

# LE RATIO DE LEVIER COMME RENFORCEMENT DES FONDS PROPRES : UNE ANALYSE EMPIRIQUE DES CONSÉQUENCES SUR LE RISQUE ET LE CRÉDIT BANCAIRES

## Leverage ratio restrictions : An empirical evaluation of their pros and cons

**CAROLE HARITCHABALET<sup>1</sup>**

CATT, Université de Pau et des Pays de l'Adour, France

**LAETITIA LEPETIT<sup>2</sup>**

LAPE, Université de Limoges, France

ORCID: 0000-0002-2875-4432

**KEVIN SPINASSOU<sup>3</sup>**

LC2S, Université des Antilles, France

kevin.spinassou@univ-antilles.fr

ORCID : 0000-0001-5740-8355

**Abstract :** Given recent regulatory changes under Basel III, we empirically examine the impact of leverage ratio and risk-based capital requirements on bank risk taking and lending, allowing for different degrees of supervisory strength. Using data for 66 countries covering the period 2000-2014, we find that banks in countries with a leverage ratio restriction grant fewer loans and have higher credit risk compared to banks facing no leverage ratio requirement, independently of the strength of the supervisory regime. We further find that those negative side-effects of leverage ratio requirements on bank lending and credit risk are not offset by higher capital stringency.

**Keywords :** bank regulation, leverage ratio, bank risk, credit supply.

---

<sup>1</sup> UFR DEG, Avenue du Doyen Poplawski, 64000 Pau.

<sup>2</sup> 5 rue Félix Ébué, BP 3127, 87031 Limoges Cedex 1.

<sup>3</sup> Faculté DE – Campus Universitaire, BP 7209, 97275 Schoelcher Cedex.

**Résumé :** Suite aux réformes de Bâle III sur la réglementation bancaire, nous analysons empiriquement l'impact d'un ratio de levier couplé à un ratio de capital pondéré du risque sur l'offre de crédit et la prise de risque des banques. Avec une base de données sur 66 pays couvrant la période 2000-2014, nous trouvons que les banques octroient moins de crédit et optent pour davantage de risque dans les pays où un ratio de levier est appliqué, indépendamment du degré d'implication des superviseurs nationaux. De plus, un meilleur contrôle des fonds propres ne compense pas ces effets négatifs du ratio de levier.

**Mots-clés :** régulation bancaire, ratio de levier, risque bancaire, offre de crédit.

**JEL Classification :** G21, G28.

## Introduction

Les exigences prudentielles actuelles incluent des contraintes sur le levier des établissements bancaires, notamment à travers le cadre réglementaire suggéré en 2010 par le Comité de Bâle sur le contrôle bancaire (BCBS, Basel Committee on Banking Supervision)<sup>4</sup> et connu sous l'appellation des accords de Bâle III. La mise en place de ces mesures débuta le 1er janvier 2013, pour être complètement effectives au 1er janvier 2022<sup>5</sup>. A cette date, chaque banque opérant dans les systèmes bancaires appliquant les accords de Bâle III devra respecter un ratio de levier au moins égal à 3% de leur exposition totale (comprenant les éléments du bilan comme ceux du hors bilan). Le Comité de Bâle justifie cette mesure en avançant qu'un tel ratio de capital serait complémentaire des ratios de capital pondérés du risque (existant déjà dans de nombreux pays), en limitant l'usage excessif de l'endettement que ces ratios pondérés du risque ne contrôlent pas nécessairement. L'instauration d'un ratio de levier devrait, de fait, améliorer la stabilité bancaire. Cependant, il est parfois affirmé que cette régulation pourrait engendrer des effets pervers en incitant les établissements bancaires à privilégier des actifs plus risqués, avec de meilleurs rendements, ainsi qu'à diminuer l'offre de crédit bancaire. Dans ce contexte, l'objectif de ce papier est d'analyser empiriquement l'impact de l'instauration d'un ratio de levier, en plus d'un ratio pondéré du risque déjà appliqué, sur le risque et le crédit bancaires.

Si la littérature académique dispose de nombreux travaux théoriques analysant l'influence sur la prise de risque des banques d'un ratio pondéré du risque<sup>6</sup>, peu de

---

<sup>4</sup> Voir Basel Committee on Banking Supervision (2010, 2014, 2017) pour les textes du Comité de Bâle à propos de ces mesures, ainsi que Blundell-Wignall, Atkinson et Roulet (2018) pour une synthèse du dispositif de Bâle III.

<sup>5</sup> Initialement prévue le 1er janvier 2022, la date d'entrée en vigueur des nouvelles mesures relatives au ratio de levier a récemment été reportée d'un an suite à la crise sanitaire du coronavirus.

<sup>6</sup> Voir Camara, Lepetit et Tarazi (2013) pour une revue de cette littérature.

modèles théoriques examinent les effets d'un ratio de levier couplé à un ratio pondéré du risque sur la stabilité bancaire. Par ailleurs, ils aboutissent à des conclusions diverses. Blum (2008) montre, par exemple, que l'instauration d'un ratio de levier augmente la stabilité bancaire : ce ratio constitue un moyen de réduire l'incitation des banques à sous-estimer le risque qu'elles rapportent au superviseur, lorsque ce dernier ne dispose que d'une faible capacité d'audit et de sanction auprès de ces banques. En prenant en compte les contraintes de liquidité, Walther (2016) indique qu'une régulation microprudentielle du levier devient nécessaire quand le coût social d'une faillite bancaire est trop élevé. De manière similaire, Hugonnier et Morellec (2017) trouvent que le ratio de levier réduit le risque de défaut car il incite davantage les actionnaires de la banque à absorber les pertes. Kiema et Jokivuolle (2014) concluent que la mise en place d'un ratio de levier en plus d'un ratio pondéré du risque peut provoquer une hausse comme une baisse de la stabilité bancaire, selon le seuil de ces différents ratios de fonds propres minimum. Dans une contribution connexe, Spinassou (2016) montre également que l'application d'une contrainte sur le levier des banques provoque un effet ambigu sur la stabilité bancaire, en fonction de la capacité du superviseur à mener des audits externes et à pénaliser les banques contrevenantes. De plus, cette analyse souligne que cette régulation a un impact négatif sur l'offre de crédit. Barth et Seckinger (2018) mettent en évidence un effet similaire sur le risque bancaire, accentué par l'hétérogénéité du système bancaire en termes de sélection et de suivi des projets financés.

Une importante littérature empirique s'intéresse également aux relations entre les exigences de fonds propres calculées sur le risque, la prise de risque des banques et/ou le volume de crédit qu'elles accordent. En ce sens, la plupart des articles composant cette littérature ne prennent pas en compte le ratio de levier et ses conséquences dans un système bancaire. Différents résultats sont mis en avant lorsqu'il est question de déterminer empiriquement si les banques optent pour plus ou moins de risque quand de nouveaux fonds propres leur sont imposés (i.e. Aggarwal & Jacques, 2001 ; DeJonghe, 2010). Parallèlement, les conclusions convergent davantage dans les travaux examinant l'influence de ratios pondérés du risque sur l'offre de crédit bancaire, montrant qu'un renforcement de la régulation du capital engendre une réduction de l'octroi de crédit (Bernanke & Lown, 1991 ; Berger & Udell, 1994 ; Noss & Toffano, 2016 ; Roulet, 2018 ; Ben Naceur, Marton, & Roulet, 2018)<sup>7</sup>. Nous notons toutefois que certains papiers apportent des résultats nuancés sur cette relation. Par exemple, Carlson, Shan et Warusawitharana (2013) précisent que cette relation négative entre offre de crédit et exigences de fonds propres peut être particulièrement forte en période de tension financière. Toutefois,

---

<sup>7</sup> Voir Martynova (2015) ainsi que Dagher, Dell'Ariccia, Laeven, Ratnovski et Tong (2016) pour une vue d'ensemble de la littérature empirique traitant de la réglementation du capital et de ses effets sur le risque et le crédit bancaires.

dans d'autres situations, un changement des ratios de fonds propres n'a que peu d'influence sur l'octroi de prêts. Examinant les données des banques françaises, Labonne & Lame (2014) démontrent que les banques détenant une part plus élevée de capital dans leur bilan octroient davantage de crédits, mais qu'un renforcement du capital réglementaire ralentit cette offre de crédit.

Notre papier complète cette littérature empirique en étudiant les effets conjugués d'un ratio de levier et de ratios de fonds propres pondérés du risque sur la prise de risque des banques et leur octroi de crédit, dans des systèmes bancaires nationaux où opèrent des organes de surveillance avec différents degrés d'implication. Barth, Caprio et Levine (2013) montrent, en effet, qu'une forte hétérogénéité des superviseurs apparaît à l'échelle mondiale concernant leur capacité (et volonté) à procéder à des audits et à sanctionner les banques : il est alors intéressant d'analyser si le ratio de levier a un impact sur la stabilité bancaire et le volume de prêts selon la compétence des instances de supervision locales<sup>8</sup>. De plus, une forte hétérogénéité entre superviseurs nationaux apparaît également concernant l'approche utilisée pour évaluer et vérifier le niveau et la nature du capital de chaque banque (Barth et al., 2013). C'est pourquoi nous cherchons ensuite à déterminer si cette rigueur en matière de surveillance de qualité du capital peut affecter l'impact des ratios de fonds propres, indépendants ou non du risque, sur le risque et le crédit bancaires<sup>9</sup>. Pour ce faire, nous examinons si une rigueur plus importante dans le contrôle du capital peut compenser les éventuelles incitations négatives créées par l'instauration d'un ratio de levier, telles que la recherche d'actifs plus risqués ou la diminution de l'offre de crédit. Cela tendrait ainsi à confirmer l'hypothèse qu'un contrôle accru des fonds propres encouragerait un comportement plus prudent de la part des banques.

Nous menons cette analyse empirique sur un groupe de 66 pays, pour lesquels la base de données sur la régulation et supervision bancaires de la Banque Mondiale fournit des informations pour la période 2000-2014, à la fois sur l'environnement réglementaire et le cadre de surveillance. Tous ces pays ont mis en place une régulation du capital calculée sur le niveau de risque des banques, et 45 d'entre eux ont par ailleurs imposé un ratio de levier durant notre période d'étude. Nous trouvons que les banques situées dans des pays avec une contrainte sur le levier octroient moins de crédits et présentent un risque de crédit supérieur, en comparaison avec

---

<sup>8</sup> Dans la littérature relative au secteur bancaire, plusieurs papiers considèrent les éventuels liens entre l'implication du superviseur et la stabilité bancaire (Barth, Caprio, & Levine, 2004 ; Laeven & Levine, 2009 ; Shehzad, Haan, & Scholtens, 2010 ; Carretta, Farina, Fiordelisi, Schwizer, & Lopes, 2015) ou l'offre de crédit (Kupiec, Lee, & Rosenfeld, 2017 ; Jobert, Monahov, & Tykhonenko, 2018), mais sans examiner l'application conjointe de ratios de capital dépendants et indépendants du risque.

<sup>9</sup> Deli et Hasan (2017) analysent également l'offre de crédit bancaire sous l'angle du contrôle du capital décrit par Barth et alii (2013), mais sans considération d'une application éventuelle de ratios de levier dans les systèmes bancaires étudiés.

les pays sans ratio de levier, indépendamment du degré d'implication des instances de supervision. D'autre part, nos résultats indiquent que ces effets négatifs générés par l'instauration d'un ratio de levier ne sont pas corrigés par un contrôle plus rigoureux des fonds propres.

Nous contribuons ainsi à la littérature académique par trois aspects. Nous examinons, tout d'abord, les conséquences de la mise en place d'un ratio de levier couplé à un ratio pondéré du risque sur la prise de risque des établissements bancaires. Dans un second temps, nous mettons en perspective les effets de ces mesures réglementaires sous un angle macroéconomique, à travers leur impact sur l'offre de crédit bancaire. Enfin, nous inscrivons nos résultats dans le débat actuel sur le rôle des organes de régulation et de supervision bancaires et ses répercussions sur le comportement des banques.

La suite de ce papier s'organise comme suit. Dans la section suivante, nous décrivons les données utilisées. Nous exposerons, dans la troisième section, la méthodologie choisie pour estimer l'influence du cadre réglementaire et de supervision sur la prise de risque et le crédit bancaires, puis nous interpréterons les résultats obtenus. La quatrième section proposera une analyse plus approfondie, comprenant plusieurs tests de robustesse, et la dernière section présentera les conclusions de notre recherche.

## **1. Données**

### **1.1. Sources des données et construction des variables**

Notre objectif est d'examiner empiriquement si le degré d'implication des superviseurs et le niveau de contrôle de la qualité du capital servant à respecter les ratios réglementaires interagissent avec les contraintes en capital réglementaire (dépendantes ou non du risque) pour influencer à la fois le crédit bancaire et le comportement des banques en termes de prises de risques. Pour conduire cette analyse, nous réunissons les données de plusieurs sources afin de construire une base de données portant sur l'octroi de crédit et la prise de risque bancaires, sur la structure réglementaire et de supervision, ainsi que sur d'autres données relatives aux banques et pays étudiés. Nous collectons des données de banques cotées en bourse (incluant des banques commerciales, coopératives, d'épargne, d'investissement, ainsi que des sociétés de portefeuilles bancaires) pour 66 pays pour lesquels la base de données sur la régulation et supervision bancaires de la Banque Mondiale fournit des informations sur le cadre réglementaire appliqué. Cette base de données se compose de quatre enquêtes menées en 2000, 2003, 2008 et 2012. Notre période d'analyse se limite ainsi de 2000 à 2014.

Nous choisissons de prendre en compte uniquement des banques cotées afin d'éviter une forte hétérogénéité entre pays (concernant en particulier la liquidité bancaire et les opportunités de croissance) et pour faciliter la comparaison entre ces pays. Nous extrayons les bilans bancaires et les informations sur les comptes de résultat depuis la base de données Bloomberg. En complément de ces données, nous collectons des données sur les facteurs macroéconomiques en utilisant les bases de données du Fonds Monétaire International sur la situation économique mondiale, des principaux indicateurs économiques de l'OCDE ainsi que Datastream.

Après avoir fait abstraction des banques pour lesquelles nous manquions de données disponibles majeures, nous obtenons un échantillon de 1515 banques pour 66 pays (échantillon A). Si nous limitons notre échantillon aux 10 plus grandes banques en termes d'actifs par pays, nous aboutissons à un échantillon de 473 banques (échantillon B)<sup>10</sup>. L'utilisation d'un tel échantillon restreint permet de faire des comparaisons entre pays, comme Laeven & Levine (2009) le décrivent. En appendice, le tableau A1 présente les banques selon les pays retenus, et le tableau A2 détaille des statistiques descriptives générales pour les échantillons A et B. Notre échantillon A regroupe en moyenne, pour chaque pays, 61% des actifs bancaires totaux et 60% du total des crédits domestiques au secteur privé.

## 1.2. Indicateur de régulation et de supervision bancaires

Tous les pays de notre échantillon ont instauré une contrainte en capital reposant sur un ratio de capital réglementaire pondéré du risque avant le début de notre période d'analyse, en 2000. A travers les accords de Bâle III, le Comité de Bâle introduit pour la première fois en 2010 une contrainte sur le ratio de levier, indépendant du risque, faisant office de mesure complémentaire au ratio pondéré du risque (voir BCBS, 2010). Nous utilisons la base de données sur la régulation et supervision bancaires de la Banque Mondiale pour identifier les pays imposant un ratio de levier, puis nous nous référons aux informations fournies par les instances réglementaires nationales des pays concernés pour déterminer sa date de mise en place. Seuls 7 pays ont instauré une contrainte sur le levier des banques avant la crise financière mondiale de 2007-2008 (Belgique, Canada, Chili, Jamaïque, Jordanie, Etats-Unis, Zimbabwe), alors que 38 pays ont décidé plus récemment de mettre en place cette contrainte, notamment en 2013 suite aux recommandations du Comité de Bâle (voir le tableau A1 pour davantage de précisions).

Nous reprenons l'indice mesurant le degré d'implication des superviseurs construit par Barth et alii (2013) pour évaluer la propension des autorités bancaires

---

<sup>10</sup> Certains pays présentent toutefois moins de 10 banques cotées (voir le tableau A1).

à procéder à des audits sur site, afin d'établir une évaluation générale de la situation économique des établissements bancaires, et leur capacité à remplacer les dirigeants ou à imposer une réorganisation interne de la banque lorsque des problèmes sont détectés (voir la définition détaillée dans le tableau A3). Nous suivons la méthodologie utilisée par Barth et alii (2013) pour harmoniser le calcul de cet indice en prenant en compte les résultats des quatre enquêtes menées (2000, 2003, 2008, 2012)<sup>11</sup>. L'indice  $ImpSup_{j,t}$  comprend ainsi des valeurs de 0 à 14, où une valeur élevée représente un fort niveau d'implication de la part des autorités locales dans la supervision des banques.

### 1.3. Mesures de la variation du risque et des crédits bancaires

Nous prenons en compte plusieurs mesures du risque bancaire communément utilisées dans la littérature académique, calculées à partir de données comptables. Pour représenter le risque de l'activité bancaire, nous utilisons l'écart-type sur 3 ans glissants du retour sur actifs ( $\sigma ROA_{i,j,t}$ ). Nous utilisons également le taux de créances douteuses sur l'encours net des prêts ( $CD_{i,j,t}$ ) comme une mesure du risque de crédit, où les créances douteuses sont ici exprimées comme étant la somme des prêts impayés, restructurés, ou encore toute sorte de prêts improductifs. Enfin, nous utilisons une mesure du Z-score pour interpréter le risque d'insolvabilité de la banque, défini comme  $(MROA_{i,j,t} + FP\_TA_{i,j,t}) / \sigma ROA_{i,j,t}$ , où  $MROA_{i,j,t}$  est la moyenne mobile sur 3 ans du retour sur actifs, et où  $FP\_TA_{i,j,t}$  correspond au ratio de fonds propres sur le total des actifs à la date  $t$ . Plus exactement, une forte valeur du Z-score signifie que le risque de défaut est faible. Comme la mesure du Z-score est fortement asymétrique, nous utilisons son logarithme naturel dans notre analyse ( $LnZscore_{i,j,t}$ )<sup>12</sup>. Les changements en termes d'offre de crédit sont soit mesurés par la différence première du ratio de prêts sur le total des actifs ( $\Delta Credits\_TA_{i,j,t}$ ), soit par le taux de croissance des prêts ( $\Delta \log(Credits\_TA_{i,j,t})$ ).

<sup>11</sup> Certaines questions sont posées différemment dans les quatre enquêtes, ou peuvent être manquantes pour une enquête donnée ; Barth et alii (2013) proposent alors une pondération pour chaque question afin d'ajuster l'indice.

<sup>12</sup> Voir Lepetit et Strobel (2013, 2015) pour une description affinée, respectivement, de la méthode de calcul et de la mise en place de mesures dans le temps pour évaluer le Z-score.

## 2. Le rôle de la contrainte sur le ratio de levier et le pouvoir de supervision

### 2.1. Impact sur l'octroi de prêts

#### 2.1.1. Spécification de l'offre de crédit

Nous adoptons une approche similaire à celle développée par Loupias, Savignac et Sevestre (2002), Ehrmann, Gambacorta, Martinez Pages, Sevestre et Worms (2001) et Bouvatier et Lepetit (2008) pour rechercher les déterminants des changements concernant l'octroi de crédit, basée sur une généralisation du modèle IS-LM présenté par Bernanke & Blinder (1988). Nous estimons alors le modèle suivant :

$$\begin{aligned}
 \text{ChangeCredits}_{i,j,t} &= \alpha_0 + \alpha_1 \text{ChangeCredits}_{i,j,t-1} + \alpha_2 D\_FortImpSup \cdot D\_Levier_{j,t} \\
 &+ \alpha_3 D\_FaibleImpSup \cdot D\_Levier_{j,t} \\
 &+ \alpha_4 D\_FortImpSup \cdot D\_NoLevier_{j,t} + \gamma X_{i,j,t-1} + \delta_j + \theta_t + \varepsilon_{i,j,t} \quad (1)
 \end{aligned}$$

où  $i, j, t$  font respectivement référence à la banque, au pays et à l'année, et  $\text{ChangeCredits}_{i,j,t}$  mesure les variations de l'offre de crédits de la banque  $i$  entre  $t - 1$  et  $t$  ( $\Delta \text{Credits\_TA}_{i,j,t}$  ou  $\Delta \log(\text{Credits\_TA}_{i,j,t})$ ).

Notre objectif est ici de comparer l'influence de quatre structures de régulation et de supervision différentes sur l'octroi de crédit bancaire : (i) présence d'un ratio de levier en complément du ratio de fonds propres pondérés du risque, avec soit un degré d'implication élevé ou faible du superviseur ; (ii) présence d'un ratio de fonds propres pondérés du risque sans contrainte sur le ratio de levier, avec soit un degré d'implication élevé ou faible du superviseur. Nous construisons trois variables muettes qui interagissent pour représenter ces quatre cas. La variable muette  $D\_Levier_{j,t}$  prend la valeur 1 pour les années où une contrainte sur le ratio de levier est appliquée pour un pays donné, et 0 sinon. En parallèle, la variable muette  $D\_NoLevier_{j,t}$  prend la valeur 1 lorsque des ratios de fonds propres pondérés du risque sont mis en place dans un pays donné sans ratio de levier, et 0 dans le cas contraire. Nous calculons aussi les deux variables muettes  $D\_FortImpSup_{j,t}$  et  $D\_FaibleImpSup_{j,t}$  qui prennent la valeur 1 pour un pays donné si l'indice  $ImpSup_{j,t}$  est respectivement supérieur ou inférieur à la médiane obtenue pour l'ensemble des pays analysés, et 0 dans le cas contraire.

La catégorie de référence  $\alpha_0$  représente le groupe de banques situées dans des pays ayant un superviseur relativement peu impliqué et sans réglementation sur le ratio de levier. Nous nous attendons à obtenir des valeurs pour  $\alpha_2$  et  $\alpha_3$  significativement



négatives si la présence de réglementation sur le ratio de levier restreint l'activité de crédit des banques situées dans un pays avec des autorités peu impliquées dans la supervision des banques.

Nous nous inspirons de la littérature existante en incluant un vecteur de variables  $X_{j,t-1}$  qui regroupe un ensemble de variables de contrôle de la demande globale de crédits, ainsi que des indicateurs pour les chocs de demande, afin de prendre en compte les caractéristiques propres à l'activité des établissements de crédit. En particulier, nous incluons le taux de croissance des dépôts ( $\Delta \log(Depots_{i,j,t})$ ), le taux de croissance du PIB ( $\Delta \log(PIB_{i,j,t})$ ), la différence première d'un taux d'intérêt nominal de court terme, à savoir le taux interbancaire à 3 mois ( $\Delta R3m_{j,t-1}$ ), et le taux d'inflation à travers le taux de croissance de l'indice des prix à la consommation ( $\Delta \log(ICP_{i,j,t})$ ). Nous nous attendons à une relation positive entre les variations des prêts bancaires et le taux de croissance des dépôts, ainsi qu'avec le taux de croissance du PIB, alors que le taux annuel d'inflation et le taux du marché de la monnaie devraient avoir un impact négatif. De plus, des effets fixes pays et années sont également pris en considération. En appendice, le tableau A3 décrit différentes statistiques relatives à l'ensemble de nos variables.

L'estimation de l'équation (1) est réalisée avec la méthode des moments généralisées (MMG) car l'introduction d'un décalage concernant la variable endogène peut engendrer un biais de simultanéité. Nous utilisons le système de Blundell et Bond (1998) d'estimateur MMG, approprié pour les spécifications en panel dynamique (Baltagi, 2013), pour estimer l'équation (1). Nous utilisons l'estimateur en deux temps incluant la correction de Windmeijer (2005) liée à la taille limitée de l'échantillon. De manière à limiter le nombre d'instruments, nous restreignons la gamme de retards utilisée en les générant à quatre, avec une matrice des instruments réduites, comme proposé par Roodman (2009).

Nous testons la présence d'endogénéité entre les variations des prêts bancaires et la variable muette du ratio de levier  $D\_Levier_{j,t}$ . Nous utilisons les valeurs retardées des indices d'Etat de droit et de distance du pouvoir comme instruments pour réaliser le test de Durbin-Wu-Hausman<sup>13</sup>, et les résultats montrent que  $D\_Levier_{j,t}$  n'est pas endogène. Les instruments MMG sont aussi employés pour la variable dépendante retardée  $ChangeCredits_{i,j,t-1}$ , le taux de croissance du PIB ( $\Delta \log(PIB_{i,j,t})$ ) ainsi que le taux de croissance des dépôts ( $\Delta \log(Depots_{i,j,t})$ ), alors que les autres variables sont considérées comme strictement exogènes.

Nous vérifions la validité de nos estimations avec le test AR(2) et le test de Hansen. Le test AR(2) correspond au test d'Arellano-Bond qui contrôle l'absence de

<sup>13</sup> L'indice d'Etat de droit est extrait des indicateurs de la Banque Mondiale sur la gouvernance à travers le monde. Il mesure la qualité de la mise en vigueur de la loi. L'indice de distance du pouvoir est développé par le sociologue néerlandais Geert Hofstede et mesure la répartition du pouvoir et de la richesse au sein de la population nationale, tant au niveau de la culture que des affaires économiques.

corrélation sérielle de second ordre dans les résidus de différence première. Le test de Hansen permet de contrôler la validité, c'est-à-dire l'exogénéité, de l'ensemble des instruments. De plus, nous nous assurons de l'absence de problèmes de multi-colinéarité en calculant la matrice de corrélation (voir le tableau A4 dans l'appendice).

## 2.1.2. Résultats

Les résultats de l'estimation de l'équation (1) sont présentés dans le tableau 1 pour les deux échantillons A (ensemble des banques cotées) et B (10 plus importantes banques cotées dans chaque pays). Comme l'échantillon A contient l'ensemble des

**Tableau 1. Ratio de levier réglementaire, implication du superviseur et offre de crédit (estimateur en deux temps MMG)**

	Echantillon A Ensemble des banques cotées		Echantillon B 10 plus grandes banques	
	$\Delta$ Credits_TA	$\Delta$ log(Credits)	$\Delta$ Credits_TA	$\Delta$ log(Credits)
Variable dépendante retardée	0,258*** (0,000)	0,174*** (0,000)	0,0487*** (0,001)	0,0261*** (0,000)
D_FortImpSup $\times$ D_Levier	-2,591** (0,037)	-8,062*** (0,000)	-8,938*** (0,000)	-9,230*** (0,000)
D_FaibleImpSup $\times$ D_Levier	-1,814*** (0,001)	-3,663*** (0,000)	-2,639** (0,013)	-2,246** (0,034)
D_FortImpSup $\times$ D_NoLevier	0,978* (0,096)	0,245 (0,777)	0,878 (0,442)	1,092 (0,349)
$\Delta$ log(Depots)	0,546*** (0,000)	0,372*** (0,000)	0,145*** (0,008)	0,283*** (0,000)
$\Delta$ log(PIB)	1,033*** (0,000)	1,000*** (0,000)	1,468*** (0,000)	1,632*** (0,000)
$\Delta$ R3m	-0,128*** (0,002)	-0,179*** (0,009)	-0,276*** (0,000)	-0,347*** (0,000)
$\Delta$ log(IPC)	0,263*** (0,001)	0,337*** (0,000)	0,365*** (0,001)	0,513*** (0,000)
Constante	-15,75* (0,075)	-7,003** (0,019)	-6,391 (0,305)	-14,64** (0,010)
Effets fixes pays	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes temporels	Oui	Oui	Oui	Oui
No. obs.	13583	13583	4520	4520
No. banques	1515	1515	480	480
Valeur de $p$ du test de Hansen	0,251	0,147	0,125	0,138
Valeur de $p$ du test AR(2)	0,302	0,333	0,295	0,310

Les définitions des variables et leurs sources sont détaillées dans le tableau A3. Nous avons pondéré nos observations pour l'échantillon A, de manière à attribuer un poids identique à chaque pays. Les valeurs de  $p$  sont entre parenthèses, avec  $p < 0,1^*$ ,  $p < 0,05^{**}$ ,  $p < 0,01^{***}$ .

banques cotées, le nombre de banques varie considérablement entre les 66 pays, où nous notons que les Etats-Unis disposent du nombre de banques le plus élevé (voir tableau A1). Nous avons par conséquent pondéré nos observations pour l'échantillon A, dans le but d'attribuer un poids égal à chaque pays et ainsi permettre à nos résultats de ne pas être influencés par un système bancaire particulièrement large.

Nous trouvons que la présence d'une restriction sur le ratio de levier (ajoutée à des ratios de fonds propres pondérés du risque) conduit à une baisse significative de l'offre de crédit quel que soit le degré d'implication du superviseur,  $\alpha_2$  et  $\alpha_3$  étant significativement négatifs. Notre régression aboutit à ces résultats à la fois pour l'échantillon A et l'échantillon B. L'influence négative de la contrainte sur le levier sur l'offre de crédit s'inscrit dans la littérature empirique traitant de la pénurie de crédit (*credit crunch*) : celle-ci montre qu'un renforcement des exigences en fonds propres pondérés du risque réduit l'offre de crédit. La réduction, statistiquement significative, mais plus prononcée qui se produit dans les pays avec superviseur relativement plus impliqué ( $\alpha_2 > \alpha_3$ ) suggère que l'octroi de prêts est même davantage impacté par l'instauration d'un ratio de levier réglementaire lorsque le superviseur local bénéficie d'importantes capacités à auditer et sanctionner les banques<sup>14</sup>. Ce résultat peut être expliqué par l'application effective rigoureuse de la régulation du capital imposée aux établissements de crédit alors supervisés par une forte autorité bancaire, c'est-à-dire une régulation du capital combinée à un contrôle strict. Dans ce contexte, une hausse de cette régulation « effective », déjà forte, à travers la mise en place d'un nouveau ratio à respecter peut dissuader davantage de banques d'octroyer des prêts.

Les variables de contrôle comprises dans l'équation (1) présentent les signes attendus lorsqu'elles sont significatives. Comme escompté, les variables macroéconomiques s'avèrent pertinentes pour expliquer les variations du crédit bancaire dans toutes nos estimations. Nous trouvons également que les banques utilisent les dépôts afin d'augmenter l'octroi de prêts.

## 2.2. Impact sur la prise de risque

### 2.2.1. Spécification du risque bancaire

Afin d'examiner si les contraintes réglementaires sur le ratio de levier associées à un certain degré d'implication des superviseurs influencent la prise de risque des banques, nous construisons une spécification empirique de panel proche de celle établie par Lepetit, Nys, Rous et Tarazi (2008) et Barry, Lepetit et Tarazi (2011), telle que :

---

<sup>14</sup> Les tests de Wald sont disponibles sur demande.

$$\begin{aligned}
 Risque_{i,j,t} = & \beta_0 + \beta_1 D\_FortImpSup \cdot D\_Levier_{j,t} \\
 & + \beta_2 D\_FaibleImpSup \cdot D\_Levier_{j,t} \\
 & + \beta_3 D\_FortImpSup \cdot D\_NoLevier_{j,t} + \gamma X_{i,j,t-1} + \beta_i + \delta_j + \theta_t + \varepsilon_{i,j,t} \quad (2)
 \end{aligned}$$

où  $i, j, t$  font respectivement référence à la banque, au pays et à l'année. Nos variables dépendantes  $Risque_{i,j,t}$  correspondent à la mesure du risque de l'activité  $\sigma ROA_{i,j,t}$ , la mesure du risque de crédit  $CD_{i,j,t}$ , ainsi que la mesure du risque d'insolvabilité  $LnZscore_{i,j,t}$ , comme défini dans la section 2.3.

Comme précédemment, le groupe de banques situées dans des pays sans contrainte sur le ratio de levier et où les instances de supervision sont faiblement impliquées représente la catégorie de référence. Nous incorporons trois termes interactifs prenant en compte les autres cas que nous souhaitons comparer avec cette référence, comme expliqué précédemment.

Nous nous attendons à ce que la mise en place d'une contrainte sur le ratio de levier en plus de celle sur le ratio de capital pondéré du risque réduise le risque dans les pays avec un superviseur faiblement impliqué ( $\beta_2$  significatif et négatif pour  $\sigma ROA_{i,j,t}$  et  $CD_{i,j,t}$ , et positif pour  $LnZscore_{i,j,t}$ ). D'autre part, nous nous attendons à ce que la présence d'une contrainte sur le ratio de levier génère une hausse du risque dans les pays disposant d'instances de supervision fortement impliquées ( $\beta_1$  significatif et négatif pour  $\sigma ROA_{i,j,t}$  et  $CD_{i,j,t}$ , et positif pour  $LnZscore_{i,j,t}$ ).

Nous introduisons un ensemble de variables de contrôle communément utilisées ( $X_{i,j,t}$ ), constitué du ratio de prêts sur le total des actifs  $Credits\_TA_{i,j,t}$  pour l'aspect commercial, du ratio de fonds propres sur le total des actifs  $FP\_TA_{i,j,t}$  pour le ratio de levier, du logarithme du total des actifs  $LnTA_{i,j,t}$  et du taux de croissance moyen du total des actifs  $\Delta \log(TA_{i,j,t})$  pour la taille, du ratio des dépenses personnelles  $Charges\_TA_{ijt}$  pour l'efficacité, et du taux de croissance du PIB  $\Delta \log(PIB_{i,j,t})$  pour les conditions macroéconomiques. Le tableau A3 présente les statistiques concernant l'ensemble des variables présentées ci-dessus.

Nous utilisons une régression des données de panel avec des effets fixes individuels pour estimer l'équation (2), suivant les résultats du test de Hausman ; des effets fixes pays et années sont également pris en compte. Les erreurs standards sont robustes à l'hétéroscédasticité. Nous nous assurons de l'absence de problème de multicollinéarité en calculant la matrice de corrélation (voir le tableau A4 dans l'appendice).

### 2.2.2. Résultats

Les résultats de l'estimation sont donnés dans le tableau 2 pour les échantillons A et B. Comme précédemment, nous avons pondéré nos observations pour l'échantillon A afin d'attribuer un poids identique à chaque pays.

Nos résultats montrent, à la fois pour l'échantillon A et l'échantillon B, que le coefficient  $\beta_1$  associé à notre variable d'interaction  $D\_FortImpSup \cdot D\_Levier$  est positive et significative pour  $CD_{i,j,t}$ , mais pas pour  $\sigma ROA_{i,j,t}$  et  $LnZscore_{i,j,t}$ . Ces résultats indiquent que la mise en place d'une contrainte sur le ratio de levier en plus du ratio de capital pondéré du risque conduit à un risque de crédit plus élevé dans

**Tableau 2. Ratio de levier réglementaire, implication du superviseur et prise de risque (estimateur à effets fixes)**

	Echantillon A (ensemble des banques cotées)			Echantillon B (10 plus grandes banques)		
	$\sigma\_ROA$	LnZscore	CD	$\sigma\_ROA$	LnZscore	CD
D_FortImpSup × D_Levier	-0,315 (0,188)	-0,149 (0,500)	3,818*** (0,002)	0,00763 (0,944)	-0,114 (0,553)	4,148*** (0,001)
D_FaibleImp- Sup × D_Levier	-0,316 (0,253)	0,00474 (0,965)	1,684*** (0,003)	0,00240 (0,971)	-0,0898 (0,363)	1,745*** (0,006)
D_FortImpSup × D_NoLevier	-0,154* (0,091)	0,119 (0,178)	1,495 (0,180)	-0,107 (0,191)	0,140 (0,135)	1,641 (0,120)
Credits_TA	-0,00218 (0,666)	0,00365 (0,309)	-0,0491* (0,077)	-0,00814* (0,058)	0,00435 (0,228)	-0,0613*** (0,000)
FP_TA	0,0522** (0,029)	0,0503*** (0,000)	0,00356 (0,965)	0,0346 (0,118)	0,0707*** (0,000)	-0,0795 (0,407)
LnTA	-0,392*** (0,004)	0,490*** (0,000)	-3,957*** (0,001)	-0,208*** (0,000)	0,151*** (0,000)	-0,790*** (0,000)
$\Delta \log(TA)$	-0,000771 (0,603)	0,00413*** (0,000)	-0,0247*** (0,000)	-0,000923 (0,491)	0,00355*** (0,001)	-0,0301*** (0,000)
Charges_TA	-0,00228 (0,986)	0,0177 (0,776)	-0,859* (0,071)	-0,185 (0,181)	-0,0472 (0,543)	0,00201 (0,996)
$\Delta \log(PIB)$	-0,0557*** (0,000)	0,0485*** (0,000)	-0,231*** (0,000)	-0,0478*** (0,002)	0,0360*** (0,000)	-0,268*** (0,000)
Constante	5,844*** (0,000)	-4,059** (0,025)	63,95*** (0,000)	6,031*** (0,000)	-0,295 (0,687)	17,95*** (0,000)
Effets fixes pays	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes tem- porels	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
No. obs.	13583	13583	13583	4520	4520	4520
No. banques	1515	1515	1515	480	480	480
$R^2$ du modèle général	0,183	0,191	0,336	0,138	0,192	0,411

Les définitions des variables et leurs sources sont détaillées dans le tableau A3. Nous avons pondéré nos observations pour l'échantillon A, de manière à attribuer un poids identique à chaque pays. Les valeurs de  $p$  sont entre parenthèses, avec  $p < 0,1^*$ ,  $p < 0,05^{**}$ ,  $p < 0,01^{***}$ .

les pays où le superviseur dispose d'une importante capacité à auditer et sanctionner les banques. Ce résultat accrédite l'argument selon lequel lorsque les banques sont soumises à une contrainte sur leur ratio de levier et qu'elles sont supervisées par une autorité fortement impliquée, elles ont davantage d'incitations à financer des projets risqués. Cependant, nos résultats montrent qu'un tel arbitrage n'implique pas un risque global accru ou un accroissement du risque d'insolvabilité.

Nos résultats montrent également pour les deux échantillons A et B que les banques soumises à une contrainte sur leur ratio de levier et à un superviseur fortement impliqué affichent des niveaux plus élevés de créances douteuses comparées aux banques qui ne sont pas contraintes sur leur ratio de levier ( $\beta_2$  positif et significatif). Ce résultat ne soutient pas l'hypothèse qu'une contrainte sur le ratio de levier réglementaire réduirait l'instabilité bancaire dans les pays où le superviseur n'a qu'une faible propension à auditer et sanctionner les banques.

Les variables de contrôle, quand elles sont significatives, ont le signe attendu et montrent que le risque bancaire est réduit lorsque la taille de la banque est importante et/ou que les conditions macroéconomiques sont bonnes.

Dans l'ensemble, notre analyse montre que les banques opérant dans des pays ayant mis en place un ratio de levier réglementaire, en plus d'un ratio de capital pondéré du risque, octroient moins de prêts et ont un risque de crédit plus élevé que les banques sans contrainte sur leur ratio de levier, et ce indépendamment du degré d'implication du superviseur. Nos résultats montrent que l'objectif visé de renforcer la stabilité bancaire n'est pas atteint avec la mise en place d'une contrainte sur le ratio de levier. Par contre, nos résultats mettent en évidence que la mise en place d'une telle contrainte réduit l'offre de crédit des banques. Cet effet négatif sur le financement de l'économie devrait être pris en compte avant de décider de mettre en place ou de renforcer la contrainte sur le ratio de levier des banques.

### **3. Enjeux supplémentaires et tests de robustesse**

#### **2.1 Rôle de la rigueur du contrôle des fonds propres**

Nous avons précédemment analysé l'impact d'une régulation des fonds propres imposant conjointement une contrainte sur le ratio de levier et un ratio pondéré du risque sur le crédit et la prise de risque des banques, en prenant en compte le degré d'implication des superviseurs, mais sans cependant prendre en compte la rigueur avec laquelle ils surveillent la qualité des fonds propres utilisés par les banques. Nous étendons désormais notre analyse en observant si l'approche du superviseur concernant l'évaluation et la vérification du niveau de capital dans la banque peut influencer la relation, précédemment établie, entre les contraintes sur

le levier, l'offre de crédit et le risque qui y est associé. Le montant de capital que les banques doivent détenir et la rigueur des instances à contrôler la qualité du capital réglementaire pourraient potentiellement compenser les effets négatifs engendrés

**Tableau 3. Ratio de levier réglementaire, implication du superviseur, rigueur du contrôle du capital et offre de crédit (estimateur en deux temps MMG)**

	Echantillon A (ensemble des banques cotées)		Echantillon B (10 plus grandes banques)	
	$\Delta\text{Credits\_TA}$	$\Delta\log(\text{Credits})$	$\Delta\text{Credits\_TA}$	$\Delta\log(\text{Credits})$
Variable dépendante retardée	0,151*** (0,000)	0,370*** (0,000)	0,0527*** (0,003)	0,0375** (0,019)
D_FortImpSup × D_Levier × D_FaibleContCap	-9,109*** (0,000)	-12,62*** (0,000)	-11,60*** (0,000)	-11,89*** (0,000)
D_FortImpSup × D_Levier × D_FortContCap	-5,851*** (0,003)	-8,174*** (0,000)	-3,435** (0,012)	-6,646*** (0,000)
D_FaibleImpSup × D_Levier × D_FortContCap	-4,004*** (0,000)	-4,945*** (0,000)	-3,475*** (0,000)	-4,178*** (0,001)
D_FaibleImpSup × D_Levier × D_FaibleContCap	-4,186*** (0,003)	-4,567** (0,010)	-2,403** (0,037)	-3,028** (0,016)
D_FortImpSup × D_NoLevier × D_FaibleContCap	0,0930 (0,934)	-0,333 (0,818)	-1,632 (0,127)	-1,856 (0,134)
D_FortImpSup × D_NoLevier × D_FortContCap	3,110*** (0,000)	2,840** (0,042)	4,638*** (0,000)	4,586*** (0,000)
D_FaibleImpSup × D_NoLevier × D_FortContCap	-0,885 (0,225)	-1,567* (0,098)	-1,535** (0,019)	-1,659* (0,079)
$\Delta\log(\text{Depots})$	0,449*** (0,000)	0,422*** (0,000)	0,104** (0,027)	0,141** (0,019)
$\Delta\log(\text{PIB})$	0,861*** (0,000)	1,481*** (0,000)	1,557*** (0,000)	1,846*** (0,000)
$\Delta R3m$	-0,0598 (0,353)	-0,237*** (0,000)	-0,246*** (0,000)	-0,453*** (0,000)
$\Delta\log(\text{IPC})$	0,205** (0,028)	0,509*** (0,000)	0,341*** (0,000)	0,521*** (0,000)
Constante	-9,942 (0,105)	-32,52** (0,017)	-0,534 (0,875)	-3,689 (0,479)
Effets fixes pays	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes temporels	Oui	Oui	Oui	Oui
No. obs.	13583	13583	4520	4520
No. banques	1515	1515	480	480
Valeur de $p$ du test de Hansen	0,162	0,215	0,125	0,153
Valeur de $p$ du test AR(2)	0,312	0,336	0,267	0,342

Les définitions des variables et leurs sources sont détaillées dans le tableau A3. Nous avons pondéré nos observations pour l'échantillon A, de manière à attribuer un poids identique à chaque pays. Les valeurs de  $p$  sont entre parenthèses, avec  $p < 0,1^*$ ,  $p < 0,05^{**}$ ,  $p < 0,01^{***}$ .

par la contrainte imposée sur le levier des banques (à savoir l'incitation à rechercher des actifs plus risqués tout en réduisant l'offre de crédit).

Nous mesurons la rigueur de la réglementation du capital bancaire en utilisant l'indice du contrôle du capital construit par Barth, Caprio et Levine (2006). L'indice  $ContCap_{j,t}$  détermine la nature du capital réglementaire et comment le capital est évalué et vérifié par les banques et les autorités bancaires. Il peut être théoriquement compris entre 0 et 11, où 11 représente la plus haute valeur en matière de rigueur de contrôle des fonds propres (voir la définition fournie dans le tableau A3 pour plus de détails). Nous suivons la méthode décrite par Barth et alii (2013) pour harmoniser cet indice à travers les quatre enquêtes qui composent la base de données sur la régulation et supervision bancaires de la Banque Mondiale.

Nous utilisons la formulation de référence des équations (1) et (2), où nous incluons désormais sept termes de triple interaction (au lieu des trois termes de double interaction des sections 2.1 et 2.2) pour tenir compte des différentes structures de régulation et de supervision, du pouvoir des autorités bancaires, ainsi que de la rigueur du contrôle relatif aux fonds propres réglementaires. Nous ajoutons deux nouvelles variables muettes,  $D\_FortContCap_{j,t}$  et  $D\_FaibleContCap_{j,t}$ , qui prennent la valeur 1 pour un pays dont l'indice  $ContCap_{j,t}$  est respectivement supérieur et inférieur à la médiane entre pays, et 0 dans le cas contraire. Nous pouvons alors différencier quatre cas observables pour les pays ayant ou non instauré un ratio de levier réglementaire : (i) un superviseur fortement impliqué mais un faible contrôle de la qualité des fonds propres réglementaires ; (ii) un superviseur fortement impliqué et un fort contrôle de la qualité des fonds propres ; (iii) un superviseur faiblement impliqué et un faible contrôle de la qualité des fonds propres ; (iv) un superviseur faiblement impliqué et un fort contrôle de la qualité des fonds propres. Les deux équations alors estimées, équation (3) et (4) respectivement pour l'offre de crédit et le risque bancaire, sont présentées en détails dans l'appendice. Notre catégorie de référence correspond au groupe de banques présentes dans des pays sans contrainte réglementaire sur le ratio de levier, avec des superviseurs bénéficiant d'un faible pouvoir d'audit et de sanction et n'exerçant qu'un faible contrôle sur la qualité du capital réglementaire.

Les résultats de l'estimation de l'équation (3) portant sur les variations de crédit, basée sur la méthodologie utilisée pour l'équation (1) dans la section 2.1 (le système d'estimateur MMG), sont données dans le tableau 3. Ces résultats montrent une relation négative et significative (au seuil de 1%) pour les échantillons A et B entre les deux mesures des variations de l'offre de crédit et les quatre termes de triple interaction distinguant les pays avec une contrainte sur le ratio de levier, un superviseur faiblement ou fortement impliqué, ainsi qu'un faible ou fort contrôle de la qualité du capital. En d'autres termes, nos résultats indiquent que l'impact négatif de la mise en place d'une contrainte sur le ratio de levier sur l'offre de crédit est indépendante de la capacité du superviseur à mener efficacement des



audits et imposer des sanctions, ainsi qu'à contrôler la qualité des fonds propres utilisés par les banques pour respecter les ratios réglementaires. Les effets négatifs engendrés par la présence d'une contrainte sur le ratio de levier des banques ne sont donc pas contrebalancés par une évaluation et une vérification efficaces du capital réglementaire détenu par ces établissements bancaires.

Notre travail met de plus en évidence que les banques soumises à une contrainte sur leur ratio de levier réduisent leur offre de crédit lorsqu'elles sont fortement supervisées et que la qualité des fonds propres est fortement contrôlée, en comparaison des banques exposées à un faible contrôle de la qualité de leurs fonds propres réglementaires. Ce résultat est cohérent avec la littérature empirique existante qui trouve qu'un renforcement de la régulation du capital conduit à une baisse de l'octroi de crédit bancaire. Cette relation ne s'applique toutefois pas lorsque le régime de supervision bénéficie d'une forte capacité à auditer et sanctionner les banques tout en appliquant un contrôle important sur la qualité du capital réglementaire : nous trouvons dans ce cas que l'offre de crédit s'accroît.

Les résultats de l'estimation de l'équation (4) sur le risque bancaire sont donnés dans le tableau 4. Nous utilisons l'estimateur en données de panel avec des effets fixes individuels en suivant les résultats du test de Hausman. Nous trouvons une relation négative et significative entre le taux de créances douteuses et la présence d'une contrainte sur le ratio de levier pour les échantillons A et B, exception faite des pays ayant à la fois un superviseur faiblement impliqué et un faible contrôle de la qualité du capital bancaire. Nos résultats montrent également que la mise en place d'un ratio de levier réglementaire augmente le niveau de risque de défaut dans les pays avec des superviseurs fortement impliqués mais exerçant cependant un faible contrôle de la qualité du capital réglementaire. Ces résultats confirment l'impact négatif et significatif des restrictions réglementaires sur le ratio de levier sur la prise de risque des banques dans les systèmes bancaires où le régime de supervision est puissant. Nos résultats soutiennent ainsi l'hypothèse qu'une contrainte sur le ratio de levier augmente l'incitation des banques à financer des projets plus risqués lorsque le superviseur dispose d'une large aptitude à mener des audits auprès de ces banques et à les sanctionner.

### 3.2. Robustesse

Nous effectuons également plusieurs tests de robustesse sur ces résultats empiriques.

Tout d'abord, nous faisons abstraction des sept pays ayant adopté des restrictions sur le levier des banques avant 2000, c'est-à-dire avant le début de notre période d'analyse. En excluant ces pays, nous analysons plus spécifiquement l'influence de l'instauration (et non plus de la seule présence) d'un ratio de levier réglementaire sur l'offre de crédit et la prise de risque des banques. Les tableaux A5 et A6 de

**Tableau 4. Ratio de levier réglementaire, implication du superviseur, rigueur du contrôle du capital et prise de risque (estimateur à effets fixes)**

	Echantillon A (ensemble des banques cotées)			Echantillon B (10 plus grandes banques)		
	$\sigma\_ROA$	LnZscore	CD	$\sigma\_ROA$	LnZscore	CD
D_FortImpSup × D_Levier × D_FaibleContCap	-0,200 (0,389)	-0,407** (0,030)	6,195*** (0,000)	0,195 (0,117)	-0,537** (0,023)	5,844*** (0,000)
D_FortImpSup × D_Levier × D_FortContCap	-0,407 (0,180)	0,0284 (0,922)	2,584** (0,039)	-0,259** (0,028)	0,346 (0,163)	2,502** (0,048)
D_FaibleImpSup × D_Levier × D_FortContCap	-0,285 (0,387)	-0,171 (0,219)	3,116** (0,011)	0,00478 (0,955)	-0,133 (0,290)	2,122** (0,030)
D_FaibleImpSup × D_Levier × D_FaibleContCap	-0,388 (0,236)	0,262* (0,092)	0,421 (0,448)	-0,243 (0,238)	0,260* (0,091)	0,513 (0,228)
D_FortImpSup × D_NoLevier × D_FaibleContCap	-0,0561 (0,574)	-0,0497 (0,654)	3,007 (0,210)	0,0222 (0,796)	-0,0471 (0,669)	2,395 (0,203)
D_FortImpSup × D_NoLevier × D_FortContCap	-0,238* (0,090)	0,226* (0,080)	0,958 (0,440)	-0,314*** (0,003)	0,382*** (0,001)	0,712 (0,465)
D_FaibleImpSup × D_NoLevier × D_FortContCap	-0,0152 (0,861)	-0,0109 (0,916)	0,375 (0,744)	-0,131 (0,221)	0,134 (0,115)	-0,167 (0,771)
Credits_TA	-0,00227 (0,656)	0,00374 (0,291)	-0,0502* (0,065)	-0,00789* (0,061)	0,00395 (0,258)	-0,0583*** (0,001)
FP_TA	0,0524** (0,027)	0,0496*** (0,000)	0,0107 (0,895)	0,0340 (0,122)	0,0713*** (0,000)	-0,0703 (0,457)
LnTA	-0,396*** (0,004)	0,488*** (0,000)	-3,712*** (0,000)	-0,214*** (0,000)	0,155*** (0,000)	-0,784*** (0,000)
$\Delta\log(TA)$	-0,000720 (0,618)	0,00404*** (0,000)	-0,0242*** (0,000)	-0,000828 (0,529)	0,00339*** (0,001)	-0,0289*** (0,000)
Charges_TA	-0,00362 (0,977)	0,0198 (0,738)	-0,834* (0,062)	-0,174 (0,202)	-0,0608 (0,401)	0,0841 (0,822)
$\Delta\log(PIB)$	-0,0570*** (0,000)	0,0515*** (0,000)	-0,244*** (0,000)	-0,0497*** (0,001)	0,0392*** (0,000)	-0,275*** (0,000)
Constante	5,933*** (0,000)	-4,049** (0,021)	59,68*** (0,000)	6,130*** (0,000)	-0,374 (0,599)	15,75*** (0,000)
Effets fixes pays	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes temporels	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
No. obs.	13583	13583	13583	4520	4520	4520
No. banques	1515	1515	1515	480	480	480
R <sup>2</sup> du modèle général	0,195	0,297	0,401	0,143	0,204	0,419

Les définitions des variables et leurs sources sont détaillées dans le tableau A3. Nous avons pondéré nos observations pour l'échantillon A, de manière à attribuer un poids identique à chaque pays. Les valeurs de  $p$  sont entre parenthèses, avec  $p < 0,1^*$ ,  $p < 0,05^{**}$ ,  $p < 0,01^{***}$ .

l'appendice montrent que nos résultats restent alors les mêmes. Les banques situées dans les pays ayant récemment mis en place des contraintes sur le levier pour suivre le cadre réglementaire de Bâle III réduisent leurs prêts et présentent un risque de crédit plus important que les banques situées dans des pays où ces contraintes sont absentes, indépendamment du pouvoir du superviseur local.

Comme les banques publient leur situation financière fin décembre, elles peuvent avoir adapté leur comportement durant l'année 2012 pour se conformer aux contraintes sur le levier prenant effet au 1er janvier 2013. Nous reprenons donc, dans un second temps, les équations (1) et (2) en modifiant la variable muette  $D\_Levier_{j,t}$ , qui prend désormais la valeur 1 une année avant la date de mise en place officielle de la contrainte sur le levier, et 0 dans le cas contraire. Comme le montrent les tableaux A7 et A8, nos résultats restent inchangés.

Troisièmement, nous reprenons également les équations (1) et (2) sans pondérer nos observations par pays pour l'échantillon A. Nous gardons, tout d'abord, les banques américaines qui représentent une forte proportion de notre échantillon (705 sur les 1515 de notre échantillon), puis nous les excluons ensuite de notre analyse. Les tableaux A9 et A10 montrent que, dans chaque cas, nos résultats demeurent analogues.

Nous examinons, par la suite, si nos résultats dépendent ou non du seuil pris en compte pour classer les pays en fonction du degré d'implication des superviseurs. Nous utilisons, alternativement, le premier quartile et le troisième quartile de  $ImpSup_{j,t}$  au lieu de sa médiane pour calculer les variables muettes  $D\_FortImpSup_{j,t}$  et  $D\_FaibleImpSup_{j,t}$ . La réduction du crédit et l'augmentation du risque de crédit associées à la présence de ratio de levier réglementaire se retrouvent, quel que soit le pouvoir de supervision (voir les tableaux A11 et A12 de l'appendice). Nos résultats restent aussi inchangés quand nous utilisons le premier quartile et le troisième quartile de l'indice  $ContCap_{j,t}$  pour classer les pays selon le niveau de rigueur de contrôle du capital.

Nous utilisons, ensuite, les erreurs standards regroupées par pays pour estimer l'équation (2), laissant une fois encore nos résultats inchangés (voir le tableau A13).

Un dernier point relatif à la robustesse de nos résultats concerne le comportement en termes de gestion des revenus, qui pourrait impliquer un possible biais dans la mesure du risque pour les banques utilisant les provisions pour les pertes sur crédits pour lisser leurs revenus. Ce biais pourrait être présent quand les mesures standards du ROA s'appuient sur le bénéfice net (i.e. les revenus pris en compte après les taxes et les provisions pour les pertes sur crédits). Nous utilisons des mesures ajustées du risque pour éviter un tel biais potentiel sur la mesure du risque, basées sur un retour sur actifs ajusté  $AjROA_{i,j} = ER_{i,j} / TA_{i,j}$ , où  $ER_{i,j}$  représente les bénéfices avant taxes et provisions pour les pertes sur crédits, et  $TA_{i,j}$  représente le total des actifs. Nous calculons alors une mesure ajustée du risque de l'activité bancaire, utilisant l'écart-type du retour sur actifs ajusté ( $\sigma ROA_{i,j,t}$ ), et une mesure

ajustée du Z-score ( $LnAjZscore_{i,j,t}$ ) définie comme égale à  $(MROA_{i,j,t} + FP\_TA_{i,j,t}) / \sigma AjROA_{i,j,t}$ . Nos résultats restent inchangés, dans la mesure où nous ne trouvons pas de relation significative entre la présence d'un ratio de levier réglementaire et ces mesures du risque d'activité et d'insolvabilité (voir le tableau A13).

## Conclusion

Nous examinons empiriquement si l'instauration d'une contrainte sur le ratio de levier tel que celui suggéré par Bâle III, combiné à un ratio de capital pondéré du risque, impacte l'offre de crédit et la stabilité bancaire, tout en accordant une attention particulière à la capacité des superviseurs bancaires locaux à auditer et sanctionner les établissements de crédit. Utilisant un panel de 1515 banques cotées en bourse dans 66 pays pour la période 2000-2014, nous testons si la présence d'une contrainte sur le ratio de levier des banques conduit à une réduction du crédit bancaire et à une plus forte incitation des banques à financer des projets risqués.

Nos résultats montrent que les banques soumises à une contrainte sur leur ratio de levier, en addition d'un ratio de capital pondéré du risque, octroient moins de prêts et affichent un risque de crédit supérieur, en comparaison des banques n'ayant pas de contrainte sur leur ratio de levier. Ce résultat se retrouve quel que soit le degré d'implication du superviseur, avec toutefois un effet négatif plus important sur le crédit dans les pays où les superviseurs sont plus fortement impliqués. Nos résultats ne mettent pas en évidence, en revanche, que la présence d'une contrainte sur le ratio de levier augmente le risque d'insolvabilité des banques.

Nos résultats montrent également que la mise en place d'une contrainte sur le levier des banques diminue le volume de crédits accordés par les banques et augmente leur ratio de créances douteuses, quelle que soit la rigueur avec laquelle les autorités contrôlent la qualité des fonds propres réglementaires. Les effets négatifs constatés du ratio de levier sur le crédit bancaire ne sont donc pas compensés par les efforts des superviseurs en matière de contrôle du capital bancaire. Nos résultats montrent également que les banques soumises à une forte supervision bancaire mais avec un contrôle important sur la qualité des fonds propres présentent un risque d'insolvabilité plus élevé quand une contrainte est imposée sur leur ratio de levier.

Dans l'ensemble, ces résultats indiquent qu'une régulation du ratio de levier des banques couplée à la présence d'un ratio de capital pondéré du risque peut significativement altérer la stabilité bancaire et diminuer la capacité des banques d'accorder des prêts. L'impact de cette réglementation sur l'octroi de crédits pourrait expliquer le relatif insuccès de la politique monétaire non conventionnelle de la Banque Centrale Européenne, consistant à partir de 2015 à injecter des liquidités sous forme d'achats massifs de titres de dette publique (opération connue sous le

nom de *quantitative easing*) afin de favoriser le financement des entreprises tout en renforçant la croissance des prix. En effet, cette injection considérable de liquidités ne s'est ni traduite par une croissance proportionnelle des crédits bancaires accordés aux sociétés non financières, ni par une hausse significative de l'inflation<sup>15</sup>. La croissance modérée des crédits bancaires qui accompagna cette politique monétaire, d'une ampleur pourtant inédite en zone euro mais appliquée parallèlement à la mise en place des directives de Bâle III, peut en partie se justifier par cette plus faible incitation des banques à soutenir l'offre de crédit.

Plus généralement, cela implique qu'en matière de régulation des fonds propres bancaires, l'impact macroéconomique des nouvelles mesures réglementaires doit être pris en compte au même titre que l'impact microéconomique sur la solidité du système bancaire. Il s'agit clairement d'un aspect important qui doit être considéré par les instances de régulation, nationales et supranationales.

---

<sup>15</sup> Les établissements bancaires privilégièrent paradoxalement d'orienter une part importante des liquidités supplémentaires à leur disposition sur le marché de la dette publique, amenant certains économistes à accuser la Banque Centrale Européenne d'entretenir ainsi une bulle sur ce marché.

## Annexe

Tableau A1. Distribution des banques par pays, date de mise en place d'un ratio de levier réglementaire et représentativité de notre échantillon

Pays	Nombre total de banques cotées	Nombre de banques parmi les 10 plus grandes banques	Date de mise en place d'un ratio de levier réglementaire	Représentativité de l'échantillon sur la taille totale du système bancaire (%)	Représentativité de l'échantillon sur le total de prêts (%)
Afrique du Sud	5	5	2013	80,1	44,3
Allemagne	7	7	2013	80,1	31,7
Argentine	6	6	2013	22,6	35,7
Australie	8	8	2013	100,0	100,0
Autriche	7	7	2013	35,0	78,8
Belgique	4	4	1850	69,3	100,0
Bolivie	2	2	Non	26,2	16,4
Bésil	21	10	2013	53,2	40,5
Bulgarie	5	5	2013	11,5	15,3
Canada	10	10	1980	86,6	67,0
Chili	7	7	1997	70,4	58,0
Chine	21	10	2013	81,7	63,7
Colombie	7	7	Non	100,0	58,4
Corée du Sud	10	10	2013	78,4	49,8
Croatie	11	10	2013	54,2	60,6
Danemark	21	10	2013	83,7	53,3
Equateur	7	7	Non	42,3	33,7
Egypte	12	10	Non	29,6	27,1
Espagne	8	8	2013	53,7	85,9
Etats Unis	705	10	1981	82,5	18,3
Finlande	2	2	2013	1,3	4,1
France	17	10	2013	71,6	84,8
Ghana	6	6	Non	100,0	29,9
Grèce	9	9	2013	76,3	100,0
Hong Kong	6	6	2013	27,0	48,9
Hongrie	1	1	2013	4,7	44,8
Inde	38	10	2013	82,3	85,0
Indonésie	40	10	2013	64,2	59,5
Irlande	2	2	2013	35,5	92,7
Israël	10	10	Non	93,5	100,0
Italie	20	10	2013	65,5	97,1
Jamaïque	4	4	1999	8,5	23,9
Japon	90	10	2013	41,2	46,2
Jordanie	11	10	n.d. (avant 2000)	100,0	100,0
Kazakhstan	15	10	Non	68,9	84,7

Kenya	9	9	Non	24,3	63,0
Lituanie	1	1	2013	3,4	3,6
Luxembourg	1	1	2013	10,0	100,0
Malaisie	10	10	Non	85,7	95,9
Maroc	6	6	Non	100,0	100,0
Mexique	5	5	2013	28,8	21,4
Nigeria	13	10	Non	35,0	43,9
Norvège	22	10	Non	100,0	n.d.
Pakistan	22	10	Non	81,4	94,7
Panama	6	6	Non	21,5	68,5
Pays Bas	1	1	2013	0,6	11,8
Pérou	17	10	Non	100,0	100,0
Philippines	17	10	2007	72,3	75,7
Pologne	14	10	2013	68,2	72,0
Portugal	4	4	2013	35,3	52,3
Roumanie	3	3	2013	21,9	19,9
Royaume Uni	8	8	2013	58,2	100,0
Russie	38	10	2013	49,8	58,9
Singapour	3	3	2013	35,2	100,0
Slovaquie	4	4	2013	35,6	48,2
Sri Lanka	14	10	Non	45,8	61,3
Suède	4	4	2013	93,7	100,0
Suisse	38	10	2009	100,0	98,2
Taiwan	20	10	Non	52,7	n.d.
Tchéquie	1	1	2013	100,0	20,5
Thaïlande	11	10	Non	81,6	51,6
Tunisie	11	10	Non	100,0	42,0
Turquie	14	10	2013	78,2	78,1
Ukraine	32	10	Non	32,1	41,9
Venezuela	8	8	Non	10,9	71,8
Zimbabwe	3	3	n.d. (avant 2000)	32,7	n.d.
Total	1515	480	45 pays avec une contrainte réglementaire sur le levier des banques	(médiane = 61,2%)	(médiane = 59,5%)

La représentativité de la taille du système bancaire est obtenue avec des données relatives à la taille de chaque système bancaire construite par Barth et al. (2013), ainsi qu'avec les données collectées dans Bankscope Fitch IBCA. Nous calculons cette représentativité en rapportant la moyenne du total des actifs bancaires de notre échantillon sur la période 2008-2014 sur la taille du système bancaire donnée par Barth et al. (2013), ou bien sur la moyenne du total des actifs bancaires fournie par les données de Bankscope (incluant les banques non cotées) sur la période 2008-2014.

La représentativité de la taille du total des prêts est établie à partir des données de la Banque Mondiale relatives au crédit domestique accordé au secteur privé. Cette représentativité est calculée en rapportant la moyenne du total des prêts de notre échantillon portant sur la période 2008-2014 sur la moyenne de la taille du crédit domestique accordé au secteur privé portant sur la même période 2008-2014.

**Tableau A2. Statistiques descriptives générales, en moyenne sur la période 2000-2014**

	Credits- TA	Depots- TA	FM_TA	Charges- TA	FP_TA	TCR	Tier1	ROA	CD	TA
<i>Echantillon A, ensemble des banques cotées (1515 banques, 13583 observations)</i>										
Moyenne	63,89	71,62	14,64	1,45	9,57	15,23	12,52	0,69	2,88	51 558,42
Ecart type	14,72	16,38	13,28	0,95	4,93	5,76	5,16	1,72	4,36	231 131,17
Minimum	0,00	0,02	0,00	0,01	0,16	0,05	0,02	-55,63	0,00	0,01
Maximum	99,65	98,26	99,91	21,05	90,56	91,85	99,70	52,12	50,96	3 649 811,84
<i>Echantillon B, 10 plus grandes banques cotées par pays (480 banques, 4520 observations)</i>										
Moyenne	59,26	62,29	20,25	1,28	9,08	14,67	11,62	0,96	4,52	140 187,89
Ecart type	16,18	18,34	15,56	1,01	4,80	4,69	4,61	2,29	5,83	382 049,92
Minimum	0,00	0,47	0,00	0,01	0,16	0,11	0,07	-55,63	0,00	0,05
Maximum	99,65	98,26	89,62	21,05	83,87	83,60	83,40	52,12	48,60	3 649 811,84

Définition des variables (toutes exprimées en pourcentages, sauf TA qui est exprimée en millions de \$US) : Credits\_TA = prêts nets sur le total des actifs ; Depots\_TA = dépôts de la clientèle sur le total de actifs ; FM\_TA = financement de marché sur le total des actifs ; Charges\_TA = dépenses personnelles sur le total des actifs ; FP\_TA = fonds propres sur le total des actifs ; TCR = ratio de capital total ; Tier1 = ratio de fonds propres de première catégorie « Tier 1 » ; ROA = bénéfice net sur le total des actifs ; CD = créances douteuses sur le total des prêts ; TA = total des actifs.



**Tableau A3. Définition des variables et statistiques (Echantillon A, toutes les banques)**

Variables	Définition	Source	Moyenne	Ecart type	Minimum	Maximum
<b>Variables dépendantes</b>						
$\Delta Credits\_TA$	Différence première du ratio de prêts sur le total des actifs	Bloomberg	0,24	5,28	-38,60	37,36
$\Delta \log(Credits)$	Taux de croissance des prêts	Bloomberg	9,85	16,40	-49,77	98,92
$\sigma\_ROA$	Ecart type sur 3 ans glissants du retour sur actifs	Bloomberg	0,50	1,99	0,00	90,16
$\sigma AJROA$	Ecart type sur 3 ans glissants du retour sur actifs ajusté, défini comme ER/TA où ER représente les bénéfices avant taxes et provisions pour les pertes sur crédits	Bloomberg	0,48	1,53	0,00	85,12
$LnZscore$	Logarithme de la mesure du Z-score, définie comme $(MROA + FP\_TA) / \sigma\_ROA$ , où MROA est la moyenne mobile sur 3 ans du retour sur actifs et FP_TA est le ratio de fonds propres sur le total des actifs	Bloomberg	3,87	1,31	-3,92	11,85
$LnAjZscore$	Logarithme de la mesure ajustée du Z-score, définie comme $(MROA + FP\_TA) / \sigma AJROA$	Bloomberg	3,72	1,07	-2,68	8,28
CD	Taux de créances douteuses sur l'encours net des prêts	Bloomberg	2,88	4,36	0,00	50,96
<b>Variables bancaires</b>						
$\Delta \log(Depots)$	Taux de croissance des dépôts	Bloomberg	27,18	1261,27	-92,84	140468,50
$Credits\_TA$	Ratio de prêts sur le total des actifs	Bloomberg	63,88	14,72	0,00	99,65
$FP\_TA$	Ratio de fonds propres sur le total des actifs	Bloomberg	9,57	4,93	0,16	90,59
$LnTA$	Logarithme du total des actifs	Bloomberg	11,15	19,84	-92,08	447,27
$\Delta \log(TA)$	Taux de croissance du total des actifs	Bloomberg	12,90	2,20	6,89	19,72
$Charges\_TA$	Ratio de dépenses personnelles sur le total des actifs	Bloomberg	1,45	0,95	0,00	21,05
<b>Variables macroéconomiques</b>						
$\Delta \log(PIB)$	Taux de croissance du Produit Intérieur Brut (PIB)	Base de données du F.M.I. sur la situation économique mondiale	2,60	2,89	-14,85	18,29

$\Delta R3m$	Taux interbancaire à 3 mois	Principaux indicateurs économiques de l'O.C.D.E., Datastream et sites Internet	-0,37	3,15	-41,00	80,00
$\Delta \log(IPC)$	Taux de croissance de l'indice des prix à la consommation	Base de données du F.M.I. sur la situation économique mondiale	3,37	3,91	-3,06	54,25
<b>Indicateurs de régulation et de supervision</b>						
<i>ImpSup</i>	Indice sur le degré d'implication des superviseurs, représenté par les questions suivantes : (1) L'autorité de supervision peut-elle rencontrer les auditeurs externes des banques ? (2) Les auditeurs sont-ils tenus de communiquer directement aux autorités bancaires lorsque des activités illégales, des fraudes ou des délits d'initiés sont détectés ? (3) Les superviseurs peuvent-ils entreprendre des actions juridiques en cas de négligence des auditeurs externes ? (4) L'autorité de supervision peut-elle forcer une banque à modifier sa structure organisationnelle interne ? (5) Les éléments du hors bilan sont-ils dévoilés aux superviseurs ? (6) Les superviseurs peuvent-ils ordonner aux directeurs et gestionnaires d'une banque de constituer des réserves pour des pertes potentielles ? (7) Le superviseur peut-il suspendre une décision de directeurs bancaires de distribuer des dividendes, des bonus et des honoraires de gestion ? (8) L'agence de supervision peut-elle se substituer aux droits des actionnaires de la banque et déclarer l'insolvabilité d'une banque ? (9) Le superviseur peut-il suspendre, totalement ou partiellement, les droits de propriété ? (10) Les superviseurs peuvent-ils se substituer aux droits des actionnaires et licencier et remplacer les gestionnaires et directeurs de la banque ? Nous suivons la méthodologie de Barth et al. (2013) pour harmoniser le calcul de cet indice à travers les quatre enquêtes.	Base de données sur la régulation et supervision bancaires - Banque Mondiale (Enquête 1, Enquête 2, Enquête 3 et Enquête 4)	11,85	2,01	4,00	14,00

<i>ContCap</i>	<p>Indice de contrôle du capital réglementaire, représenté par les questions suivantes : (1) Le ratio de capital pondéré du risque est-il conforme à Bâle 1 ? (2) Le ratio de capital pondéré du risque est-il conforme à Bâle 2 ? (3) Le ratio de capital minimum varie-t-il en fonction du risque de crédit de la banque ? (4) Le ratio de capital minimum varie-t-il en fonction du risque de marché de la banque ? (5) Avant que l'adéquation des fonds propres soit déterminée, lesquels de ces éléments sont déduits des fonds propres comptables : la valeur de marché des pertes sur prêts non réalisés dans les livres comptables ? les pertes non réalisées dans le portefeuille de titres ? les pertes non réalisées sur le marché des changes ? (6) Quelle fraction des gains de réévaluation est admise dans le capital ? (7) Les sources des fonds utilisés pour le capital sont-elles vérifiées par le superviseur ? (8) Le paiement initial ou les injections ultérieures de capital peuvent-ils être faits avec des actifs autres que des titres souverains ou des liquidités ? (9) Le paiement initial de capital peut-il être fait avec des fonds empruntés ? Nous suivons la méthodologie de Barth et al. (2013) pour harmoniser le calcul de cet indice à travers les quatre enquêtes.</p>	<p>Base de données sur la régulation et supervision bancaires - Banque Mondiale (Enquête 1, Enquête 2, Enquête 3 et Enquête 4)</p>	8,22	1,60	0,00	11,00
<i>D_Levier</i>	<p>Variable muette prenant la valeur 1 pour les années où une contrainte sur le ratio de levier est appliquée pour un pays donné, et 0 sinon.</p>	<p>Base de données sur la régulation et supervision bancaires (B. Mondiale)</p>	0,57	0,49	0	1

<i>D_NoLevier</i>	Variable muette prenant la valeur 1 pour les années sans contrainte sur le ratio de levier pour un pays, et 0 sinon.	Base de données sur la régulation et supervision bancaires (B. Mondiale)	0,43	0,49	0	1
<i>D_FortImp-Sup</i>	Variable muette prenant la valeur 1 pour un pays donné si l'indice <i>ImpSup</i> est supérieur ou égal à la médiane obtenue pour l'ensemble des pays étudiés, et 0 sinon.	Base de données sur la régulation et supervision bancaires (B. Mondiale)	0,61	0,49	0	1
<i>D_FaibleImp-Sup</i>	Variable muette prenant la valeur 1 pour un pays donné si l'indice <i>ImpSup</i> est inférieur à la médiane obtenue pour l'ensemble des pays étudiés, et 0 sinon.	Base de données sur la régulation et supervision bancaires (B. Mondiale)	0,39	0,49	0	1
<i>D_FortCont-Cap</i>	Variable muette égale à 1 pour un pays donné, si l'indice <i>ContCap</i> est supérieur ou égal à la médiane des pays étudiés, et 0 sinon.	Base de données sur la régulation et supervision bancaires (B. Mondiale)	0,78	0,41	0	1
<i>D_FaibleCont-Cap</i>	Variable muette égale à 1 pour un pays donné, si l'indice <i>ContCap</i> est inférieur à la médiane des pays étudiés, et 0 sinon.	Base de données sur la régulation et supervision bancaires (B. Mondiale)	0,22	0,41	0	1

**Tableau A4. Matrice de corrélation**

Variables	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1 $\Delta\log(\text{Depots})$	1									
2 $\Delta\log(\text{PIB})$	0,0454	1								
3 $\Delta R3m$	-0,0025	-0,1032	1							
4 $\Delta\log(\text{IPC})$	0,0243	0,1210	0,2263	1						
5 $FP\_TA$	0,0605	0,0171	0,0005	0,1327	1					
6 $LnTA$	0,1816	0,2293	-0,0021	0,2045	0,0887	1				
7 $\Delta\log(TA)$	-0,0217	0,0426	0,0033	-0,0785	-0,3478	-0,0269	1			
8 $Charges\_TA$	0,0030	0,0436	-0,0064	0,1985	0,3264	0,0396	-0,3444	1		
9 $ImpSup$	-0,0134	-0,0482	-0,0173	-0,0769	0,0670	-0,0321	-0,2749	0,0595	1	
10 $ContCap$	-0,0324	-0,2572	-0,0447	-0,1531	0,0118	-0,0997	-0,2003	-0,0162	0,2880	1

Equation (3).

$$\begin{aligned}
 \text{ChangeCredit}_{i,j,t} &= \alpha_0 + \alpha_1 \text{ChangeCredit}_{i,j,t-1} + \alpha_2 D_{\text{FortImpSup}}_{j,t} \cdot D_{\text{Levier}}_{j,t} \\
 &\cdot D_{\text{FaibleContCap}}_{j,t} + \alpha_3 D_{\text{FortImpSup}}_{j,t} \cdot D_{\text{Levier}}_{j,t} \\
 &\cdot D_{\text{FortContCap}}_{j,t} + \alpha_4 D_{\text{FaibleImpSup}}_{j,t} \cdot D_{\text{Levier}}_{j,t} \\
 &\cdot D_{\text{FortContCap}}_{j,t} + \alpha_5 D_{\text{FaibleImpSup}}_{j,t} \cdot D_{\text{Levier}}_{j,t} \\
 &\cdot D_{\text{FaibleContCap}}_{j,t} + \alpha_6 D_{\text{FortImpSup}}_{j,t} \cdot D_{\text{NoLevier}}_{j,t} \\
 &\cdot D_{\text{FaibleContCap}}_{j,t} + \alpha_7 D_{\text{FortImpSup}}_{j,t} \cdot D_{\text{NoLevier}}_{j,t} \\
 &\cdot D_{\text{FortContCap}}_{j,t} + \alpha_8 D_{\text{FaibleImpSup}}_{j,t} \cdot D_{\text{NoLevier}}_{j,t} \\
 &\cdot D_{\text{FortContCap}}_{j,t} + \gamma X_{i,j,t-1} + \delta_j + \theta_t + \varepsilon_{i,j,t}
 \end{aligned}$$

Equation (4).

$$\begin{aligned}
 \text{Risque}_{i,j,t} &= \beta_0 + \beta_1 D_{\text{FortImpSup}} \cdot D_{\text{Levier}}_{j,t} \cdot D_{\text{FaibleContCap}}_{j,t} \\
 &+ \beta_2 D_{\text{FortImpSup}}_{j,t} \cdot D_{\text{Levier}}_{j,t} \cdot D_{\text{FortContCap}}_{j,t} \\
 &+ \beta_3 D_{\text{FaibleImpSup}}_{j,t} \cdot D_{\text{Levier}}_{j,t} \cdot D_{\text{FortContCap}}_{j,t} \\
 &+ \beta_4 D_{\text{FaibleImpSup}}_{j,t} \cdot D_{\text{Levier}}_{j,t} \cdot D_{\text{FaibleContCap}}_{j,t} \\
 &+ \beta_5 D_{\text{FortImpSup}}_{j,t} \cdot D_{\text{NoLevier}}_{j,t} \cdot D_{\text{FaibleContCap}}_{j,t} \\
 &+ \beta_6 D_{\text{FortImpSup}}_{j,t} \cdot D_{\text{NoLevier}}_{j,t} \cdot D_{\text{FortContCap}}_{j,t} \\
 &+ \beta_7 D_{\text{FaibleImpSup}}_{j,t} \cdot D_{\text{NoLevier}}_{j,t} \cdot D_{\text{FortContCap}}_{j,t} \\
 &+ \gamma X_{i,j,t-1} + \beta_i + \delta_j + \theta_t + \varepsilon_{i,j,t}
 \end{aligned}$$

**Tableau A5. Ratio de levier réglementaire, implication du superviseur et offre de crédit ; échantillon sans pays ayant instauré de ratio de levier réglementaire avant 2000 (estimateur en deux temps MMG)**

	Echantillon A Ensemble des banques cotées		Echantillon B 10 plus grandes banques	
	$\Delta$ Credits_TA	$\Delta$ log(Credits)	$\Delta$ Credits_TA	$\Delta$ log(Credits)
Variable dépendante retardée	0,0553** (0,025)	0,311** (0,015)	0,0589*** (0,001)	0,374*** (0,000)
D_FortImpSup $\times$ D_Levier	-5,638** (0,013)	-9,209*** (0,001)	-11,33*** (0,000)	-12,34*** (0,000)
D_FaibleImpSup $\times$ D_Levier	-1,713** (0,045)	-2,751** (0,041)	-2,485** (0,045)	-2,774** (0,030)
D_FortImpSup $\times$ D_NoLevier	1,366 (0,298)	2,468* (0,093)	0,362 (0,742)	0,652 (0,622)
$\Delta$ log(Depots)	0,408*** (0,000)	0,399*** (0,000)	0,129*** (0,009)	0,170** (0,018)
$\Delta$ log(PIB)	1,091*** (0,000)	1,645*** (0,000)	1,509*** (0,000)	1,795*** (0,000)
$\Delta$ R3m	-0,233*** (0,001)	-0,423*** (0,000)	-0,284*** (0,000)	-0,383*** (0,000)
$\Delta$ log(IPC)	0,385*** (0,000)	0,460*** (0,001)	0,332*** (0,003)	0,503*** (0,000)
Constante	-2,787 (0,648)	-12,74** (0,049)	-11,39*** (0,001)	-20,65*** (0,000)
Effets fixes pays	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes temporels	Oui	Oui	Oui	Oui
No. obs.	6666	6666	3628	3628
No. banques	765	765	422	422
Valeur de $p$ du test de Hansen	0,148	0,154	0,127	0,138
Valeur de $p$ du test AR(2)	0,322	0,340	0,318	0,367

Les définitions des variables et leurs sources sont détaillées dans le tableau A3. Nous avons pondéré nos observations pour l'échantillon A, de manière à attribuer un poids identique à chaque pays. Les valeurs de  $p$  sont entre parenthèses, avec  $p < 0,1$  \*,  $p < 0,05$  \*\*,  $p < 0,01$  \*\*\*.

**Tableau A6. Ratio de levier réglementaire, implication du superviseur et prise de risque ; échantillon sans pays ayant instauré de ratio de levier réglementaire avant 2000 (estimateur à effets fixes)**

	Echantillon A (Ensemble des banques cotées)			Echantillon B (10 plus grandes banques)		
	$\sigma$ _ROA	LnZscore	CD	$\sigma$ _ROA	LnZscore	CD
D_FortImpSup × D_Levier	-0,308	-0,312	4,579***	0,121	-0,300	5,210***
	(0,271)	(0,244)	(0,000)	(0,394)	(0,237)	(0,000)
D_FaibleImpSup × D_Levier	-0,398	0,108	1,400**	-0,0306	-0,0217	1,653**
	(0,225)	(0,310)	(0,031)	(0,659)	(0,835)	(0,014)
D_FortImpSup × D_NoLevier	-0,150	0,0883	1,913**	-0,0890	0,111	2,014***
	(0,105)	(0,314)	(0,032)	(0,312)	(0,274)	(0,006)
Credits_TA	-0,00128	0,00326	-0,0521*	-0,00854*	0,00455	-0,0623***
	(0,814)	(0,362)	(0,083)	(0,059)	(0,229)	(0,001)
FP_TA	0,0534**	0,0475***	0,00650	0,0337	0,0718***	-0,0950
	(0,029)	(0,000)	(0,942)	(0,150)	(0,000)	(0,356)
LnTA	-0,462***	0,480***	-4,492***	-0,221***	0,149***	-0,726***
	(0,001)	(0,000)	(0,001)	(0,000)	(0,000)	(0,002)
$\Delta\log(\text{TA})$	-0,000823	0,00413***	-0,0244***	-0,00113	0,00403***	-0,0309***
	(0,616)	(0,000)	(0,001)	(0,452)	(0,000)	(0,000)
Charges_TA	-0,0538	0,0334	-1,088*	-0,192	-0,0522	0,160
	(0,677)	(0,612)	(0,080)	(0,181)	(0,513)	(0,712)
$\Delta\log(\text{PIB})$	-0,0594***	0,0542***	-0,230***	-0,0513***	0,0384***	-0,268***
	(0,000)	(0,000)	(0,001)	(0,002)	(0,000)	(0,000)
Constante	6,826***	-4,009**	72,95***	6,298***	-0,340	18,16***
	(0,000)	(0,026)	(0,000)	(0,000)	(0,658)	(0,000)
Effets fixes pays	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes temporels	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
No. obs.	6666	6666	6666	3628	3628	3628
No. banques	765	765	765	422	422	422
R <sup>2</sup> du modèle général	0,148	0,210	0,243	0,137	0,189	0,404

Les définitions des variables et leurs sources sont détaillées dans le tableau A3. Nous avons pondéré nos observations pour l'échantillon A, de manière à attribuer un poids identique à chaque pays. Les valeurs de  $p$  sont entre parenthèses, avec  $p < 0,1$  \*,  $p < 0,05$  \*\*,  $p < 0,01$  \*\*\*.



**Tableau A7. Ratio de levier réglementaire, implication du superviseur et offre de crédit ; contraintes sur le levier anticipées d'un an (estimateur en deux temps MMG)**

	Echantillon A Ensemble des banques cotées		Echantillon B 10 plus grandes banques	
	$\Delta$ Credits_TA	$\Delta$ log(Credits)	$\Delta$ Credits_TA	$\Delta$ log(Credits)
Variable dépendante retardée	0,107*** (0,000)	0,260*** (0,000)	0,134*** (0,000)	0,373*** (0,000)
D_FortImpSup $\times$ D_Levier	-6,518*** (0,000)	-7,392*** (0,001)	-7,831*** (0,000)	-9,439*** (0,000)
D_FaibleImpSup $\times$ D_Levier	-2,864*** (0,000)	-2,147** (0,031)	-2,762*** (0,003)	-3,685*** (0,000)
D_FortImpSup $\times$ D_NoLevier	0,607 (0,488)	1,656 (0,142)	1,652** (0,040)	2,763** (0,016)
$\Delta$ log(Depots)	0,403*** (0,000)	0,367*** (0,000)	0,145** (0,019)	0,165** (0,046)
$\Delta$ log(PIB)	0,984*** (0,000)	1,730*** (0,000)	1,315*** (0,000)	1,665*** (0,000)
$\Delta$ R3m	-0,219*** (0,001)	-0,423*** (0,000)	-0,244*** (0,000)	-0,373*** (0,000)
$\Delta$ log(IPC)	0,302*** (0,001)	0,441*** (0,001)	0,285*** (0,002)	0,510*** (0,000)
Constante	-5,321 (0,180)	-7,793 (0,116)	-1,088 (0,605)	-5,203 (0,242)
Effets fixes pays	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes temporels	Oui	Oui	Oui	Oui
No. obs.	13583	13583	4520	4520
No. banques	1515	1515	480	480
Valeur de $p$ du test de Hansen	0,236	0,148	0,125	0,258
Valeur de $p$ du test AR(2)	0,308	0,336	0,252	0,358

Les définitions des variables et leurs sources sont détaillées dans le tableau A3. Nous avons pondéré nos observations pour l'échantillon A, de manière à attribuer un poids identique à chaque pays. Les valeurs de  $p$  sont entre parenthèses, avec  $p < 0,1$  \*,  $p < 0,05$  \*\*,  $p < 0,01$  \*\*\*.

**Tableau A8. Ratio de levier réglementaire, implication du superviseur et prise de risque ; contraintes sur le levier anticipées d'un an (estimateur à effets fixes)**

	Echantillon A (Ensemble des banques cotées)			Echantillon B (10 plus grandes banques)		
	$\sigma$ _ROA	LnZscore	CD	$\sigma$ _ROA	LnZscore	CD
D_FortImpSup × D_Levier	-0,264*	-0,161	2,975***	-0,0217	-0,221	3,771***
	(0,079)	(0,359)	(0,002)	(0,819)	(0,213)	(0,000)
D_FaibleImpSup × D_Levier	-0,196	-0,0514	1,952***	-0,0349	-0,176*	2,133***
	(0,142)	(0,615)	(0,001)	(0,640)	(0,070)	(0,000)
D_FortImpSup × D_NoLevier	-0,144*	0,125	0,913	-0,111	0,131	1,294
	(0,088)	(0,158)	(0,200)	(0,168)	(0,143)	(0,125)
Credits_TA	-0,00218	0,00366	-0,0484*	-0,00810*	0,00446	-0,0624***
	(0,667)	(0,309)	(0,082)	(0,059)	(0,216)	(0,000)
FP_TA	0,0524**	0,0501***	0,000304	0,0344	0,0703***	-0,0796
	(0,029)	(0,000)	(0,997)	(0,119)	(0,000)	(0,405)
LnTA	-0,386***	0,483***	-3,951***	-0,209***	0,149***	-0,787***
	(0,005)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
$\Delta\log(TA)$	-0,000781	0,00414***	-0,0248***	-0,000920	0,00356***	-0,0302***
	(0,600)	(0,000)	(0,001)	(0,492)	(0,001)	(0,000)
Charges_TA	-0,00141	0,0175	-0,884*	-0,186	-0,0475	0,0345
	(0,991)	(0,779)	(0,063)	(0,181)	(0,544)	(0,935)
$\Delta\log(PIB)$	-0,0571***	0,0481***	-0,207***	-0,0481***	0,0344***	-0,232***
	(0,000)	(0,000)	(0,001)	(0,002)	(0,000)	(0,000)
Constante	5,752***	-3,924**	63,96***	6,075***	-0,194	17,38***
	(0,000)	(0,029)	(0,000)	(0,000)	(0,790)	(0,000)
Effets fixes pays						
Effets fixes temporels	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
No. obs.	13583	13583	13583	4520	4520	4520
No. banques	1515	1515	1515	480	480	480
$R^2$ du modèle général	0,183	0,194	0,267	0,138	0,193	0,413

Les définitions des variables et leurs sources sont détaillées dans le tableau A3. Nous avons pondéré nos observations pour l'échantillon A, de manière à attribuer un poids identique à chaque pays. Les valeurs de  $p$  sont entre parenthèses, avec  $p < 0,1$  \*,  $p < 0,05$  \*\*,  $p < 0,01$  \*\*\*.

**Tableau A9. Ratio de levier réglementaire, implication du superviseur et offre de crédit ; échantillon A avec tests de robustesse (estimateur en deux temps MMG)**

	Echantillon A Estimations sans pondération des pays		Echantillon A Estimations sans pondération des pays ni banques U.S.	
	$\Delta$ Credits_TA	$\Delta$ log(Credits)	$\Delta$ Credits_TA	$\Delta$ log(Credits)
Variable dépendante retardée	0,0633*** (0,000)	0,274*** (0,000)	0,0533*** (0,003)	0,275*** (0,000)
D_FortImpSup $\times$ D_Levier	-11,72*** (0,000)	-15,48*** (0,000)	-6,838*** (0,001)	-10,09*** (0,000)
D_FaibleImpSup $\times$ D_Levier	-6,358*** (0,000)	-7,390*** (0,000)	-1,649** (0,044)	-1,814** (0,055)
D_FortImpSup $\times$ D_NoLevier	-0,352 (0,761)	0,186 (0,890)	-0,698 (0,606)	-0,111 (0,939)
$\Delta$ log(Depots)	0,302*** (0,001)	0,238** (0,020)	0,207** (0,028)	0,146* (0,067)
$\Delta$ log(PIB)	0,968*** (0,000)	1,556*** (0,000)	1,070*** (0,000)	1,578*** (0,000)
$\Delta$ R3m	-0,110 (0,131)	-0,267*** (0,000)	-0,138 (0,130)	-0,312*** (0,000)
$\Delta$ log(IPC)	0,387*** (0,000)	0,506*** (0,000)	0,384*** (0,000)	0,415*** (0,001)
Constante	-6,974 (0,509)	-7,193 (0,582)	-14,02 (0,129)	-4,500 (0,580)
Effets fixes pays	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes temporels	Oui	Oui	Oui	Oui
No. obs.	13583	13583	6966	6966
No. banques	1515	1515	810	810
Valeur de $p$ du test de Hansen	0,257	0,134	0,221	0256
Valeur de $p$ du test AR(2)	0,352	0,466	0,399	0,663

Les définitions des variables et leurs sources sont détaillées dans le tableau A3. Nous avons pondéré nos observations pour l'échantillon A, de manière à attribuer un poids identique à chaque pays. Les valeurs de  $p$  sont entre parenthèses, avec  $p < 0,1$  \*,  $p < 0,05$  \*\*,  $p < 0,01$  \*\*\*.

**Tableau A10. Ratio de levier réglementaire, implication du superviseur et prise de risque ; échantillon A avec tests de robustesse (estimateur à effets fixes)**

	Echantillon A Estimations sans pondération des pays			Echantillon A Estimations sans pondération des pays ni banques U.S.		
	$\sigma$ _ROA	LnZscore	CD	$\sigma$ _ROA	LnZscore	CD
D_FortImpSup × D_Levier	-0,491*	-0,110	3,839***	-0,593	-0,163	3,835***
	(0,058)	(0,465)	(0,000)	(0,161)	(0,303)	(0,000)
D_FaibleImpSup × D_Levier	-0,352	-0,0373	1,298***	-0,491	-0,0757	1,286**
	(0,305)	(0,659)	(0,003)	(0,293)	(0,434)	(0,013)
D_FortImpSup × D_NoLevier	-0,0918	0,0282	1,889	-0,153	0,0688	1,748
	(0,494)	(0,749)	(0,122)	(0,267)	(0,409)	(0,105)
Credits_TA	0,0799	0,010***	-0,034***	0,00679	0,00355	-0,0700***
	(0,992)	(0,000)	(0,001)	(0,532)	(0,227)	(0,001)
FP_TA	0,0508**	0,0578***	-0,0193	0,0587***	0,0427***	-0,0708
	(0,011)	(0,000)	(0,754)	(0,001)	(0,000)	(0,217)
LnTA	-0,0466	0,410***	-1,916***	-0,546**	0,298***	-2,922***
	(0,877)	(0,000)	(0,000)	(0,026)	(0,001)	(0,000)
$\Delta\log(\text{TA})$	0,00850	0,0223***	-0,0158***	0,00118	0,00269***	-0,0203***
	(0,711)	(0,003)	(0,000)	(0,719)	(0,006)	(0,000)
Charges_TA	0,608**	-0,0475	-0,519**	0,0322	0,0103	-0,637*
	(0,016)	(0,240)	(0,048)	(0,799)	(0,841)	(0,066)
$\Delta\log(\text{PIB})$	-0,0579***	0,0376***	-0,239***	-0,0543***	0,0367***	-0,217***
	(0,001)	(0,000)	(0,000)	(0,001)	(0,000)	(0,000)
Constante	0,160	-2,585**	27,79***	7,093***	-1,330	51,05***
	(0,969)	(0,015)	(0,000)	(0,005)	(0,269)	(0,000)
Effets fixes pays						
Effets fixes tem- porels	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
No. obs.	13583	13583	13583	6966	6966	6966
No. banques	1515	1515	1515	810	810	810
R <sup>2</sup> du modèle général	0,233	0,161	0,517	0,182	0,239	0,362

Les définitions des variables et leurs sources sont détaillées dans le tableau A3. Nous avons pondéré nos observations pour l'échantillon A, de manière à attribuer un poids identique à chaque pays. Les valeurs de  $p$  sont entre parenthèses, avec  $p < 0,1$  \*,  $p < 0,05$  \*\*,  $p < 0,01$  \*\*\*.

**Tableau A11. Ratio de levier réglementaire, implication du superviseur et offre de crédit ; échantillon A avec différents degrés d'implication du superviseur (estimateur en deux temps MMG)**

	Echantillon A ImpSup $\geq$ Quartile 25		Echantillon A ImpSup $\geq$ Quartile 75	
	$\Delta$ Credits_TA	$\Delta$ log(Credits)	$\Delta$ Credits_TA	$\Delta$ log(Credits)
Variable dépendante retardée	0,174*** (0,000)	0,267*** (0,000)	0,174*** (0,000)	0,258*** (0,000)
D_FortImpSup $\times$ D_Levier	-5,590*** (0,000)	-6,089*** (0,002)	-8,062*** (0,000)	-8,656*** (0,000)
D_FaibleImpSup $\times$ D_Levier	-4,524*** (0,000)	-4,002*** (0,004)	-3,663*** (0,000)	-2,487*** (0,007)
D_FortImpSup $\times$ D_NoLevier	-1,800* (0,089)	-2,914* (0,083)	0,245 (0,777)	1,198 (0,327)
$\Delta$ log(Depots)	0,367*** (0,000)	0,390*** (0,000)	0,372*** (0,000)	0,381*** (0,000)
$\Delta$ log(PIB)	0,976*** (0,000)	1,744*** (0,000)	1,000*** (0,000)	1,707*** (0,000)
$\Delta$ R3m	-0,204*** (0,002)	-0,419*** (0,000)	-0,179*** (0,009)	-0,400*** (0,000)
$\Delta$ log(IPC)	0,375*** (0,000)	0,522*** (0,000)	0,337*** (0,000)	0,446*** (0,001)
Constante	-6,749** (0,014)	-11,69 (0,159)	-7,003** (0,019)	-8,404 (0,219)
Effets fixes pays	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes temporels	Oui	Oui	Oui	Oui
No. obs.	13583	13583	13583	13583
No. banques	1515	1515	1515	1515
Valeur de $p$ du test de Hansen	0,251	0,184	0,221	0,125
Valeur de $p$ du test AR(2)	0,309	0,333	0,302	0,333

Les définitions des variables et leurs sources sont détaillées dans le tableau A3. D\_FortImpSup prend la valeur 1 si l'indice ImpSup est supérieur ou égal au premier quartile (Quartile 25) ou troisième quartile (Quartile 75) obtenus avec l'ensemble des pays étudiés. Nous avons pondéré nos observations pour l'échantillon A, de manière à attribuer un poids identique à chaque pays. Les valeurs de  $p$  sont entre parenthèses, avec  $p < 0,1^*$ ,  $p < 0,05^{**}$ ,  $p < 0,01^{***}$ .

**Tableau A12. Ratio de levier réglementaire, implication du superviseur et prise de risque bancaire ; échantillon A avec différents degrés d'implication du superviseur (estimateur à effets fixes)**

	Echantillon A ImpSup ≥ Quartile 25			Echantillon A ImpSup ≥ Quartile 75		
	$\sigma$ _ROA	LnZscore	CD	$\sigma$ _ROA	LnZscore	CD
D_FortImpSup × D_Levier	-0,459	0,0670	0,241**	-0,315	-0,149	3,818***
	(0,148)	(0,695)	(0,059)	(0,188)	(0,500)	(0,002)
D_FaibleImpSup × D_Levier	-0,215	-0,0193	2,185**	-0,316	0,00474	1,684***
	(0,238)	(0,887)	(0,010)	(0,253)	(0,965)	(0,003)
D_FortImpSup × D_NoLevier	-0,101	0,104	-1,633	-0,154*	0,119	1,495*
	(0,345)	(0,344)	(0,416)	(0,091)	(0,178)	(0,080)
Credits_TA	-0,00226	0,00356	-0,0459	-0,00218	0,00365	-0,0491*
	(0,651)	(0,327)	(0,105)	(0,666)	(0,309)	(0,077)
FP_TA	0,0520**	0,0504***	0,00191	0,0522**	0,0503***	0,00356
	(0,030)	(0,000)	(0,982)	(0,029)	(0,000)	(0,965)
LnTA	-0,378***	0,482***	-3,945***	-0,392***	0,490***	-3,957***
	(0,006)	(0,000)	(0,000)	(0,004)	(0,000)	(0,001)
$\Delta\log(\text{TA})$	-0,000896	0,00423***	-0,0240***	-0,000771	0,00413***	-0,0247***
	(0,548)	(0,000)	(0,001)	(0,603)	(0,000)	(0,000)
Charges_TA	0,00199	0,0147	-0,816*	-0,00228	0,0177	-0,859*
	(0,988)	(0,816)	(0,077)	(0,986)	(0,776)	(0,071)
$\Delta\log(\text{PIB})$	-0,0553***	0,0484***	-0,227***	-0,0557***	0,0485***	-0,231***
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Constante	5,679***	-3,994**	65,09***	5,844***	-4,059**	63,95***
	(0,000)	(0,033)	(0,000)	(0,000)	(0,025)	(0,000)
Effets fixes pays	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes temporels	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
No. obs.	13583	13583	13583	13583	13583	13583
No. banques	1515	1515	1515	1515	1515	1515
R <sup>2</sup> du modèle général	0,131	0,133	0,503	0,183	0,491	0,336

Les définitions des variables et leurs sources sont détaillées dans le tableau A3. Nous avons pondéré nos observations pour l'échantillon A, de manière à attribuer un poids identique à chaque pays. Les valeurs de  $p$  sont entre parenthèses, avec  $p < 0,1$  \*,  $p < 0,05$  \*\*,  $p < 0,01$  \*\*\*.

**Tableau A13. Ratio de levier réglementaire, implication du superviseur et prise de risque bancaire ; échantillon A avec erreurs standards regroupées par pays et mesures ajustées du risque (estimateur d'effets fixes)**

	Echantillon A Erreurs standards regroupées par pays			Echantillon A Mesures ajustées du risque		
	$\sigma_{ROA}$	LnZscore	CD	$\sigma_{ROA}$	LnZscore	CD
D_FortImpSup × D_Levier	-0,315	-0,149	3,818**	-0,254	-0,143	3,818***
	(0,204)	(0,616)	(0,035)	(0,313)	(0,426)	(0,002)
D_FaibleImpSup × D_Levier	-0,316	0,00474	1,684*	-0,347	0,0484	1,684***
	(0,198)	(0,975)	(0,090)	(0,222)	(0,593)	(0,003)
D_FortImpSup × D_NoLevier	-0,154	0,119	1,495	-0,141*	0,0477	1,495*
	(0,258)	(0,354)	(0,239)	(0,090)	(0,519)	(0,080)
Credits_TA	-0,00218	0,00365	-0,0491*	-0,00302	0,00695***	-0,0491*
	(0,702)	(0,383)	(0,085)	(0,519)	(0,009)	(0,077)
FP_TA	0,0522**	0,0503***	0,00356	0,0452*	0,0308***	0,00356
	(0,027)	(0,000)	(0,968)	(0,065)	(0,000)	(0,965)
LnTA	-0,392***	0,490***	-3,957***	-0,564***	0,418***	-3,957***
	(0,003)	(0,001)	(0,008)	(0,000)	(0,000)	(0,001)
$\Delta\log(TA)$	-0,000771	0,00413***	-0,0247***	0,00122	0,00259***	-0,0247***
	(0,595)	(0,000)	(0,002)	(0,468)	(0,003)	(0,000)
Charges_TA	-0,00228	0,0177	-0,859*	-0,0219	0,0421	-0,859*
	(0,990)	(0,852)	(0,097)	(0,862)	(0,218)	(0,071)
$\Delta\log(PIB)$	-0,0557**	0,0485***	-0,231***	-0,0334*	0,0149	-0,231***
	(0,020)	(0,000)	(0,002)	(0,074)	(0,114)	(0,000)
Constante	5,844***	-4,059*	63,95***	8,268***	-3,147**	63,95***
	(0,000)	(0,068)	(0,004)	(0,000)	(0,043)	(0,000)
Effets fixes pays	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes tem- porels	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
No. obs.	13583	13583	13583	13583	13583	13583
No. banques	1515	1515	1515	1515	1515	1515
R <sup>2</sup> du modèle général	0,183	0,291	0,336	0,233	0,179	0,336

Les définitions des variables et leurs sources sont détaillées dans le tableau A3. Nous avons pondéré nos observations pour l'échantillon A, de manière à attribuer un poids identique à chaque pays. Les valeurs de  $p$  sont entre parenthèses, avec  $p < 0,1$  \*,  $p < 0,05$  \*\*,  $p < 0,01$  \*\*\*.

## References

- Aggarwal, R., & Jacques, K. T. (2001). The impact of FDICIA and prompt corrective action on bank capital and risk: Estimates using a simultaneous equations model. *Journal of Banking & Finance*, 25(6), 1139-1160.
- Baltagi, B. (2013). *Econometric analysis of panel data*. Hoboken: Wiley.
- Barry, T. A., Lepetit, L., & Tarazi, A. (2011). Ownership structure & risk in publicly held & privately owned banks. *Journal of Banking & Finance*, 35(5), 1327-1340.
- Barth, J. R., Caprio, G., & Levine, R. (2004). Bank regulation & supervision: What works best? *Journal of Financial Intermediation*, 13(2), 205-248.
- Barth, J. R., Caprio, G., & Levine, R. (2006). *Rethinking bank regulation: Till angels govern*. New York: Cambridge University Press.
- Barth, J. R., Caprio, G., & Levine, R. (2013, May). Bank regulation & supervision in 180 countries from 1999 to 2011. *Journal of Financial Economic Policy*, 5(2), 111-219.
- Barth, A., & Seckinger, C. (2018). Capital regulation with heterogeneous banks—unintended consequences of a too strict leverage ratio. *Journal of Banking & Finance* 88, 455-465.
- Basel Committee on Banking Supervision. (2010, December). *Basel III: A global regulatory framework for more resilient banks & banking systems*. Basel: Bank for International Settlements.
- Basel Committee on Banking Supervision. (2014, January). *Basel III leverage ratio framework & disclosure requirements*. Basel: Bank for International Settlements.
- Basel Committee on Banking Supervision. (2017, December). *Basel III: Finalising postcrisis reforms*. Basel: Bank for International Settlements.
- Ben Naceur, S., Marton, K., & Roulet, C. (2018). Basel III & bank-lending: Evidence from the United States & Europe. *Journal of Financial Stability*, 39, 1-27.
- Berger, A. N., & Udell, G. F. (1994). Did risk-based capital allocate bank credit & cause a “credit crunch” in the United States?. *Journal of Money, Credit & Banking*, 26(3), 585-628.
- Bernanke, B. S., & Blinder, A. S. (1988). Credit, money, & aggregate demand. *The American Economic Review*, 78(2), 435-439.
- Bernanke, B., & Lown, C. S. (1991). The credit crunch. *Brookings Papers on Economic Activity* 22(2), 205-248.
- Blum, J. M. (2008). Why ‘Basel II’ may need a leverage ratio restriction. *Journal of Banking & Finance*, 32(8), 1699-1707.
- Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions & moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87(1), 115-143.
- Blundell-Wignall, A., Atkinson, P., & Roulet, C. (2018). Assessing the finalised Basel III Banking Regulation Regime. In A. Blundell-Wignall, P. Atkinson, C. Roulet (Eds.), *Globalisation and finance at the Crossroads* (pp. 201-235). Cham: Springer International Publishing.
- Bouvatier, V., & Lepetit, L. (2008). Banks’ procyclical behavior: Does provisioning matter?. *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 18(5), 513-526.
- Camara, B., Lepetit, L., & Tarazi, A. (2013). Ex ante capital position, changes in the different components of regulatory capital & bank risk. *Applied Economics*, 45(34), 4831-4856.
- Carlson, M., Shan, H., & Warusawitharana, M. (2013). Capital ratios & bank lending: A matched bank approach. *Journal of Financial Intermediation*, 22(4), 663-687.



- Carretta, A., Farina, V., Fiordelisi, F., Schwizer, P., & Lopes, F. S. S. (2015). Don't stand so close to me: The role of supervisory style in banking stability. *Journal of Banking & Finance*, 52, 180-188.
- Dagher, J., Dell'Ariccia, G., Laeven, L., Ratnovski, L., & Tong, H. (2016). *Benefits & costs of bank capital*. (IMF Staff Discussion Notes 16/04). International Monetary Fund.
- DeJonghe, O. (2010). Back to the basics in banking? A micro-analysis of banking system stability. *Journal of Financial Intermediation*, 19(3), 387-417.
- Deli, Y. D., & Hasan, I. (2017). Real effects of bank capital regulations: Global evidence. *Journal of Banking & Finance*, 82, 217-228.
- Ehrmann, M., Gambacorta, L., Martinez Pages, J., Sevestre, P., & Worms, A. (2001). *Financial systems & the role of banks in monetary policy transmission in the euro area*. (Working Paper Series 105, European Central Bank).
- Hugonnier, J., & Morellec, E. (2017). Bank capital, liquid reserves, & insolvency risk. *Journal of Financial Economics*, 125(2), 266-285.
- Jobert, T., Monahov, A., & Tykhonenko, A. (2018). Le crédit domestique en période de supervision: une étude empirique des économies européennes. *Revue Économique*, 69(4), 575-591.
- Kiema, I., & Jokivuolle, E. (2014). Does a leverage ratio requirement increase bank stability?. *Journal of Banking & Finance*, 39, 240-254.
- Kupiec, P., Lee, Y., & Rosenfeld, C. (2017). Does bank supervision impact bank loan growth?. *Journal of Financial Stability*, 28, 29-48.
- Labonne, C., & Lame, G. (2014). *Credit growth & bank capital requirements: Binding or not?*. (Working papers, Banque de France).
- Laeven, L., & Levine, R. (2009). Bank governance, regulation & risk taking. *Journal of Financial Economics*, 93(2), 259-275.
- Lepetit, L., Nys, E., Rous, P., & Tarazi, A. (2008). Bank income structure & risk: An empirical analysis of European banks. *Journal of Banking & Finance*, 32(8), 1452-1467.
- Lepetit, L., & Strobel, F. (2013). Bank insolvency risk & time-varying Z-score measures. *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 25, 73-87.
- Lepetit, L., & Strobel, F. (2015). Bank insolvency risk & Z-score measures: A refinement. *Finance Research Letters*, 13, 214-224.
- Loupias, C., Savignac, F., & Sevestre, P. (2002). *Is there a bank lending channel in France? Evidence from bank panel data*. (Working papers, Banque de France).
- Martynova, N. (2015). *Effect of bank capital requirements on economic growth: A survey*. (Dnb working papers, Netherlands Central Bank, Research Department).
- Noss, J., & Toffano, P. (2016). Estimating the impact of changes in aggregate bank capital requirements on lending & growth during an upswing. *Journal of Banking & Finance*, 62, 15-27.
- Roodman, D. (2009). How to do xtabond2: An introduction to difference & system GMM in Stata. *Stata Journal*, 9(1), 86-136.
- Roulet, C. (2018). Basel III: Effects of capital & liquidity regulations on European bank lending. *Journal of Economics & Business*, 95, 26-46.
- Shehzad, C. T., de Haan, J., & Scholtens, B. (2010). The impact of bank ownership concentration on impaired loans & capital adequacy. *Journal of Banking & Finance*, 34(2), 399-408.

- Spinassou, K. (2016). Ratio de levier à la Bâle III: quel impact sur l'offre de crédit et la stabilité bancaire?. *Revue Économique*, 67(6), 1153-1177.
- Walther, A. (2016). Jointly optimal regulation of bank capital & liquidity. *Journal of Money, Credit & Banking*, 48(2-3), 415-448.
- Windmeijer, F. (2005). A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators. *Journal of Econometrics*, 126(1), 25-51.