  $d$ , soit la partie à gauche de la verticale. Symétriquement, B fait faillite quand la réalisation de  $y$  est inférieure à l'horizontale, soit la partie basse du graphique. Enfin, A et B font faillite pour les couples  $x$  et  $y$  à la fois à gauche et en-dessous des deux droites<sup>8</sup>

Considérons à présent que A décide de se diversifier dans l'activité de B et B dans l'activité de A. On note  $\alpha$  la part de l'actif  $y$  pour l'IF A, c'est-à-dire que  $\alpha$  mesure le degré de diversification de A. De la même façon, notons  $\beta$  la part de l'actif  $x$  pour l'institution B. Chaque établissement garde une part majoritaire dans son activité de base, dont  $\alpha$  et  $\beta$  sont inférieurs ou égaux à 0,5.

À partir de cette modélisation, nous pouvons étudier les implications de la diversification des deux institutions en termes de risque systémique. Dans cet article, nous considérons que seule A accroît son niveau de diversification<sup>9</sup>. La banque B est considérée comme dans une situation stable, c'est-à-dire qu'elle garde le même degré de diversification, celui-ci n'étant pas nécessairement nul. Nous pouvons ainsi évaluer l'impact du comportement d'une banque selon la situation de sa concurrente.

L'actif de l'institution financière A s'écrit désormais :

$$(1-\alpha)x + \alpha y \quad (2.3)$$

Cette institution sera déclarée en faillite si les réalisations de  $x$  et de  $y$  sont telles que cette valeur soit inférieure à  $d$ , soit lorsque :

$$(1-\alpha)x + \alpha y < d \Leftrightarrow y < \frac{d - (1-\alpha)x}{\alpha} \quad (2.4)$$

Ainsi, la probabilité de faillite de A se calcule de manière suivante :

$$P(\bar{A}) = .P[(1-\alpha)x + \alpha y < d] = P\left[y < \frac{d - (1-\alpha)x}{\alpha}\right] = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{\frac{d - (1-\alpha)x}{\alpha}} f(x)f(y)dxdy \quad (2.5)$$

De la même manière, l'actif de l'institution financière B s'écrit donc désormais :

$$\beta x + (1-\beta)y \quad (2.6)$$

Cette institution est déclarée en faillite si les réalisations de  $x$  et de  $y$  sont telles que cette valeur est inférieure à  $d$ , soit lorsque :

$$\beta x + (1-\beta)y < d \Leftrightarrow y < \frac{d - \beta x}{1-\beta} \quad (2.7)$$

Ainsi, la probabilité de faillite de B :

$$P(\bar{B}) = P[(1-\beta)y + \beta x < d] = P\left[y < \frac{d - \beta x}{1-\beta}\right] = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{\frac{d - \beta x}{1-\beta}} f(x)f(y)dxdy \quad (2.8)$$

<sup>8</sup> Ces surfaces ainsi délimitées ne constituent pas en tant que telles des probabilités (contrairement à Wagner (2008 et 2010) qui utilise une loi uniforme) puisque chacun des points appartenant à ces surfaces doit être pondéré par sa probabilité d'apparition.

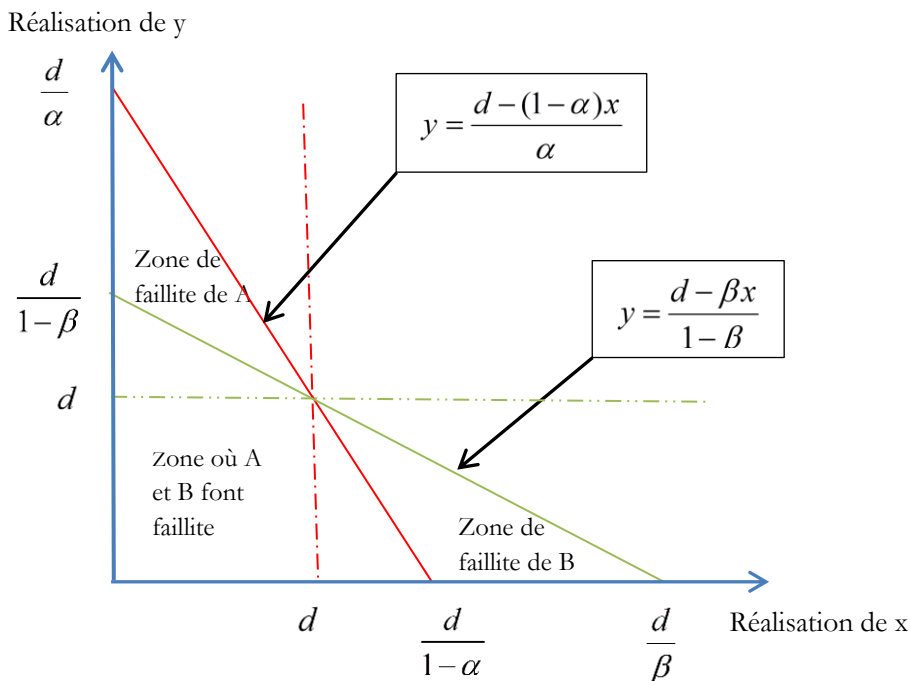
<sup>9</sup> Considérer que A et B se diversifient, ne change pas les conclusions de cet article.

Quant à la probabilité de faillite systémique, elle est définie comme la faillite concomitante des deux institutions financières. Sous l'hypothèse d'indépendance entre  $x$  et  $y$ , la probabilité d'apparition d'une faillite systémique se calcule comme suit:

$$P(\bar{A} \cap \bar{B}) = \left[ \int_{-\infty}^d \int_{-\infty}^{\frac{d-\beta x}{1-\beta}} f(x)f(y)dx dy \right] + \int_d^{\frac{d}{1-\alpha}} \int_{-\infty}^{\frac{d-(1-\alpha)x}{\alpha}} f(x; y)dx dy \quad (2.9)$$

Une illustration de cette situation de diversification des établissements financiers est illustrée dans le graphique 2. On remarque que A (resp. B) est déclarée en faillite pour des couples  $(x ; y)$  sous la droite correspondant à l'équation 2.4 (resp. 2.7). On observe aussi que lorsqu'une IF se diversifie, elle augmente la probabilité d'apparition d'une crise systémique. En effet, la surface de la zone de faillite de A et B augmente, ce qui correspond à une augmentation du risque systémique.

**Graphique 2**



Le modèle présenté et les différentes mesures de risque (individuel et systémique) établies, la section qui suit a pour objectif de présenter les lois alpha-stables. Nous rappelons que dans cet article, le caractère aléatoire du rendement de l'actif est modélisé à partir des distributions alpha-stables contrairement à Wagner (2010), qui suppose que le rendement de l'actif suit une loi uniforme.

## 2.2 Distribution alpha-stable

Les lois à variance finie, en particulier la loi normale, sont utilisées pour modéliser et étudier de nombreux phénomènes en économie. En général, les résultats obtenus à partir d'une telle modélisation sont satisfaisants. Cependant, lorsque l'on étudie des phénomènes présentant de nombreuses valeurs extrêmes, de telles modélisations deviennent inadaptées. En effet, dans un univers gaussien, on modélise très bien le comportement moyen des événements, les

occurrences présentant de faibles fréquences d'apparition sont généralement traitées comme des valeurs aberrantes. Ainsi, dans un environnement financier, les lois alpha-stables à variance infinie<sup>10</sup> sont une alternative intéressante. En effet, il s'agit d'une famille de lois pour laquelle le théorème central limite généralisé est applicable. Dès lors, il s'agit d'une généralisation de lois parmi lesquelles se trouve la loi normale. En outre, elles permettent de prendre en compte aussi bien l'épaisseur des queues de distribution que l'asymétrie<sup>11</sup>, qui caractérisent généralement les données financières<sup>12 13</sup>. Elles s'avèrent alors mieux adaptées dans un contexte de gestion de risque, compte tenu de l'importance de l'évaluation et de la prise en compte des risques extrêmes par le régulateur.

Précisément, une variable aléatoire  $X$  suit une loi stable si elle vérifie l'une des deux définitions suivantes.

**Définition 1 :** Une variable aléatoire  $X$  suit une distribution alpha-stable si, il existe des variables aléatoires  $X_1, X_2, \dots, X_n$  indépendantes, identiquement distribuées de même loi que  $X$ , une constante strictement positive  $A_n$ , et un réel  $B_n$  tels que :

$$X_1 + X_2 + \dots + X_n \equiv A_n X + B_n \quad (2.10)$$

Cette définition met en relief la notion de stabilité, mais ne donne pas d'informations sur la paramétrisation des distributions alpha-stables. D'une manière générale, elles sont définies à partir de leurs fonctions caractéristiques. Dans la littérature, il existe plusieurs paramétrisations des distributions alpha-stables notées  $S_\alpha(\beta, \gamma, \delta)$ , notamment celle de Samorodnitsky et Taqqu (1994) et celle de Zolotarev (1986). Cependant, avec la paramétrisation proposée par Samorodnitsky et Taqqu (1994), la fonction de densité n'est pas continue pour  $\alpha = 1$  et  $\beta = 0$  (Nolan, 1997). De ce fait, nous retenons dans cet article la paramétrisation de Zolotarev (1986) dont la définition est la suivante :

**Définition 2 :** Une variable aléatoire  $X$  suit une distribution alpha-stable si sa fonction caractéristique s'écrit :

$$\phi_{S_\alpha(\beta, \gamma, \delta)} = \begin{cases} \exp\left(-\gamma|t|^\alpha \left[1 + i\beta \left(\tan \frac{\pi\alpha}{2}\right) \text{sign}(t) (|\gamma t|^{\alpha-1} - 1)\right] + i\delta t\right) & \text{Si } \alpha \neq 1 \\ \exp\left(-\gamma|t| \left[1 + i\beta \frac{2}{\pi} \text{sign}(t) \ln(\gamma|t|)\right] + i\delta t\right) & \text{Si } \alpha = 1 \end{cases} \quad (2.11)$$

<sup>10</sup> Les lois alpha-stables ont une variance infinie lorsque leur index de stabilité est inférieur à 2. L'index de stabilité est présenté dans la suite de l'article.

<sup>11</sup> Les graphiques 11 et 12 disponibles en annexe présentent respectivement l'influence des paramètres de stabilité (qui permet de prendre en compte les queues épaisses) et d'asymétrie sur la représentation de la fonction de densité des distributions alpha-stables.

<sup>12</sup> La question de l'épaisseur de la queue gauche (pertes extrêmes) a déjà été abordée par Duport, Fina et Goyeau (2017) en recourant à une distribution de Gumbel. Les distributions alpha-stables permettent de prendre en compte simultanément les gains et les pertes extrêmes sur l'analyse des effets de la diversification sur la fragilité des IFs.

<sup>13</sup> Voir les travaux de Mandelbrot (1963), Fama (1965) ou encore Mittnik et Rachev (1993) pour ne citer qu'eux, qui montrent que les données financières sont souvent asymétriques et ont des queues épaisses.



avec des contraintes suivantes sur les paramètres :  $\alpha \in ]0;2]$ ,  $\beta \in [-1;1]$ ,  $\gamma \in \mathbb{R}^{*+}$ ,  $\delta \in \mathbb{R}$ , et  $sign$  la fonction signe.  $\alpha$  est l'index de stabilité qui permet de caractériser la queue de distribution. Plus la valeur de  $\alpha$  est faible, plus les queues sont épaisses.  $\beta$  correspond au paramètre d'asymétrie<sup>14</sup>,  $\delta$  est appelé paramètre de position, il permet de positionner distribution suivant l'axe des abscisses, et  $\gamma$  mesure la dispersion autour de  $\delta$ .

## 2.3 Résultats

Dans cette section, nous présentons successivement les résultats de la modélisation de la loi suivie par les rendements bancaires, et l'analyse des effets de la diversification sur le risque systémique et de faillite individuelle.

### 2.3.1 Modélisation de la loi de probabilité suivie par les rendements de l'actif des banques de l'UE

Pour déterminer la loi de probabilité suivie par les rendements de l'actif des banques de l'UE, nous considérons que ces rendements suivent une loi de type alpha-stable. Ainsi, déterminer précisément la loi suivie par ces rendements revient à estimer les paramètres de la distribution alpha-stable à partir des données empiriques.

Pour ce faire, les approches les plus courantes sont les méthodes des quantiles (McCulloch (1986)), de la fonction caractéristique (Koutrouvelis (1980)) et du maximum de vraisemblance (Nolan (2001)). Pour des raisons de simplicité, nous adoptons la méthode de maximum de vraisemblance proposée par Nolan (2001)<sup>15</sup>.

Notre échantillon provient de la base de données Bankscope. Il est composé de 914 banques de l'UE dont les résultats sont publiés en comptes consolidés<sup>16</sup>, et sur la période 2000-2014. Le tableau 2 ci-après présente les résultats<sup>17</sup> des estimations des paramètres alpha-stables estimés à partir de la méthode proposée par Nolan (2001).

**Tableau 1:** Estimation des paramètres de la distribution alpha-stable suivie par les ROA

Alpha	Bêta	Gamma	Delta
1.099	0.468	0.359	0.431

À partir de ces résultats, deux constats peuvent être faits.

Premièrement, les rendements de l'actif des banques de l'UE suivent une distribution de probabilité à queue épaisse. Deuxièmement, ces rendements sont asymétriques à droite. Ces

<sup>14</sup> Si  $\beta$  est égal à 0, la distribution est dite symétrique, supérieur à 0 asymétrique à droite et inférieur à 0 asymétrique à gauche.  $\delta$  est le paramètre de position et  $\gamma$  mesure la dispersion autour de  $\delta$ .

<sup>15</sup> Ce choix est aussi justifié par le fait que la méthode des quantiles n'est adaptée que si l'index de stabilité est compris entre 0.6 et 2 (McCulloch (1986)).

<sup>16</sup> Nous privilégions les comptes consolidés car nous supposons que qu'une banque mère ne laisserais pas une de ses filiales faire faillite sans lui venir en aide.

<sup>17</sup> Pour vérifier que les estimateurs fournis par la méthode proposée par Nolan (2001) reflètent bien la réalité des données empiriques, nous avons simulé des rendements à partir des paramètres estimés et avons effectué des tests d'ajustement entre les données empiriques et simulées. Le tableau 9 présente les résultats de ces tests et montrent que les paramètres fournis par la méthode de maximum de vraisemblance reflètent la réalité des données.

constats montrent que, les banques de l'UE présentent des rendements bancaires extrêmes, mais surtout que, les banques de l'UE réalisent en moyenne des profits extrêmes.

Avec ces valeurs de paramètres, nous évaluons dans la section suivante les effets de la diversification sur les probabilités de risque systémique et faillite individuelle.

### 2.3.2 Les deux effets de la diversification

Nous analysons à présent les effets de la diversification sur la fragilité des banques européennes. Pour ce faire, il convient d'exprimer analytiquement les expressions mathématiques 2.5 et 2.9. L'expression 2.5 exprime la probabilité de faillite de A, et 2.9 la probabilité de risque systémique. Cependant, bien que la spécification du modèle présenté dans la première section soit particulièrement intéressante, elle se heurte à un problème majeur, celui de la difficulté d'exprimer analytiquement les probabilités de faillite de A et de faillite systémique.

Pour remédier à ce problème, nous procédons par une méthode approchée. Précisément, nous générons 50 000 réalisations de  $x$  et de  $y$  suivant une loi alpha-stable. Dès lors, pour une valeur de  $d$  (dépôts)<sup>18</sup> fixée, nous pouvons obtenir une valeur approchée des probabilités de faillite systémique et de faillite individuelle.

Le tableau 3 présente respectivement les probabilités de faillite individuelle et de risque systémique en fonction du degré de diversification de A et les figures 3 et 4 les représentations graphiques.

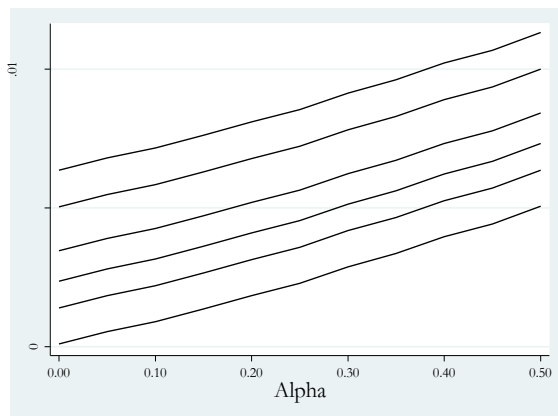
**Tableau 2:** Effets de la diversification sur le risque systémique et le risque de faillite individuelle

Bêta	0%	10%	20%	30%	40%	50%	-
Alpha	Psystème	Psystème	Psystème	Psystème	Psystème	Psystème	PfailA
0%	0,010%	0,140%	0,236%	0,346%	0,504%	0,636%	1,390%
5%	0,054%	0,184%	0,280%	0,390%	0,548%	0,680%	1,368%
10%	0,090%	0,220%	0,316%	0,426%	0,584%	0,716%	1,324%
15%	0,136%	0,266%	0,362%	0,472%	0,630%	0,762%	1,300%
20%	0,184%	0,314%	0,410%	0,520%	0,678%	0,810%	1,270%
25%	0,228%	0,358%	0,454%	0,564%	0,722%	0,854%	1,254%
30%	0,288%	0,418%	0,514%	0,624%	0,782%	0,914%	1,208%
35%	0,336%	0,466%	0,562%	0,672%	0,830%	0,962%	1,180%
40%	0,396%	0,526%	0,622%	0,732%	0,890%	1,022%	1,180%
45%	0,442%	0,572%	0,668%	0,778%	0,936%	1,068%	1,150%
50%	0,506%	0,636%	0,732%	0,842%	1,000%	1,132%	1,132%

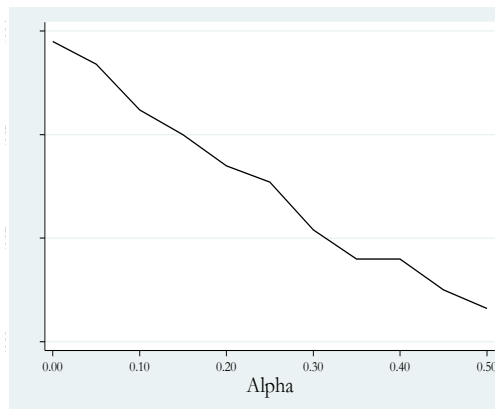
**Note:** Ce tableau présente les probabilités de risque systémique et de faillite individuelle en fonction du degré de diversification. Pour mémoire, alpha mesure la diversification de A dans l'activité de B et bêta, la diversification de B dans l'activité de A.

<sup>18</sup> Dans cet article, nous fixons une valeur de  $d$  de 97%, ou aux fonds propres de 3%, qui correspond au ratio fonds propres non pondéré par les risques.

**Graphique 3 :** Probabilité de risque systémique en fonction du degré de diversification



**Graphique 4 :** Probabilité de faillite individuelle en fonction du degré de diversification



De ces résultats, plusieurs constats peuvent être faits. Le premier constat que l'on peut formuler est que l'on retrouve certains résultats traditionnels en finance. Concrètement, ces résultats montrent qu'une stratégie de diversification est bénéfique pour une institution financière puisque cela réduit sa probabilité de faillite (graphique 4) et converge vers le risque systématique. On constate aussi que toute stratégie de diversification entraîne une augmentation du risque systémique (graphique 3). Ainsi, la diversification est sous-optimale pour la société. Enfin, les évolutions de la probabilité de risque systémique sont quasi-linéaires et subissent une translation vers le haut selon le degré de diversification de l'autre institution. Le coefficient directeur est de 0.0099 (pour un  $R^2$  de 0.993) indiquant qu'une augmentation de la diversification d'un point de pourcentage entraîne une augmentation de risque systémique de 0.0099. Quant à l'évolution du risque de faillite individuelle en fonction du degré de diversification, elle aussi est quasi-linéaire. Le coefficient directeur est de -0.005 (pour un  $R^2$  de 0.983) indiquant qu'une augmentation de la diversification d'un point de pourcentage entraîne une diminution de la probabilité de faillite de A de 0.005.

En somme, nos résultats mettent en évidence un effet substitution risque individuel/risque systémique engendrée par des stratégies de diversification, et conduisent à s'interroger sur l'implication de ces effets en termes de fonds propres dans une perspective macro-prudentielle.

### 3. Diversification et exigences en fonds propres

L'objectif de cette section est d'évaluer le niveau de fonds propres qu'il conviendrait d'imposer à une institution financière diversifiée afin de maintenir les probabilités de risque individuel et systémique constantes. Pour ce faire, nous supposons que l'établissement B n'est pas diversifié, soit  $\beta=0$ . Dès lors, toute augmentation des probabilités de faillite individuelle et systémique est imputable à l'établissement A.

#### 3.1 Démarche

La mise en évidence de l'évolution des fonds propres qui devraient être exigés par le régulateur suite à une stratégie de diversification, se traduit formellement de la manière suivante<sup>19</sup> :

---

<sup>19</sup> La démarche adoptée pour évaluer l'évolution des fonds propres préservant les risques systémique et individuel étant la même, nous présentons indifféremment les deux démarches. Pfail est la probabilité de faillite individuelle ou systémique et FP les fonds propres.

$$dP_{fail} = 0 \quad (3.1)$$

$$dP_{fail} = 0 \Leftrightarrow \frac{\partial fail}{\partial FP} dFP + \frac{\partial fail}{\partial \alpha} d\alpha = 0 \quad (3.2)$$

À partir de l'expression mathématique (3.2), nous pouvons établir la relation entre le niveau de fonds propres et le degré de diversification qui permet de maintenir le risque faillite constant.

$$\frac{dFP}{d\alpha} = - \frac{\frac{\partial fail}{\partial \alpha}}{\frac{\partial fail}{\partial FP}} \quad (3.3)$$

Le calcul de  $\frac{\partial fail}{\partial \alpha}$  et  $\frac{\partial fail}{\partial FP}$  permet de mettre en évidence la contribution marginale au risque de faillite des deux variables utilisées (niveau de diversification et niveau de fonds propres). Plus précisément, l'équation (3.4) détermine la variation des fonds propres nécessaire pour faire face à une variation de diversification, et l'équation (3.5) montre comment doivent évoluer les fonds propres d'une banque au fur et à mesure qu'elle se diversifie.

$$dFP = - \frac{\frac{\partial fail}{\partial \alpha}}{\frac{\partial fail}{\partial FP}} d\alpha \quad (3.4)$$

$$FP_{\alpha_f} = FP_{\alpha_i} - \frac{\frac{\partial fail}{\partial \alpha}}{\frac{\partial fail}{\partial FP}} d\alpha \quad (3.5)$$

En clair, il convient de déterminer l'expression mathématique de la contribution marginale de la diversification et des fonds propres au risque de faillite. Pour ce faire, nous procédons en deux étapes similaires à celles que nous avons décrites dans la section 4. Pour exprimer mathématiquement la contribution de la diversification sur le risque de faillite, nous calculons les valeurs de la probabilité de faillite pour différentes valeurs de  $\alpha$ , avec un pas de 0.01, ce qui permet d'obtenir 51 valeurs. À partir d'une régression multinomiale, nous obtenons l'équation de la forme suivante :

$$P_{fail} = \sum_{i=0}^n a_i \alpha^i \quad (3.6)$$

On peut dériver cette probabilité de faillite par rapport à alpha pour obtenir l'expression mathématique de la contribution marginale de la diversification au risque de faillite.

$$\frac{\partial fail}{\partial \alpha} = \sum_{i=0}^n i a_i \alpha^{i-1} \quad (3.7)$$

S'agissant de l'expression mathématique de la contribution des fonds propres au risque de faillite, nous calculons les valeurs de probabilité de faillite pour différentes valeurs des fonds propres, avec un pas de 0.01, ce qui permet d'obtenir 101 valeurs. Cependant, contrairement à la

relation entre le risque de faillite et la diversification, il existe une relation inverse entre le risque de faillite et les fonds propres. Dans ce cadre, à partir d'une régression multinomiale, nous obtenons une équation de la forme ci-dessous.

$$P_{fail} = \sum_{i=1}^n a_i \frac{1}{FP^i} \quad (3.8)$$

En dérivant l'équation (3.8), nous obtenons l'expression mathématique de la contribution marginale des fonds propres au risque de faillite suivant :

$$\frac{\partial P_{fail}}{\partial FP} = \sum_{i=1}^n -i a_i \frac{1}{FP^{i+1}} \quad (3.9)$$

Ces deux dérivées permettent maintenant de calculer l'évolution du niveau de fonds propres qui maintient le risque faillite constant.

### 3.2 Résultats

Comme présenté dans la section précédente, tout d'abord, nous cherchons à exprimer mathématiquement les effets de la diversification sur les probabilités de risque systémique et de faillite individuelle. Précisément, il s'agit d'exprimer l'équation 3.6. Les tableaux 4 et 5 présentent les résultats obtenus à partir d'un modèle multinomial d'ordre 4 pour la probabilité de risque systémique et d'ordre 2 pour la probabilité de faillite individuelle.

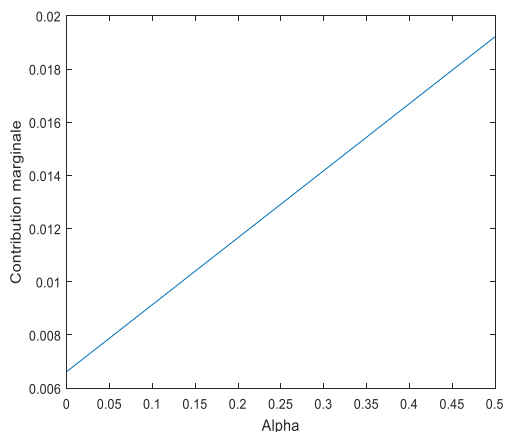
**Tableau 3**

	a4	a3	a2	a1	a0	R <sup>2</sup> corrigé
<b>P<sub>failsyst</sub></b>	0,0126801	-0,0188405	0,0125945**	0,0066239***	0,0001173***	0,9994
<b>P<sub>failA</sub></b>	-	-	0,0033416***	-0,0068983***	0,0139335***	0,9902

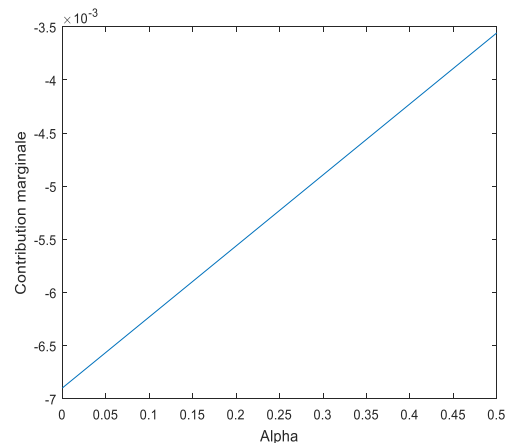
Note : \*\*\*, \*\* indique une significativité à 1% et à 5%

L'expression mathématique 3.6 établie, nous pouvons exprimer les contributions marginales de la diversification sur le risque systémique et le risque de faillite individuelle. Les graphiques 5 et 6 représentent les évolutions de la contribution marginale de la diversification au risque systémique (graphique 5) et au risque faillite individuelle (graphique 6).

**Graphique 5 :** Contribution marginale de la diversification au risque systémique



**Graphique 6 :** Contribution marginale de A à son risque de faillite en fonction de son degré de diversification



Ces graphiques mettent en avant un effet croissant et linéaire de la diversification tant sur le risque de faillite individuelle que sur le risque systémique. Aussi, il importe aussi de remarquer que, comme on pouvait s’y attendre, la contribution marginale de la diversification sur le risque systémique est positive, tandis qu’elle est négative sur le risque de faillite individuelle.

Ensuite, nous nous intéressons à l’évolution des probabilités de risque systémique et de faillite individuelle en fonction du niveau de fonds propres. Ici, il s’agit d’exprimer l’équation mathématique 3.8. Le tableau 5 ci-après présente les résultats obtenus à partir d’un modèle multinomial d’ordre 3 pour les risques systémique et faillite individuelle.

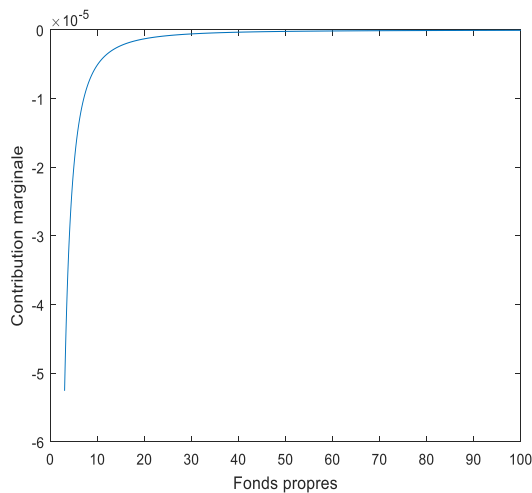
**Tableau 4**

	a3	a2	a1	a0	R <sup>2</sup> corrigé
<b>Pfailsyst</b>	0,00000358***	-0,0000724***	0,0005202***	-0,0000651***	0,9962
<b>PfailA</b>	0,0003088***	-0,005902***	0,0394012***	0,0008573***	0,9902

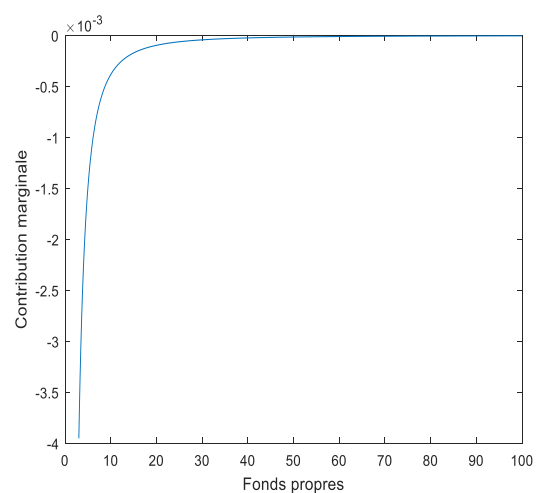
Note : \*\*\* indique une significativité à 1%

L’expression mathématique 3.8 établie, nous pouvons exprimer mathématiquement l’expression mathématique de la contribution des fonds propres aux probabilités de faillite systémique et individuelle. Les graphiques 7 et 8 illustrent tour à tour l’évolution de la contribution marginale des fonds propres sur le risque systémique (graphique 7) et sur le risque de faillite individuelle (graphique 8).

**Graphique 7 :** Contribution marginale des fonds propres au risque systémique



**Graphique 8 :** Contribution marginale des fonds propres de A à son risque de faillite

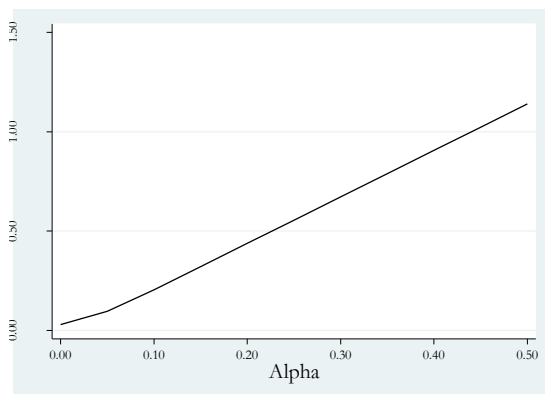


De ces graphiques, on observe que les fonds propres ont un effet croissant et négatif sur les risques systémique et de faillite individuelle. En d’autres termes, toute augmentation des fonds propres entraîne une diminution du risque systémique et de faillite individuelle. Cependant, si les fonds propres supplémentaires ont une forte efficacité au début, cet effet s’épuise et finit par tendre vers zéro.

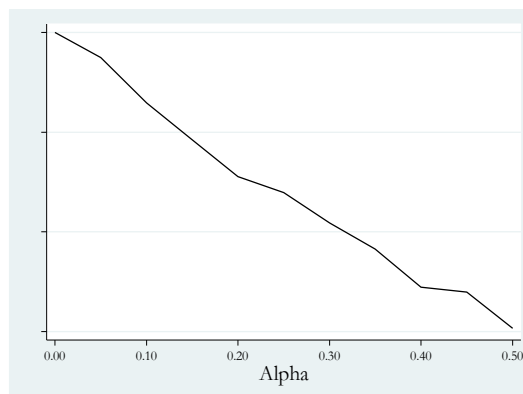
Enfin, les expressions mathématiques des contributions marginales de la diversification et des fonds propres aux probabilités de faillites déterminées, nous calculons l’évolution du niveau

de fonds propres qui maintient la probabilité de risque systémique constante d'une part, et de faillite individuelle constante, d'autre part. Les graphiques 9 et 10 présentent l'évolution des fonds propres préservant le risque systémique constant (graphique 9) et de faillite individuelle constant (graphique 10).

**Graphique 7 :** Évolution du niveau des fonds propres préservant le risque systémique constant



**Graphique 8 :** Évolution du niveau des fonds propres préservant le risque de faillite individuel constant



Ces résultats sont conformes à nos attentes. En effet, toute stratégie de diversification devrait être sanctionnée par une augmentation des exigences en fonds propres pour contenir le risque systémique. En revanche, ces exigences en fonds propres devraient diminuer pour faire face aux variations de la probabilité de risque individuelle.

Aussi, l'évolution des fonds propres nécessaires pour neutraliser les effets de la diversification sur les risques systémique et individuel sont quasi-linéaires. Le coefficient directeur de la droite représentant l'évolution des fonds propres qui maintiendrait le risque systémique constant est de 2.27 (pour un  $R^2$  de 0.99), indiquant qu'une augmentation de la diversification d'un point de pourcentage doit être sanctionnée par une augmentation des exigences en fonds propres de 2.27 points de pourcentage. Une diversification complète de l'IF coûte 113.5 points de pourcentage en plus. S'agissant de la droite représentant l'évolution des fonds propres qui maintiendrait le risque de faillite individuelle constant, son coefficient directeur est de -0.011 (pour une  $R^2$  de 0.98). Ainsi, une augmentation de 1 point de pourcentage doit être gratifiée par une diminution des exigences en fonds propres de 0.011 points de pourcentage. Ces deux résultats mettent en exergue l'impossibilité du régulateur à poursuivre deux objectifs avec le même instrument.

Enfin, nous observons que ces fonds propres ne permettraient pas l'exercice de l'activité bancaire puisque, pour contenir l'exposition au risque systémique entraînée par une diversification complète de l'IF, il faudrait 100% de fonds propres. Dans ce contexte, ces résultats mettent en avant la difficulté pour le régulateur à mettre en place une réglementation prudentielle *via* les fonds propres.

#### 4. Effets de la diversification et exigences en fonds propres : Exploitation des effets temporels

Nous procédons dans ce qui suit à une analyse en coupe transversale. Cette analyse a pour objectif de distinguer les effets de la diversification en période de crise et en période normale sur les probabilités de risques systémique et de faillite individuelle et d'en tirer les implications en termes de fonds propres. Précisément, nous déterminons tout d'abord la distribution de probabilité des ROA des différentes banques de l'UE chaque année et non pas sur l'ensemble de la période. Ensuite, nous analysons les effets de la diversification sur ces deux risques en fonction de l'année, et donc du contexte, puisque notre période d'étude comprend des périodes de crise. Enfin, nous évaluons les fonds propres qui permettraient maintenir, dans un premier temps, le risque systémique constant puis, dans un second temps, le risque de faillite individuelle constant.

##### 4.1 Détermination de la loi de probabilité suivie par les rendements de l'actif

Comme à la sous-section 2.3, nous adoptons la méthode proposée par Nolan (2001) pour estimer les paramètres de la distribution alpha-stable suivie par les rendements de l'actif des banques de l'UE chaque année. Le tableau 5 présente les résultats de ces estimations.

**Tableau 5:** Estimation des paramètres de la distribution Alpha-stable suivie par les ROA

Année	Alpha	Bêta	Gamma	Delta
2000	1.089	0.502	0.346	0.576
2001	1.096	0.203	0.326	0.519
2002	0.957	-0,108	0,346	0.518
2003	1.109	0.173	0.341	0.528
2004	1.108	0.22	0.354	0.567
2005	1.109	0.64	0.362	0.574
2006	1.111	0.68	0.389	0.586
2007	1.051	0.53	0.389	0.586
2008	0.957	-0.053	0.427	0.365
2009	0.855	0.221	0.302	0.292
2010	1.089	0.397	0.317	0.336
2011	0.914	0	0.349	0.316
2012	0.944	0	0.342	0.196
2013	1.078	0.368	0.326	0.321
2014	1.098	0.428	0.346	0.381

**Note:** Ce tableau présente le résultat des estimations des paramètres de la loi de distribution alpha-stable suivie par les ROA par année. Ces estimations sont effectuées à partir de la méthode du maximum de vraisemblance.

De ces résultats, deux constats peuvent être faits. Premièrement, comme nous l'avons déjà vu, nous pouvons constater que, quel qu'en soit l'année, les rendements des banques de l'UE suivent une distribution de probabilité à queue épaisse. En effet, pour toutes les années, le paramètre alpha est inférieur à 2. Ce constat montre que les banques européennes réalisent des pertes et/ou des gains extrêmes. Par ailleurs, on peut aussi remarquer qu'en période normale, le paramètre d'asymétrie de la distribution des rendements est inférieur à zéro, alors qu'il est supérieur à zéro en période normale. Ainsi, la distribution des rendements est asymétrique à droite en période normale et asymétrique à gauche en période de crise. De manière concrète, ces



constats montrent que si on exclut les années de crise (2002, 2008, 2009, 2011 et 2012), les banques européennes ne réalisent pas des pertes extrêmes. Ainsi, ces résultats retranscrivent les faits observés dans l'industrie bancaire européenne ces dernières années ; et nous confortent dans notre intuition qu'il faudrait distinguer dans l'analyse des effets de la diversification sur le risque systémique, les périodes de crise des périodes normales.

## 4.2 Les deux effets de la diversification

Nous analysons à présent les effets de la diversification sur la fragilité des banques européennes. Comme dans la section 2, il s'agit d'exprimer analytiquement l'expression 2.5 et 2.9. Pour les mêmes raisons évoquées dans cette section, nous ne pouvons pas exprimer analytiquement ces expressions. Ainsi, la aussi nous procédons par une simulation de 50 000 variables aléatoires de  $x$  et  $y$  à partir de paramètres préalablement déterminés. Et, pour une valeur de 3% de fonds propres, nous calculons les probabilités de risque systémique et de faillite individuelle en fonction du degré de diversification de  $A$  (tableau 6).

Tableau 6

Diversification	0%	10%	20%	30%	40%	50%
<b>Année</b>	<b>Pfailsyt</b>					
2000	0,016%	0,114%	0,192%	0,296%	0,390%	0,468%
2001	0,022%	0,154%	0,292%	0,418%	0,552%	0,682%
2002	0,168%	0,604%	1,040%	1,454%	1,814%	2,220%
2003	0,036%	0,198%	0,354%	0,508%	0,658%	0,820%
2004	0,028%	0,130%	0,282%	0,456%	0,638%	0,786%
2005	0,002%	0,044%	0,098%	0,186%	0,260%	0,356%
2006	0,000%	0,040%	0,118%	0,172%	0,250%	0,310%
2007	0,018%	0,128%	0,242%	0,350%	0,480%	0,596%
2008	0,256%	0,740%	1,206%	1,684%	2,144%	2,58%
2009	0,056%	0,360%	0,620%	0,874%	1,118%	1,370%
2010	0,024%	0,142%	0,252%	0,356%	0,520%	0,640%
2011	0,178%	0,700%	1,100%	1,500%	1,876%	2,252%
2012	0,160%	0,602%	0,968%	1,326%	1,692%	2,044%
2013	0,022%	0,168%	0,298%	0,430%	0,562%	0,712%
2014	0,022%	0,144%	0,250%	0,330%	0,464%	0,566%
<b>Année</b>	<b>PfailA</b>					
2000	1,090%	1,040%	0,990%	0,966%	0,938%	0,904%
2001	1,532%	1,476%	1,480%	1,456%	1,438%	1,384%
2002	3,904%	3,940%	4,008%	4,078%	4,110%	4,172%
2003	1,898%	1,850%	1,794%	1,774%	1,728%	1,710%
2004	1,820%	1,734%	1,706%	1,694%	1,700%	1,662%
2005	0,836%	0,782%	0,730%	0,720%	0,692%	0,692%
2006	0,750%	0,696%	0,702%	0,682%	0,686%	0,642%
2007	1,320%	1,288%	1,254%	1,236%	1,228%	1,218%
2008	4,692%	4,740%	4,802%	4,842%	4,86%	4,866%
2009	2,444%	2,510%	2,554%	2,570%	2,588%	2,640%
2010	1,366%	1,342%	1,334%	1,296%	1,304%	1,282%
2011	4,260%	4,368%	4,436%	4,448%	4,458%	4,464%
2012	3,832%	3,898%	3,922%	3,932%	3,970%	4,000%
2013	1,486%	1,464%	1,412%	1,396%	1,408%	1,406%
2014	1,314%	1,278%	1,232%	1,152%	1,170%	1,140%

Note : PfailA indique la probabilité de faillite de  $A$  et Pfailsyt de faillite concomitante de  $A$  et  $B$

Si on se focalise sur les effets de la diversification sur le risque systémique, il ressort de ces résultats que, quelle qu'en soit l'année considérée, une stratégie de diversification de la banque A entraîne une augmentation du risque systémique. Dit autrement, les stratégies de diversification des banques européennes sont néfastes pour la société.

Quant au risque de faillite individuelle, nous montrons que les effets de la diversification sur le risque de faillite individuelle dépendent de la loi de distribution de probabilité des rendements bancaires. En effet, il apparaît que les stratégies de diversification ne conduiraient à une diminution du risque de faillite individuelle que si on exclut les années de crise (2002, 2008, 2009, 2011 et 2012), puisque, ces années, toute stratégie de diversification entraîne une augmentation du risque de faillite individuelle.

En résumé, la diversification apparaît sous-optimale pour la société. Cependant, les effets de la diversification sur le risque de faillite individuelle dépendent de la loi de distribution de probabilité suivie par les banques de l'UE, mais surtout en termes de risque de faillite individuelle, la diversification n'est optimale qu'en période de crise. Ainsi, ces résultats remettent, en cause la vision traditionnelle selon laquelle la diversification serait bénéfique pour la stabilité bancaire.

### **4.3 Diversification et exigences en fonds propres**

De même que dans la section 3, nous évaluons les fonds propres qui permettraient maintenir, dans un premier temps, le risque systémique constant puis, dans un second temps, le risque de faillite individuelle constant. L'évaluation des fonds propres est réalisée selon la méthode employée dans la section 2.

Le tableau 7 retranscrit l'évolution des fonds propres qui maintiendrait les risques individuel et systémique constants en fonction du degré de diversification.

Pour l'évolution des fonds propres qui maintiendrait le risque de faillite individuelle constant, ces résultats sont conformes à nos attentes. En effet, on observe que, suite à une stratégie de diversification de l'institution financière A, les exigences en fonds propres devraient diminuer en période normale et augmenter en période de crise pour faire face aux variations de la probabilité de faillite individuelle.

S'agissant des fonds propres qui maintiendrait le risque systémique constant, là aussi, ces résultats sont conformes nos attentes à savoir que, pour maintenir le risque systémique constant, les fonds propres devraient augmenter suite à stratégie de diversification de l'institution financière A. Toutefois, nous observons que ces exigences en fonds propres ne sont pas réalistes dans l'industrie bancaire. Par exemple, en 2008, toute stratégie complète de diversification devait être sanctionnée par une augmentation de 30% de fonds propres non pondérés par les risques.

En somme, ces résultats mettent en avant la difficulté pour le régulateur à mettre en place une réglementation macro prudentielle *via* une politique de fonds propres.

Tableau 7

Diversification	0%	10%	20%	30%	40%	50%
<b>Année</b>	<b>Pfailst</b>					
2000	3	29,4	43,6	65,6	87,6	109,6
2001	3	23,7	47,7	71,1	94,5	117,9
2002	3	11,8	20,1	30,1	39,9	50,0
2003	3	14,2	25,9	34,5	45,9	55,3
2004	3	10,91	21,27	32,28	41,38	49,11
2005	3	22,4	46,6	70,7	94,8	118,9
2006	3	136,7	-	-	-	-
2007	3	23,7	47,4	71,1	94,8	118,5
2008	3	9,2	15,4	21,1	27,0	33,3
2009	3	26,2	51,2	73,1	97,6	122,0
2010	3	11,5	20,6	31,0	41,3	51,6
2011	3	12,8	22,0	31,8	42,1	49,0
2012	3	11,9	20,6	30,6	40,2	48,8
2013	3	27,7	53,4	80,1	93,5	110,1
2014	3	17,8	33,8	47,5	60,3	75,3
<b>Année</b>	<b>PfailA</b>					
2000	3	2,853	2,701	2,527	2,361	2,196
2001	3	2,901	2,827	2,747	2,667	2,586
2002	3	3,042	3,136	3,226	3,316	3,406
2003	3	2,894	2,858	2,796	2,704	2,659
2004	3	2,837	2,792	2,727	2,667	2,607
2005	3	2,749	2,641	2,597	2,417	2,290
2006	3	2,797	2,577	2,374	2,172	1,969
2007	3	2,930	2,827	2,728	2,629	2,530
2008	3	3,026	3,082	3,107	3,147	3,187
2009	3	3,073	3,171	3,241	3,313	3,386
2010	3	2,948	2,906	2,864	2,822	2,780
2011	3	3,109	3,142	3,183	3,221	3,261
2012	3	3,068	3,124	3,180	3,236	3,292
2013	3	2,957	2,890	2,790	2,735	2,668
2014	3	2,910	2,820	2,663	2,614	2,508

**Note:** PfailA indique la probabilité de faillite de A et Pfailst de faillite concomitante de A et B

## 5. Conclusion

Pour apporter un éclairage complémentaire au débat portant sur la réglementation macro-prudentielle, cet article traite de la question des incidences de la diversification sur les risques systémique et de faillite individuelle des institutions financières dans une perspective macro prudentielle.

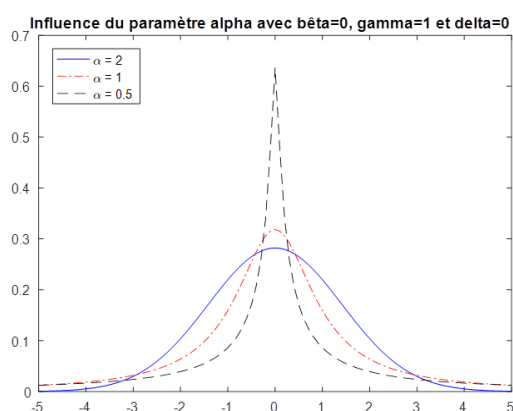
Dans cette perspective, nous adoptons une démarche en trois étapes. Tout d'abord, à partir des rendements bancaires de 914 banques de l'UE sur la période 2000-2014, nous déterminons la loi de distribution des rendements bancaires. Ensuite, nous analysons les effets de la diversification sur la fragilité des banques. Enfin, nous évaluons l'évolution des fonds propres qui permettrait de maintenir les risques systémique et individuel constants. Il ressort de cette analyse qu'une stratégie de diversification ne s'avère optimale que pour les institutions financières. En effet, toute stratégie de diversification entraîne une augmentation de la probabilité de risque systémique et est donc néfaste au niveau collectif. Aussi, mettons en évidence la difficulté pour le régulateur de mettre en place une réglementation prudentielle qui se veut à la fois micro-prudentielle et macro-prudentielle. En effet, si l'aspect micro-prudentiel incite à diminuer les

exigences en fonds propres des établissements qui se diversifient, au contraire, au regard du risque supplémentaire qu'elle fait porter à la société, il est nécessaire de leur exiger des fonds propres supplémentaires. De plus, nous montrons aussi que, dans le cadre de notre étude, les fonds propres nécessaires pour contenir l'exposition des banques au risque systémique sont irréalistes dans l'industrie bancaire. Ainsi, nous mettons en exergue la difficulté du régulateur à mettre en place une politique macro-prudentielle *via* une politique de fonds propres pour faire face aux effets de la diversification sur la fragilité des institutions financières.

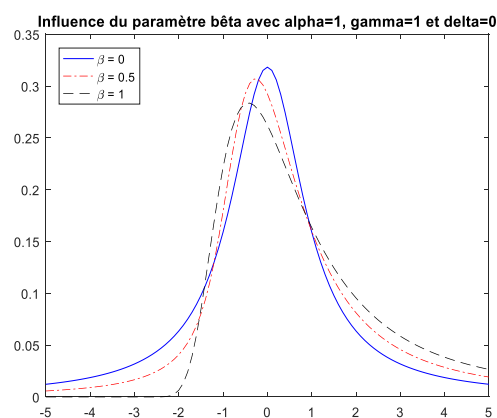
Pour finir, nous avons analysé les effets de la diversification en considérant les rendements bancaires par année. Nous montrons qu'une stratégie de diversification ne s'avère optimale pour les seuls établissements bancaires que pour les périodes normales mais qu'elle est sous optimale tant pour les établissements bancaires que pour la société, en période de crise. Et d'un point de vue réglementaire, là encore, nous mettons en évidence la difficulté pour le régulateur de mettre en place une réglementation prudentielle *via* une politique de fonds propres pour contrer les effets de la diversification sur la fragilité des institutions financières. Dans ce contexte, la question de la séparation des activités bancaires et/ou de la définition d'un autre mode de contrôle que par les fonds propres se pose.

## 6. Annexes

### Graphique 3



### Graphique 4



### Tableau 8: Test de normalité des ROA

H0: Normale	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
H1: Pas normale															
	Statistique														
KS	0,33*	0,35*	0,37*	0,31*	0,27*	0,3*	0,29*	0,33*	0,33*	0,3*	0,29*	0,24*	0,31*	0,28*	0,31*
CvM	21,68*	21,7*	27,4*	21,7*	20*	25,64*	24*	29,1*	34,8*	29,1*	27,2*	19,4*	20,4*	23,7*	22,1*
AD	105,4*	105,5*	132,8*	107,8*	99,9*	127,8*	120,6*	142,5*	167,2*	140,4*	132,5*	96,4*	97,2*	98,1*	115,2*

Note : Ce tableau présente les résultats du test de normalité des roa empirique, ie Kolmogorov-Smirnov (KS), Cramer- von Mises (CvM) et d'Anderson - Darling (AD). \* indique une significativité à 1%

### Tableau 9: Test d'ajustement des ROA empiriques et simulés

H0: F1(x)=F2(x)	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	
H1: F1(x)≠F2(x)																
	Statistique															
1	KS	0,012*	0,02*	0,033*	0,02*	0,025*	0,031*	0,021*	0,026*	0,022*	0,034*	0,018*	0,014*	0,021*	0,024*	0,024*
	Ksa	0,42*	0,688*	1,174*	0,709*	0,911*	1,13*	0,794*	0,952*	0,838*	1,27*	0,673*	0,522*	0,682*	0,921*	0,818*
2	CM	0,00002*	0,00007*	0,0002*	0,00008*	0,0001*	0,000153*	0,00006*	0,00011*	0,00007*	0,00026*	0,00005*	0,00003*	0,00005*	0,0001*	0,00007*
	CMa	0,027*	0,088*	0,246*	0,107*	0,132*	0,199*	0,086*	0,147*	0,105*	0,36*	0,075*	0,046*	0,083*	0,132*	0,105*
3	K	0,045*	0,067*	0,093*	0,053*	0,072*	0,079*	0,063*	0,081*	0,065*	0,076*	0,068*	0,053*	0,061*	0,074*	0,065*
	Ka	0,767*	1,144*	1,82*	0,936*	1,28*	1,42*	1,16*	1,491*	1,212*	1,411*	1,258*	0,979*	1,134*	1,28*	1,232*

Note: Dans ce tableau présente les résultats du test d'homogénéité de la distribution des ROA empiriques et des ROA simulés à partir des paramètres estimés. 1 représente le Kolmogorov, 2 de Cramer-von Mises, et 3 de Kuiper. \* indique la non significativité à 10%.

## Références

- Acharya. 2009.** « A theory of systemic risk and design of prudential bank regulation ». *Journal of Financial Stability* 5 (3): 224-55.
- Acharya et Yorulmazer. 2002.** « Information Contagion and Inter-Bank Correlation in a Theory of Systemic Risk ». SSRN Scholarly Paper ID 365940. Rochester, NY: Social Science Research Network.
- Acharya et Yorulmazer. 2007.** « Too many to fail—An analysis of time-inconsistency in bank closure policies ». *Journal of Financial Intermediation* 16 (1): 1-31.
- Adrian et Shin. 2010.** « Liquidity and leverage ». *Journal of Financial Intermediation*, 19 (3): 418-37.
- Duport, Fina et Goyeau. 2016.** «diversification et risque systémique: prise en compte des risque extrême»
- Fama. 1965.** « The Behavior of Stock-Market Prices ». *The Journal of Business* 38 (1): 34-105.
- Goldstein et Pauzner. 2004.** « Contagion of self-fulfilling financial crises due to diversification of investment portfolios ». *Journal of Economic Theory*, 119 (1): 151-83.
- Koutrouvelis. 1980.** « Regression-Type Estimation of the Parameters of Stable Laws ». *Journal of the American Statistical Association* 75 (372): 918-28.
- Mandelbrot 1963.** « The Variation of Certain Speculative Prices ». *The Journal of Business* 36.
- Markowitz 1952.** « Portfolio Selection\* ». *The Journal of Finance* 7 (1): 77-91.
- Masciandaro. 2007.** « Divide et impera: Financial supervision unification and central bank fragmentation effect ». *European Journal of Political Economy* 23 (2): 285-315.
- McCulloch. 1986.** « Simple consistent estimators of stable distribution parameters ». *Communications in Statistics - Simulation and Computation* 15 (4): 1109-36.
- Mittnik et Rachev. 1993.** « Modeling asset returns with alternative stable distributions ». *Econometric Reviews* 12 (3): 261-330.
- Nolan. 1997.** « Numerical calculation of stable densities and distribution functions ». *Communications in Statistics. Stochastic Models* 13 (4): 759-74.
- Nolan. 2001.** « Maximum Likelihood Estimation and Diagnostics for Stable Distributions ». In *Lévy Processes*, édité par Ole E. Barndorff-Nielsen, Sidney I. Resnick, et Thomas Mikosch, 379-400. Birkhäuser Boston.
- Quintyn et Taylor. 2006.** « Aligning Supervisory Structures with Country Needs in Small Open Economies - The Case of Sub Saharan Africa ». *IMF*.
- Samorodnitsky et Taqqu. 1994.** *Stable Non-Gaussian Random Processes: Stochastic Models with Infinite Variance*. Chapman and Hall.
- Shaffer. 1994.** « Pooling Intensifies Joint Failure Risk ». *Research in Financial Services*.
- Wagner. 2008.** « The homogenization of the financial system and financial crises ». *Journal of Financial Intermediation* 17 (3): 330-56.
- Wagner. 2010.** « Diversification at financial institutions and systemic crises ». *Journal of Financial Intermediation*, 19 (3): 373-86.

**Zolotarev. 1986.** *One-Dimensional Stable Distributions*. Providence, R.I: American Mathematical Society.