

Des banques mieux capitalisées peuvent-elles être plus profitables ? Analyse des grands groupes bancaires français avant et après la crise financière

Can better capitalised banks be more profitable? An analysis of large French banking groups before and after the financial crisis

Olivier de Bandt*, Boubacar Camara*, Pierre Pessarossi*
et Martin Rose**

Résumé – L'article étudie l'effet de la capitalisation des banques françaises sur leur profitabilité. Il contribue au débat ayant émergé, suite à la crise financière, sur l'impact du renforcement de la réglementation du capital (Bâle III). Nos résultats économétriques montrent que sur la période 1993-2012, au-delà de l'évolution tendancielle de la profitabilité qui est plus faible après crise, les banques qui augmentent leurs ratios de fonds propres plus que la moyenne améliorent leur profitabilité, sans qu'il soit possible de distinguer entre les augmentations volontaires et celles imposées par la réglementation. *Ceteris paribus*, une hausse de 100 points de base des différentes mesures de capitalisation entraîne une augmentation du rendement des fonds propres (*return on equity*, ROE) moyen de 3 à 10 % et de 7 à 30 % du rendement des actifs (*return on assets*, ROA), selon le type de ratio de capital considéré. L'impact positif d'une augmentation de la capitalisation sur le ROA est moins important lorsque celle-ci se fait par émissions d'actions.

Abstract – *The article studies the effect of French banks' capitalisation on their profitability. It contributes to the debate which has emerged, following the financial crisis, on the impact of the tightening of the regulation of capital (Basel III). Our econometric results show that over the period of 1993-2012, beyond the general trend of profitability which is weaker after the crisis, banks which increase their capital ratio more than the average improve their profitability, without it being possible to distinguish between voluntary increases and those imposed by regulation. All else being equal, a 100-basis point increase of the different capitalisation measures leads to a 3 to 10% increase in the average return on equity (ROE), depending on the measures considered, and to a 7 to 30% increase in the average return on assets (ROA). The positive impact of an increase of capitalisation on ROA is less significant when it is done by issuing shares.*

Codes JEL / JEL Classification : G21, G28

Mots-clés : ROE, ROA, ratios de solvabilité, capital, réglementation bancaire, Bâle III

Keywords: ROE, ROA, solvency ratios, capital, banking regulation, Basel III

Rappel :

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n'engagent qu'eux mêmes, et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni a fortiori l'Insee.

* Autorité de contrôle prudentiel et de résolution (olivier.debandt@acpr.banque-france.fr; boubacar.camara@acpr.banque-france.fr; pierre.pessarossi@acpr.banque-france.fr).

** Banque centrale européenne (martin.rose@ecb.europa.eu).

Les opinions présentées ici sont celles des auteurs et ne sauraient engager l'Autorité de contrôle prudentiel et de résolution ou la Banque centrale européenne. Les auteurs remercient deux relecteurs anonymes de la revue pour leurs remarques et suggestions.

La crise financière a mis en évidence la nécessité de renforcer la réglementation et la supervision du secteur bancaire afin d'accroître sa capacité d'absorption de chocs défavorables. La réforme de Bâle III, dont les grandes lignes ont été annoncées dès 2010, a porté une attention particulière au rôle des fonds propres des banques, car de nombreux établissements financiers fortement endettés ont fait faillite ou ont dû être renfloués par les autorités publiques. Le coût social des faillites bancaires justifie l'existence d'exigences en capital pour les établissements financiers (Berger et al., 1995 ; Admati et al., 2011, Calomiris, 2013). Selon le gouverneur de la Banque d'Angleterre, Mark Carney, « seules les banques bien capitalisées peuvent servir les besoins de l'économie réelle et favoriser une croissance forte et soutenable. [...] Là où les fonds propres ont été reconstitués et les bilans redressés, les systèmes bancaires et les économies ont prospéré » (Carney, 2013 a et b).

Les accords de Bâle III proposent notamment un cadre renforcé en termes d'exigences en capital pour les banques. Cette réforme impose une amélioration de la qualité des fonds propres en exigeant des niveaux plus élevés d'actions ordinaires (*common equity*). Elle prévoit également un ratio

de levier minimum¹ (voir encadré 1). Ces exigences en capital risquent cependant d'induire des arbitrages au sein de l'économie. Les banques affirment souvent que la hausse de ces exigences risque de dégrader leur rentabilité : par exemple, leur coût de financement global pourrait augmenter fortement en raison du niveau plus élevé de fonds propres. Cette hausse des coûts pourrait ainsi avoir un effet négatif sur la distribution du crédit et réduire la profitabilité des banques. Cependant, la théorie économique ne permet pas de trancher car aucun consensus n'émerge en ce qui concerne l'effet des fonds propres sur les performances des banques. S'appuyant sur l'hypothèse des marchés parfaits, Modigliani et Miller (1958) concluent que les décisions liées à la structure du capital n'ont pas d'incidence sur la valeur de marché des entreprises, notamment bancaires (Miller, 1995). Cependant, un autre courant de la littérature souligne que la dette, en limitant la liberté d'action des gestionnaires par rapport aux actionnaires, peut avoir des effets positifs sur la valeur des firmes (cf., par exemple, Hart & Moore, 1995 ; Diamond & Rajan, 2001).

1. Le ratio de levier rapporte un indicateur de fonds propres à une mesure du total des actifs et des expositions du hors bilan. Il vise à garantir la détention d'un niveau minimum de fonds propres pour couvrir les pertes non anticipées par la banque.

ENCADRÉ 1 – La réglementation du capital bancaire

La réglementation bancaire des banques internationales est définie par le Comité de Bâle, une instance internationale composée aujourd'hui de 28 juridictions. En 1988 les accords dits « Bâle I », portant essentiellement sur le risque de crédit, introduisent un ratio de solvabilité minimale, baptisé « ratio Cooke », rapportant le capital à une mesure des actifs. En 2004, les accords « Bâle II » refondent les règles prudentielles internationales en proposant une prise en compte plus complète des risques bancaires et un calcul plus fin du risque de crédit qui jusqu'alors était appréhendé par une pondération uniforme pour chaque grande catégorie d'actifs. Ce calcul peut désormais être réalisé au moyen de modèles internes élaborés par les banques sous le contrôle du superviseur ou à travers les notations des contreparties faites par les agences de notations (approche standard). C'est à partir de 2008, que les modèles internes bancaires sont validés dans la plupart des pays et notamment en France, le régulateur autorisant une réduction limitée des exigences en capital pour les banques qui mettent en place une meilleure gestion interne des risques.

Néanmoins, la crise des *subprimes* et ses conséquences, montrent que Bâle II est insuffisant pour prendre en compte les risques d'un système bancaire dont l'activité a évolué, avec l'émergence de nouveaux risques tels ceux issus de la titrisation. Dans le même temps les États-Unis adoptent une approche différenciée, en

distinguant les grandes banques systémiques des plus petites, sans toutefois mettre en œuvre formellement l'ensemble du cadre Bâle II. Le Comité de Bâle révisé sa législation en 2009 puis en 2010, afin de mieux contrôler la titrisation et le risque de marché, avec un ensemble de recommandations parfois appelé « Bâle 2.5 ». Ces règles entrent totalement en vigueur en France au 31 décembre 2011. Le Comité de Bâle publie en 2010 les grandes lignes des accords « Bâle III » et les détails de la réglementation sont discutés par la suite. Le calcul des exigences de solvabilité est revu, avec une définition plus stricte des instruments entrant dans le numérateur des ratios de fonds propres sur actifs pondérés du risque (soit les ratios de fonds propres de base de catégorie 1 *Common Equity Tier 1*, Tier 1, ainsi que le ratio global de fonds propres réglementaires) et la définition d'un ratio non pondéré des risques dit « ratio de levier ». D'autres avancées majeures concernent la prise en charge du risque de liquidité.

À l'échelle européenne, la transposition des accords de Bâle III (par la directive CRDIV et le règlement CRR) entre en vigueur au 1^{er} janvier 2014 et s'applique à tous les établissements de crédit de l'Union européenne, tant sur base *solo* que consolidée. Néanmoins, de nombreuses dispositions transitoires courent jusqu'en 2019. Les études d'impact menées par le Comité de Bâle ont révélé que les banques françaises ont progressivement anticipé dès 2010 les exigences de Bâle III.

L'augmentation des fonds propres, en réduisant les contraintes sur les dirigeants, pourrait alors se révéler préjudiciable aux performances. Enfin, un troisième courant théorique affirme que les fonds propres devraient au contraire avoir un effet positif sur les performances (par exemple, Holmstrom & Tirole, 1997). En effet, la hausse des fonds propres diminue l'aléa moral existant entre les actionnaires et les créanciers, permettant ainsi d'améliorer les performances des banques.

Notre stratégie empirique consiste à évaluer le rôle des mesures de capitalisation des banques sur leur profitabilité (pour une analyse des principaux canaux susceptibles d'entraîner une variation de la profitabilité, voir complément en ligne C2). Nous procédons en plusieurs étapes. Premièrement, nous mettons en évidence une relation positive significative entre la capitalisation et la profitabilité. Deuxièmement, nous testons le délai d'impact de cet effet. Troisièmement, nous évaluons si l'effet dépend de la méthode choisie par la banque pour augmenter sa capitalisation (par exemple, en émettant de nouvelles actions). En présence d'asymétrie d'information, la décision d'émettre de nouvelles actions pourrait être perçue par les investisseurs comme un mauvais signal sur les perspectives d'une firme (Myers & Majluf, 1984) et affecter négativement sa valeur. Ensuite, nous évaluons si cette relation est différente pour les banques qui détiennent un coussin de fonds propres plus faible. Le niveau de ce coussin dépend à la fois des exigences totales en capital en considérant les exigences supplémentaires au titre du « pilier 2 »² et du choix de la banque de détenir des fonds propres à un niveau plus ou moins proche des seuils réglementaires. Les banques présentant des coussins de sécurité plus faibles pourraient être considérées comme ayant un risque plus important d'enfreindre les règles relatives à la détention de fonds propres. Enfin, nous examinons le canal par lequel la capitalisation des banques influence la profitabilité.

Cette étude contribue à la littérature de plusieurs manières. Tout d'abord, nous utilisons une nouvelle base de données confidentielles concernant les groupes bancaires français, y compris leurs filiales dans les pays étrangers, collectées par l'Autorité de contrôle prudentiel et de résolution. Par rapport à d'autres données

publiques disponibles, cette base de données contient des indicateurs plus harmonisés, puisque tous les groupes bancaires établissent leur déclaration sous le même format réglementaire pour une année donnée. Nous considérons différentes mesures de la capitalisation, correspondant à différents types de fonds propres des banques, auxquelles se réfèrent généralement la littérature économique et les autorités prudentielles. Ces mesures tiennent compte, selon le cas, des actifs non pondérés et pondérés des risques, ainsi que des expositions au bilan et de hors-bilan des banques. Elles reflètent ainsi la logique du nouveau dispositif Bâle III qui combine l'ensemble de ces caractéristiques. En utilisant des données prudentielles confidentielles portant sur les exigences en fonds propres supplémentaires au titre du « pilier 2 » de chaque banque, nous pouvons calculer une mesure plus exacte des exigences en capital. Ensuite, notre échantillon de grandes banques françaises, qui représentent plus de 90 % du total des actifs des banques françaises en 2012, permet d'étudier l'un des systèmes bancaires les plus importants d'Europe et de nous concentrer sur des établissements significatifs pour lesquels la réglementation prudentielle est la plus pertinente. La période d'analyse 1993-2012 relativement étendue nous permet d'obtenir des résultats qui sont robustes pour différents cycles économiques.

Nous testons l'impact des fonds propres sur la profitabilité à partir de régressions à effet fixe, avec des valeurs retardées des mesures des fonds propres afin d'écarter les biais liés à l'endogénéité des mesures simultanées des fonds propres par rapport à la profitabilité. Nous menons de plus des tests de causalité de Granger qui conduisent à rejeter l'hypothèse d'endogénéité. Notre stratégie économétrique, qui s'appuie sur ces tests de Granger de causalité, même si elle nous met à l'abri de biais liés à certains types de causalité inverse (par exemple, l'impact de la profitabilité sur le capital à une date donnée), ne permet toutefois pas d'en écarter d'autres (les banques qui anticipent un meilleur rendement futur lèvent plus de capital aujourd'hui) ou ceux liés à l'omission de variable telle la qualité de la gestion (des banques mieux gérées lèvent plus de capital aujourd'hui et sont plus profitables au bout de quelques années). Cependant, les résultats de tests complémentaires montrent que ces biais potentiels ne sont pas de nature à entamer la robustesse de nos résultats.

Nos résultats montrent qu'au-delà de l'évolution tendancielle de la profitabilité, les banques qui augmentent leurs ratios de fonds propres plus

2. Dans le régime prudentiel de « Bâle II » et « Bâle III » (voir encadré 1), le « pilier 2 » correspond aux exigences réglementaires spécifiques à un groupe bancaire donné, qui s'ajoutent aux exigences imposées à tous les établissements (« pilier 1 »).

que la moyenne améliorent leur rentabilité, sans qu'il soit possible pour autant de distinguer les augmentations de capital volontaires de celles imposées par la réglementation³. En effet, il est important de noter que les augmentations volontaires permettent de constituer un coussin de fonds propres plus important et de saisir des opportunités d'investissement. Cependant, les données disponibles sur l'ensemble de la période ne permettent pas de distinguer correctement ces deux types d'augmentation de capital. *Ceteris paribus*, une hausse de 100 points de base des différentes mesures de capitalisation entraîne une augmentation du rendement des fonds propres (*return on equity*) ROE de 0.31 à 1.12 point de pourcentage selon le type de ratio de capital considéré (soit de 3 à 10 % d'augmentation par rapport au ROE moyen). Cet impact est compris entre 0.04 et 0.18 point de pourcentage pour le rendement des actifs (*return on assets*) ROA (7 à 30 % d'augmentation par rapport au ROA moyen). En termes relatifs, l'effet sur le ROA apparaît donc économiquement plus important que pour le ROE.

Cet effet d'une hausse des fonds propres sur la rentabilité est plus fort lorsque le décalage temporel est plus important, généralement lorsqu'il atteint deux ans, ce qui montre qu'il faut du temps pour affecter les performances. Par conséquent, nous rejetons l'hypothèse d'un effet négatif des fonds propres sur la rentabilité. La hausse des exigences en capital peut certainement avoir des effets dissuasifs au-delà d'un certain seuil (Calomiris, 2013) et lorsque les établissements ne disposent pas de délais raisonnables pour les respecter, mais nos résultats ne permettent pas de le mettre en évidence.

De plus, de manière générale, l'augmentation du capital social, à travers les émissions d'actions, contribue à réduire l'impact positif de la capitalisation sur le ROA. L'existence de coûts d'émissions et d'asymétries d'information rend en effet plus coûteuses les émissions d'actions.

Enfin, l'impact positif des augmentations de capital sur la rentabilité est plus fort pour les banques détenant *ex ante* des coussins de fonds propres plus faibles. Dans ce cas, les hausses de fonds propres semblent très ciblées et visent davantage à saisir des opportunités d'investissement qu'à constituer un simple coussin de sécurité.

3. Le complément en ligne C2 fournit quelques éléments empiriques montrant que la relation positive entre capitalisation et rentabilité s'expliquerait par l'amélioration de l'efficacité bancaire.

L'article est structuré comme suit : dans un premier temps, la littérature existante est passée en revue suivie de la formulation des hypothèses ; puis sont indiquées les données et la méthodologie ; viennent ensuite les résultats ; finalement sont présentées des investigations complémentaires sur les résultats⁴ suivies d'éléments de conclusion.

Examen de la littérature existante et hypothèses

Il existe une importante littérature théorique qui étudie l'effet des fonds propres sur la valeur des firmes, en particulier des banques. Trois théories distinctes aboutissent à des conclusions différentes. Dans le cadre de Modigliani et Miller (1958), les sources de financement n'ont pas d'effet sur les flux de trésorerie générés par les actifs. La variation de la part relative des capitaux propres et de la dette n'a donc aucun effet sur la valeur de l'entreprise. Le coût des capitaux propres est une fonction du risque des actifs et de l'endettement et, pour maintenir le coût moyen pondéré du capital constant, il diminue quand la part des capitaux propres augmente. Cet effet explique pourquoi la structure de financement est neutre pour la valeur de l'entreprise. Miller (1995) affirme que rien n'empêche l'application de ce cadre au secteur bancaire.

Les deux autres théories divergent des propositions de Modigliani et Miller (1958) et prévoient que les niveaux relatifs des fonds propres ont un effet sur la valeur des firmes, et des banques en particulier. Le deuxième courant théorique relatif à la finance d'entreprise traite abondamment du rôle disciplinaire de la dette comme moyen de réduire la liberté d'action des gestionnaires par rapport aux actionnaires (voir par exemple, Hart & Moore, 1995), ce qui réduit le risque qu'ils investissent dans des activités qui n'accroissent pas la rentabilité. Les gestionnaires peuvent chercher à atténuer la discipline de marché en constituant un coussin de fonds propres, ce qui réduirait leur incitation à l'effort et serait donc défavorable à la rentabilité. L'endettement peut également présenter des avantages par rapport aux fonds propres en raison de l'existence d'asymétries d'information. Les gestionnaires pourraient disposer d'informations confidentielles relatives à l'évolution des rendements de l'entreprise ou aux opportunités d'investissement. En émettant de la dette, l'entreprise révélerait aux investisseurs

4. Le complément en ligne C3 présente un certain nombre de tests de robustesse des résultats.

extérieurs sa capacité à rembourser le principal et les intérêts de la dette et souligne sa solidité (Ross, 1977 ; Leland & Pyle, 1977). Les banques pourraient également diminuer la création de liquidité lorsque les fonds propres sont trop élevés (Diamond & Rajan, 2001).

Le troisième courant prévoit, au contraire, que la hausse des fonds propres aura un effet positif sur la valeur des banques, ce qui s'explique par deux canaux principaux fondés sur l'aléa moral entre les actionnaires et les créanciers. Le premier canal se fonde sur la prime de risque exigée par les créanciers. Les pertes potentielles des détenteurs d'actions sont plafonnées en raison de la responsabilité limitée des actions. Les gains augmentent toutefois avec la prise de risque, ce qui incite à prendre des risques excessifs au détriment d'autres parties prenantes dans la banque. Les créanciers anticipent ce comportement et exigent une prime supplémentaire pour financer les banques. Par conséquent, la discipline de marché provenant des débiteurs contraint les banques à détenir des montants positifs de fonds propres (Calomiris & Kahn, 1991). Le deuxième canal repose sur l'effort de contrôle exercé par la banque. Cet effort (coûteux) dépend des fonds propres de la banque : lorsqu'ils sont plus élevés, ils internalisent les pertes potentielles imputables à un manque de contrôle. Dans ce canal, la structure de financement a un effet sur les flux de trésorerie des actifs, le contrôle affectant le rendement des portefeuilles de prêts (Chemmanur & Fulghieri, 1994 ; Holmstrom & Tirole, 1997 ; Boot & Thakor, 2000 ; Mehran & Thakor, 2011 ; Allen et al., 2011). En tant que « contrôleurs délégués » (*delegated monitors*) (Diamond, 1984), les banques ont besoin d'incitations pour agir au nom de leurs créanciers. En effet, des niveaux de fonds propres plus élevés et une certaine concentration de l'actionnariat augmentent les incitations des banques à exercer un effort plus important pour mieux contrôler leurs emprunteurs car les actionnaires perdent davantage en cas de défaillance. Ils peuvent bénéficier alors d'une meilleure espérance de rendement des actifs.

Des travaux empiriques ont déjà cherché à évaluer l'impact d'une augmentation des fonds propres sur les banques. Berger (1995) met en évidence un effet positif du niveau des ratios de fonds propres sur le ROE pour le secteur bancaire américain. Mehran et Takor (2011) examinent comment le ratio de fonds propres influence le prix de la cible pour les acquisitions bancaires aux États-Unis au cours de la période 1989-2007. Ils montrent que les acquéreurs

paient davantage pour les cibles ayant un ratio de fonds propres plus élevé en termes de juste valeur des actifs et de survalueur. Berger et Bouwman (2013) testent la façon dont le ratio de fonds propres a influencé les performances des banques lors des crises financières de 1984 à 2010 aux États-Unis sur un large fichier de données bancaires trimestrielles de 1984 à 2010 permettant de distinguer les banques selon leur taille. Les petites banques ayant des ratios de fonds propres plus élevés ont affiché une meilleure probabilité de survie et ont présenté des parts de marché et des niveaux de profitabilité (ROE) plus importants à la fois en période « normale » et lors des crises financières. Ces résultats sont valables pour les grandes banques, mais seulement lors des épisodes de crise. Par rapport à Berger et Bouwman (2013), notre contribution consiste en particulier à analyser l'effet de l'hétérogénéité entre les banques à travers le coussin de fonds propres détenu par chaque banque qui correspond au supplément de fonds propres au-delà du minimum prévu par la réglementation. Il s'agit d'une question pertinente en période de durcissement de la réglementation pour les grandes banques. Cohen et Scatigna (2016) montrent quant à eux que les banques avec des ratios de capital élevés ou une forte profitabilité ont eu tendance à soutenir davantage l'activité de crédit après la crise.

Un autre courant de la littérature étudie de façon plus spécifique les effets d'une hausse des exigences en fonds propres sur l'activité de crédit. Francis et Osborne (2012) en tenant compte des exigences en capital spécifiques aux banques du Royaume-Uni, étudient leur impact à la fois sur le capital, l'activité de prêt et la gestion du bilan des banques. Ils montrent en particulier que l'activité de prêt et la croissance du bilan sont plus importants pour les banques détenant un surplus de capital, c'est-à-dire au-dessus du niveau cible. Aiyar et al. (2016) étudient à la fois l'impact des exigences en capital, de la politique monétaire, et leurs interactions potentielles sur l'offre de crédit des banques au Royaume-Uni sur la période 1998-2007, à partir de données bancaires trimestrielles sur plus de 80 banques régulées (48 banques détenues au Royaume-Uni et 40 filiales étrangères), couvrant très largement l'activité de crédit dans le pays. Les auteurs montrent que l'augmentation des exigences en capital réduit l'offre de crédit. Les contraintes en capital étant déjà mordante et les émissions d'actions coûteuses, les banques réduisent leurs actifs pondérés au titre du risque de crédit pour satisfaire aux exigences supplémentaires. Fraisse et al. (2015) mesurent sur la période

2008-2011 l'impact des exigences en capital sur l'activité de crédit des banques. Ils exploitent l'hétérogénéité dans le calcul de ces exigences entre banques qui, sous Bâle II, utilisent leurs propres modèles internes pour mesurer le risque de crédit des entreprises. Les auteurs mettent en évidence un effet négatif d'exigences en capital plus fortes sur l'activité de crédit. Sur une période plus longue 1993-2012, notre travail étudie le lien entre la capitalisation et la profitabilité future des banques.

Données et stratégie économétrique

Données

Notre échantillon couvre la période allant de 1993 à 2012 pour 17 groupes bancaires français sur une base consolidée. Nous utilisons une nouvelle base de données détenue par l'Autorité de contrôle prudentiel et de résolution, contenant des données comptables et prudentielles confidentielles concernant les groupes bancaires français. Ces données donnent accès aux postes du bilan et du hors-bilan, ainsi qu'à des informations prudentielles au cours de cette longue période. Le critère de sélection inclut les banques qui sont importantes au sens de la définition retenue par le Mécanisme européen de supervision unique. Les groupes bancaires ayant un total de l'actif supérieur ou proche de 30 milliards d'euros sont inclus. Notre échantillon est un panel non cylindré de 135 observations annuelles sur les banques (voir encadré 2).

La profitabilité des groupes bancaires est mesurée ici à travers deux ratios : le rendement des fonds propres (*return on equity*, ROE) et le rendement des actifs (*return on assets*, ROA) qui rapportent le résultat net généré par la banque aux fonds propres et au total de l'actif, respectivement.

Nous considérons différentes mesures de capitalisations. Nous calculons d'abord trois

mesures non pondérées de la capitalisation bancaire : le « Ratio de fonds propres », le ratio « Tier 1 / Actifs corporels » et le ratio « Tier 1 / Actifs corporels et hors-bilan ». Le ratio de fonds propres correspond simplement aux fonds propres rapportés au total de l'actif. Le ratio Tier 1 / Actifs corporels est basé sur le ratio de levier mis en place par l'autorité de supervision bancaire des États-Unis dans le cadre de la *Federal Deposit Insurance Corporation Improvement Act* de 1991. Il est calculé comme suit : (fonds propres de catégorie 1 (Tier 1) – immobilisations incorporelles) / (total de l'actif – immobilisations incorporelles). Le ratio Tier 1/Actifs corporels et hors-bilan s'approche de la définition du ratio de levier de Bâle III. Il correspond aux fonds propres de catégorie 1 rapportés au total des actifs auxquels s'ajoutent les expositions de hors-bilan pondérées par un facteur de conversion en termes de crédit. Les pondérations de ces expositions suivent le cadre de Bâle III : une pondération de 10 % est appliquée à tous les engagements qu'une banque peut retirer à tout moment sans condition. Tous les autres engagements sont pondérés à 100 %. Pour le hors-bilan, nous incluons seulement les éléments relatifs au risque de crédit, car des modifications réglementaires nous empêchent de mesurer de façon cohérente les expositions au risque de marché sur l'ensemble de la période. Nous utilisons également deux ratios de solvabilité définis dans le cadre de Bâle I. Le ratio réglementaire Tier 1 se calcule comme les fonds propres réglementaires de catégorie 1 rapportés aux actifs pondérés des risques (Bâle I). Le ratio global de fonds propres réglementaires se calcule comme suit : fonds propres de catégorie 1 + fonds propres de catégorie 2 (tier 2) + fonds propres de catégorie 3 (tier 3) rapportés aux actifs pondérés des risques (Bâle I). Nous préférons utiliser le cadre de Bâle I sur l'ensemble de la période pour rester cohérent et éviter la modification de la définition réglementaire des actifs pondérés en fonction des risques introduite par Bâle II en 2008. Même après 2007, les banques déclarent les exigences minimales en capital

ENCADRÉ 2 – Traitement des fusions bancaires dans la base de données

La structure non cylindrée de la base est liée aux fusions et acquisitions sur la période considérée et à des contraintes de disponibilité des données. Par exemple, à partir de la fusion en 2008, entre les Banques populaires et les Caisses d'épargne, ces deux groupes bancaires disparaissent de la base et sont remplacés par le groupe BPCE. Les autres principales fusions et acquisitions traitées sur

la période étudiée sont : l'acquisition par la Banque nationale de Paris de la Compagnie financière de Paribas en 2000 (les deux banques sont distinctes avant la fusion et le nouveau groupe BNP Paribas apparaît ensuite dans la base de données avec un nouvel identifiant) ; la sortie du Crédit lyonnais de la base de données en 2003 après son absorption par le groupe Crédit agricole.

selon la définition de Bâle I, ce qui nous permet de calculer les actifs pondérés en fonction des risques de Bâle I pour la période de 2008 à 2012.

Dans les estimations, nous introduisons différentes variables susceptibles d'influencer les indicateurs de profitabilité. Elles permettent de tenir compte du modèle économique de la banque, ainsi que des niveaux de risque des actifs, étant donné l'arbitrage habituel risque-rendement. La « diversification des actifs » est l'indice Herfindahl-Hirschmann (HH) calculé sur la base de quatre classes d'actifs : la trésorerie, les créances interbancaires, les prêts bancaires aux établissements non financiers et les autres actifs rémunérateurs. Des valeurs de l'indice plus élevées indiquent une forte concentration des classes d'actifs et donc une diversification plus faible. La diversification est souvent calculée en utilisant l'indice HH (cf. par exemple Thomas, 2002 ; Stiroh & Rumble, 2006).

La « part des prêts » représente le montant des prêts rapporté à l'ensemble des actifs productifs. De la même façon, Berger et Bouwman (2013) utilisent la part des actifs disponibles à la vente. La part des prêts mesure l'importance des activités de crédit traditionnelles : elle permet de différencier les banques selon leur modèle d'affaires, modèle répondant respectivement à des exigences de rentabilité différentes. Par exemple, les banques d'investissement avaient généralement un ROE plus élevé en moyenne que les banques traditionnelles avant la crise financière. Ce scénario s'est toutefois inversé au cours de la crise financière (Banque centrale européenne, 2010).

Le « filet de sécurité » se calcule comme le montant des dépôts rapporté au total de l'actif. Les dépôts sont assurés en France depuis 1980, les banques ayant une proportion plus élevée de dépôts bénéficient donc davantage de la garantie publique. Dans la même veine, Berger et Bouwman (2013) prennent en compte le ratio dépôts de base/total de l'actif. Le filet de sécurité est censé influencer la prise de risque (Merton, 1977 ; Keeley, 1990). Par ailleurs, les dépôts peuvent constituer une source de financement moins coûteuse.

Dans une approche de portefeuille, le rendement moyen doit être expliqué par le risque. Nous ajoutons donc la variable « Risque du portefeuille ». Selon Berger (1995) et Berger et Bouwman (2013), le risque du portefeuille se calcule comme les actifs pondérés des risques (selon Bâle I) sur le total de l'actif. Il reflète

l'allocation des actifs entre les quatre catégories de pondération (0, 20, 50 et 100 %) définies dans le cadre de Bâle. L'utilisation de cette mesure nous permet de contrôler les effets de la réallocation des portefeuilles des banques sur leur profitabilité. Là encore, nous préférons utiliser la définition de Bâle I des actifs pondérés des risques afin de rester cohérent sur l'ensemble de la période.

Enfin, nous incluons également un ratio de liquidité. Il correspond au ratio de liquidité réglementaire français, qui rapporte les actifs liquides disponibles aux exigences en passifs liquides. Berger et Bouwman (2013) tiennent également compte de la liquidité, bien que d'une façon plus sommaire, en incluant dans leur modèle la trésorerie et les autres actifs liquides divisés par le total de l'actif. Les banques disposant de plus de liquidité ont une probabilité plus faible d'être en difficulté financière. Cependant, les actifs liquides sont en général moins risqués et ont donc un rendement attendu plus faible.

Le tableau 1 présente des statistiques descriptives sur les variables de notre échantillon. Avec un ROE moyen de 10.71 %, les banques françaises ont affiché une forte rentabilité des fonds propres au cours de la période. Le rendement des actifs ROA a quant à lui été de 0.61 % en moyenne. Nos mesures des fonds propres révèlent des situations relativement contrastées entre les banques et au fil du temps. Le premier décile du ratio de fonds propres se situe à 2.68 %, tandis que le dernier décile se situe à 10.10 %. Les figures I-A et I-B ci-après montrent par ailleurs l'évolution de la valeur médiane du ROE, du ROA, du ratio Tier 1 / Actifs corporels et hors-bilan et du ratio réglementaire Tier 1. Le ratio Tier 1 / Actifs corporels et hors-bilan capte l'ensemble de l'activité bancaire en tenant compte du hors bilan et le ratio réglementaire Tier 1 ne tient compte que des fonds propres réglementaire de catégorie 1 qui ont une plus forte capacité d'absorption des pertes. On observe une tendance à la hausse de la profitabilité de la banque médiane jusqu'en 2000 (Figure I-A). Elle baisse significativement sur les périodes correspondant à l'éclatement de la bulle internet et de la crise des *subprimes* par rapport à la période antérieure. Les indicateurs de capitalisation augmentent sur l'ensemble de la période, en particulier après le déclenchement de la crise financière (Figure I-B). Les banques ont commencé à renforcer leur solvabilité et à anticiper la hausse des exigences en fonds propres imposées par le nouveau cadre réglementaire Bâle III. En effet, même si la

règlementation de Bâle III n'était pas encore obligatoire, les contours principaux étaient connus (suite à la parution du document consultatif de Bâle III en 2010) et le superviseur et les marchés financiers surveillaient le degré de préparation des banques au passage à Bâle III. Globalement, on a commencé à observer une mise en réserve des résultats plus importante. Les banques ont également des modèles d'activité différents : le premier décile de la diversification des actifs se situe à 0.39 (niveau élevé de diversification) et le dernier décile à 0.79 (niveau très élevé de concentration). La même observation peut être faite pour la part des prêts (du premier décile à 28.50 % au dernier décile à 88.37 %) et pour le risque du portefeuille (du premier décile à 21.01 % au dernier à 90.29 %), qui révèlent que les banques de notre échantillon choisissent des modèles d'activité différents.

Stratégie économétrique

Pour évaluer l'effet de la capitalisation bancaire sur la rentabilité, nous effectuons des régressions à effet fixe banque. Les erreurs-types sont corrigées de l'hétéroscédasticité et de l'autocorrélation en utilisant les erreurs-types Newey-West. Nous incluons les valeurs retardées des mesures de la capitalisation. Notre modèle de référence est le suivant :

Équation 1

$$Y_{i,t} = \alpha_i + \theta_t + \beta_1 Capitalisation_{i,t-j} + X_{c,i,t} \beta_c + \varepsilon_{i,t}$$

où i est un indice pour la i^e banque, t pour la t^e période et $j \in \{1, 2\}$ pour les estimations tenant compte d'un seul retard et $j \in \{1, 2, 3\}$ pour les estimations incluant deux retards. α_i

Figure I-A
Évolution de la médiane des indicateurs de rentabilité des groupes bancaires français

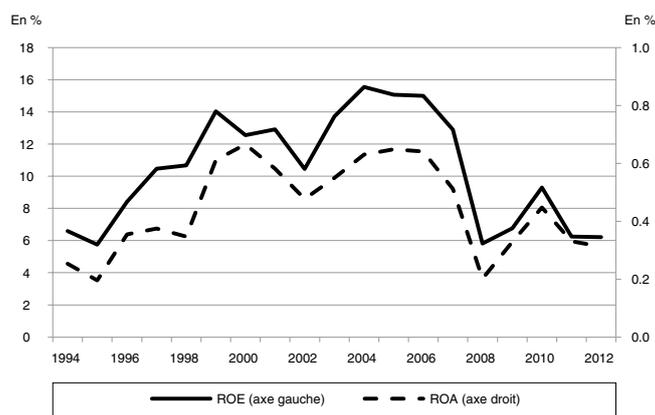
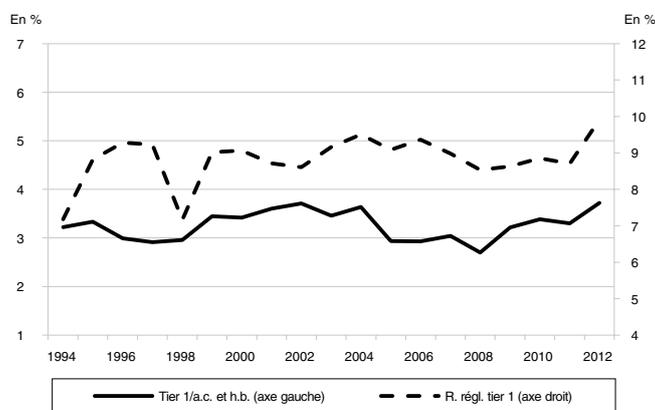


Figure I-B
Évolution de la médiane de principaux indicateurs de capitalisation des groupes bancaires français



Note : ROE : Résultat net/Fonds propres ; ROA : Résultat net/Total Actif ; Tier 1/a.c. et h.b. : Tier1/Actifs corporels et hors-bilan ; R. régl. tier 1 : Tier 1/ Actifs pondérés des risques Bâle I.
Source : données tirées de la base de données comptables et prudentielles de l'Autorité de contrôle prudentiel et de résolution ; panel non cylindrique de 17 groupes bancaires français sur la période 1993-2012 ; calculs des auteurs.

Tableau 1
Statistiques descriptives sur les différentes variables de profitabilité, de mesures de capitalisation et autres indicateurs relatifs aux grands groupes bancaires français sur la période 1993-2012

Variables	Définition	Nombre	Moyenne	Écart-type	1 ^{er} décile	Médiane	9 ^e décile
ROE (%)	Résultat net rapporté aux capitaux propres au bilan	135	10.71	5.84	4.23	10.82	17.77
ROA (%)	Résultat net rapporté au total de l'actif au bilan	135	0.61	0.47	0.14	0.46	1.33
RORAC (%)	Résultat net rapporté à 8 % des actifs pondérés des risques (selon la méthodologie Bâle I)	135	14.45	8.34	3.82	13.83	24.95
Efficience	Excédent net d'exploitation rapporté aux charges administratives	132	1.95	0.74	1.4	1.63	3.3
Ratio de fonds propres _{t-1} (%)	Valeur retardée d'un an des fonds propres au bilan rapportés au total de l'actif	135	5.56	2.93	2.68	4.58	10.10
Tier 1/actifs corporels (%)	Valeur retardée d'un an des fonds propres réglementaires tier 1 moins immobilisations incorporelles rapportés au total de l'actif au bilan moins immobilisations incorporelles	135	5.00	2.60	2.40	4.01	8.96
Tier 1/actifs corp. et hors bilan _{t-1} (%)	Valeur retardée d'un an des fonds propres réglementaires tier 1 rapportés à la somme du total de l'actif au bilan et des expositions hors-bilan pondérées du risque de crédit	135	4.28	2.57	1.88	3.17	8.81
Ratio réglementaire tier 1 _{t-1} (%)	Valeur retardée d'un an des fonds propres réglementaires tier 1 rapportés aux actifs pondérés des risques (selon la méthodologie Bâle I)	135	9.20	2.28	6.86	8.87	11.96
Ratio réglementaire global _{t-1} (%)	Valeur retardée d'un an du total des fonds propres réglementaires rapportés aux actifs pondérés des risques (selon la méthodologie Bâle I)	135	11.39	2.16	9.15	11.18	14.22
Diversification des actifs	Indice Herfindahl-Hirschmann portant sur quatre classes d'actifs : la trésorerie, les créances interbancaires, les prêts et les autres actifs productifs	135	0.53	0.15	0.39	0.47	0.79
Part des prêts (%)	Prêts aux entités non financières rapportés au total des actifs productifs	135	54.06	22.31	28.50	49.65	88.37
Filet de sécurité (%)	Dépôts rapportés au total de l'actif	135	22.48	16.16	1.39	25.02	39.98
Risque du portefeuille (%)	Actifs pondérés des risques (selon la méthodologie Bâle I) rapportés au total des actifs	135	51.47	23.91	21.01	46.63	90.29
Ratio de liquidité	Actif liquide disponible rapporté aux exigences en passif liquide	135	1.95	1.75	1.18	1.41	2.99

Source : données annuelles tirées de la base de données comptables et prudentielles de l'Automité de contrôle prudentiel et de résolution ; panel non cylindré de 17 groupes bancaires français sur la période 1993-2012 ; calculs des auteurs.

et θ_i sont, respectivement, les effets fixes par banque et par période. $Y_{i,t}$ représente respectivement le rendement des fonds propres ROE ou celui des actifs ROA. La variable intitulée *Capitalisation* $_{i,t-1}$ est un des cinq ratios de capital bancaire décrits plus haut. $X_{c,i,t}$ est un vecteur des variables indépendantes suivantes : *diversification des actifs*, *part des prêts*, *filet de sécurité*, *risque du portefeuille* et *ratio de liquidité*. β_1 , et β_c sont des paramètres à estimer. $\varepsilon_{i,t}$ est le terme d'erreur.

Nous utilisons des valeurs retardées pour toutes nos mesures de capitalisation parce que les mesures simultanées des fonds propres sont endogènes au bénéfice des banques (les bénéfices non distribués augmentent mécaniquement les fonds propres des banques). Nous testons l'endogénéité de ces valeurs retardées. Pour cela, nous effectuons un test de causalité au sens de Granger comprenant des effets fixes par banque et par période et testons l'hypothèse nulle selon laquelle les valeurs passées des mesures de profitabilité n'expliquent pas les mesures de capitalisation. Le test de Wald ne permet pas de rejeter l'hypothèse nulle d'absence de significativité de chacun des coefficients associés aux valeurs retardées du ROE et du ROA. Enfin, l'hypothèse nulle d'absence de significativité de la somme de ces coefficients n'est également pas rejetée. À partir d'un décalage temporel de respectivement un et deux ans, les valeurs retardées du ROE et du ROA n'apportent pas d'informations au sens de Granger⁵ à l'explication de nos mesures de capitalisation bancaire au-delà de celles fournies par les valeurs passées des variables de capitalisation⁶. Ce test ne tient pas compte du fait que les banques qui anticipent un meilleur rendement futur lèvent plus de capital aujourd'hui. Nous effectuons des tests complémentaires afin de tester s'il existe une relation entre les valeurs futures des indicateurs de rentabilité et les valeurs présentes des mesures de capitalisation. Les résultats ne mettent pas en évidence de relations significatives. Par ailleurs, une méthode alternative au décalage des variables explicatives pour se prémunir du biais d'endogénéité serait de mettre en œuvre des méthodes à variables instrumentales. Cependant, la relative faible taille de l'échantillon due en partie à la concentration du système bancaire ne permet pas de mettre en œuvre correctement la méthode des moments généralisés. Berger et Bouwman (2013) n'identifient des problèmes d'endogénéité nécessitant l'utilisation des variables instrumentales que pour les petites

banques. Nous introduisons par conséquent les mesures de fonds propres avec un décalage temporel de respectivement une année et de deux ans dans les spécifications expliquant le ROE et le ROA. Les résultats restent cohérents lorsque nous expliquons le ROA par les valeurs retardées d'un an des ratios de fonds propres. Dans un modèle augmenté, nous considérons deux décalages des mesures de capitalisation pour tester l'hypothèse d'une certaine progressivité des effets de la capitalisation sur la profitabilité.

Principaux résultats

Fonds propres bancaires et profitabilité

Le tableau 2 rend compte des résultats des régressions à effet fixe du ROE et du ROA sur nos mesures de capitalisation. Les ratios de capitalisation sont retardés d'un et deux ans respectivement pour expliquer le ROE et le ROA (variante A de l'équation 1). Pour toutes les spécifications, le coefficient de la variable de capitalisation est positif. Pour les estimations expliquant le ROE, les coefficients sont significatifs sur le plan statistique pour les ratios Tier 1 / Actifs corporels et hors-bilan, le ratio réglementaire Tier 1 et le ratio global de fonds propres réglementaires (colonnes 3, 4 et 5). Pour le ROA, tous les coefficients associés aux ratios de capital sont fortement significatifs. La profitabilité tend à augmenter en moyenne après une hausse de la capitalisation. Notre analyse soutient donc la « vision positive » : la hausse des fonds propres accroît l'effort de contrôle effectué par la banque, ce qui permet un meilleur rendement des actifs. Parmi les ratios réglementaires, l'ampleur du coefficient est la plus faible pour le ratio réglementaire global. Ce résultat est cohérent avec le fait que ce ratio comprend d'autres formes de fonds propres tels que la dette subordonnée à long terme et certains instruments hybrides. Ces formes de fonds propres devraient moins influencer l'effort de contrôle effectué par la banque car seuls les fonds propres « durs » bénéficient pleinement de l'amélioration de cette surveillance. Ces résultats sont conformes à ceux de Berger et Bouwman (2013) qui montrent en particulier que le capital améliore généralement la profitabilité bancaire. Pour les petites banques, ce résultat est valable à la fois en période normale et en période de crise tandis que cet effet positif est observé en période de crise pour les grandes banques.

Nous montrons également un impact significatif de la diversification des actifs et de la part

5. Le test de Granger est notamment basé sur l'hypothèse selon laquelle le futur ne « cause » pas le passé. Dans certains cas, les anticipations peuvent jouer un rôle important dans la détermination des valeurs présentes.

6. Les résultats sont présentés en complément en ligne C1.

des prêts sur le ROE. Pour le ROA, cet effet est surtout mis en évidence pour les spécifications intégrant les mesures de fonds propres réglementaires (colonnes 9 et 10). Le coefficient positif sur la diversification des actifs indique que les banques dont les activités sont plus concentrées tendent en moyenne à avoir une profitabilité plus élevée. Cela peut refléter le profil de risque élevé des banques qui choisissent de concentrer leurs activités sur un secteur générant en moyenne des bénéfices plus importants. Ce résultat peut également s'expliquer par un savoir-faire et une expertise développés sur quelques segments de marché. Le signe négatif du coefficient de la part des prêts s'expliquerait davantage par un effet mécanique de la variation des activités de marché dans les actifs productifs. La baisse des activités de marché s'est notamment accompagnée d'une baisse de la profitabilité durant la période de crise.

Prise en compte de retards de deux périodes dans les mesures des fonds propres

Les différentes spécifications relatives à la variante A de l'Équation 1 présentées dans le tableau 2 considèrent que le ratio de fonds propres affecte la profitabilité avec un seul décalage temporel. Si l'effet positif repose sur une amélioration de l'efficacité des choix d'investissement par le management sous le contrôle des actionnaires, il faut sans doute davantage de temps pour que la banque profite pleinement d'une hausse de la capitalisation. Afin de le tester, nous estimons l'effet de la capitalisation en incluant deux décalages temporels. Le tableau 3 rend compte des résultats lorsque les variables de mesures de capital retardées d'un an et deux ans sont incluses dans le modèle expliquant le ROE, respectivement retardées de deux et trois ans dans le modèle expliquant le ROA (variante B de l'équation 1). Nous effectuons un test de significativité jointe sur la somme des coefficients des variables retardées. Selon nos résultats, les mesures de capitalisation jouent essentiellement avec un retard de deux ans. Leurs coefficients sont significatifs dans les modèles 1 à 3 expliquant le ROE et les modèles 6 et 8 pour le ROA. Les variables de capitalisation retardées d'un an ne sont jamais significatives dans les estimations de modèles de ROE. Celles retardées de trois ans ne le sont jamais dans les estimations de modèles de ROA. Les tests de nullité de la somme des coefficients des variables de capitalisation retardées rejettent l'hypothèse nulle à l'exception des spécifications expliquant le ROE par les ratios de fonds propres réglementaires (tableau 2, colonnes 4 et 5).

Dans l'ensemble, la capitalisation a un effet positif sur la profitabilité d'une banque. L'effet est particulièrement important deux ans après la hausse initiale des fonds propres. Les données empiriques confirment donc largement la « vision positive » de l'effet des fonds propres sur les performances des banques.

L'effet économique de la hausse des fonds propres

Les résultats indiquent que la capitalisation a un effet statistiquement positif sur la profitabilité. La taille de cet effet est importante sur le plan économique. Dans le tableau 2, qui considère un seul décalage temporel pour les mesures de capitalisation, l'effet *ceteris paribus* d'une hausse de 100 points de base de la capitalisation est une augmentation du ROE dans une fourchette de 0.31 % à 1.12 % selon la mesure du ratio de fonds propres considéré. Ceci représente ainsi au maximum un peu plus de 10 % de la moyenne du ROE observée sur la période. Cet effet est compris entre 0.04 % et 0.18 % pour le ROA, ce qui représente au maximum près de 30 % de la moyenne observée sur la période. La taille de l'effet est plus importante sur le ROA. Ceci s'expliquerait par l'impact mécanique sur le ROE (hausse du dénominateur du ratio de ROE) lorsque le capital augmente. Si l'on inclut deux décalages temporels dans la même spécification (cf. tableau 3), l'effet moyen sur le ROE (c'est-à-dire la somme des coefficients retardés) est compris entre 0.46 et 1.94 % et entre 0.04 et 0.16 % pour le ROA.

Investigations complémentaires

La façon dont les banques augmentent leurs fonds propres a-t-elle de l'importance ?

Nos résultats montrent qu'une capitalisation plus élevée permet de générer des bénéfices comptables plus importants. Cependant, certains auteurs affirment que les fonds propres représentent une source de financement plus coûteuse, ce qui entraînerait une réduction des profits des banques suite à une augmentation des exigences en capital. Myers et Majluf (1984) partent du constat que les managers disposent de plus d'informations que les investisseurs sur la valeur de la firme. Les managers qui agiraient dans l'intérêt des actionnaires existants de la firme peuvent choisir de ne pas émettre des actions même si cela permettrait de financer des projets à valeur actuelle nette positive. En effet les émissions

Tableau 2
Fonds propres bancaires et profitabilité (estimations la variante A de l'Équation 1)

	Rendement des fonds propres (ROE)				Rendement des actifs (ROA)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Ratio de fonds propres _{t-1}	0.307 (0.498)									
Ratio de fonds propres _{t-2}						0.107*** (0.028)				
Tier 1 / actifs corporels _{t-1}		0.611 (0.490)					0.116*** (0.039)			
Tier 1 / actifs corporels _{t-2}										
Tier 1 / actifs corporels et hors bilan _{t-1}			1.118* (0.615)							
Tier 1 / actifs corporels et hors bilan _{t-2}								0.179*** (0.040)		
Ratio régi. tier 1 _{t-1}				0.553* (0.320)						
Ratio régi. tier 1 _{t-2}					0.413* (0.231)				0.071*** (0.019)	
Ratio global de fonds propres régi. _{t-1}										
Ratio global de fonds propres régi. _{t-2}										0.039*** (0.013)
Div. des actifs	0.278* (0.148)	0.265* (0.141)	0.259* (0.138)	0.278** (0.135)	0.271** (0.136)	0.003 (0.006)	0.004 (0.005)	0.002 (0.005)	0.009* (0.005)	0.010* (0.005)
Part des prêts	-0.248* (0.139)	-0.253* (0.132)	-0.266** (0.128)	-0.288** (0.128)	-0.264** (0.130)	-0.005 (0.006)	-0.009 (0.006)	-0.011* (0.006)	-0.015** (0.007)	-0.012* (0.007)
Filet de sécurité	0.174 (0.149)	0.195 (0.139)	0.191 (0.140)	0.178 (0.139)	0.174 (0.140)	-0.001 (0.007)	0.001 (0.006)	-0.002 (0.006)	-0.001 (0.007)	0.001 (0.007)
Risque du portefeuille	-0.018 (0.119)	-0.042 (0.128)	-0.047 (0.125)	0.041 (0.133)	0.043 (0.133)	0.001 (0.006)	0.003 (0.006)	0.004 (0.006)	0.016** (0.007)	0.011 (0.007)
Ratio de liquidité	0.003 (0.004)	0.003 (0.004)	0.003 (0.004)	0.003 (0.003)	0.003 (0.003)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
Constante	-0.012 (0.057)	-0.012 (0.055)	-0.009 (0.055)	-0.051 (0.059)	-0.051 (0.060)	-0.001 (0.003)	-0.003 (0.003)	-0.001 (0.003)	-0.008** (0.004)	-0.008** (0.004)
Effets fixes années	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Observations	135	135	135	135	135	135	135	135	135	135
Nombre de banques	17	17	17	17	17	17	17	17	17	17
R ² ajustés (%)	44.5	45	45.7	45.6	45.5	77.8	77.4	78.8	77.5	76
R ² ajustés within (%)	31.6	32.1	33	32.9	32.8	27.7	26.6	31.1	26.8	22

Note : ce tableau présente les estimations des régressions (variante A de l'équation 1) à effet fixe banque du rendement des fonds propres (ROE) et des actifs (ROA) sur une série de variables indépendantes. Les ratios de fonds propres sont retardés de respectivement une année et deux années pour les estimations du ROE et du ROA. Les définitions des variables figurent au tableau 1. Les estimations ont été effectuées à partir du logiciel Stata avec la méthode de Newey-West qui fournit des erreurs-types robustes en présence d'hétéroscédastie et d'autocorrélation du terme d'erreur pour des coefficients estimés par la méthode des moindres carrés ordinaires. Les erreurs-types sont indiquées entre parenthèses. Les ***, ** et * représentent les seuils de significativité statistique à 1 %, 5 % et 10 %, respectivement.

Lecture : dans la spécification (1), une hausse de 1 point de pourcentage du ratio de fonds propres à la date $t-1$ entraîne une augmentation de 0.307 point de pourcentage du ROE à la date t , toutes choses égales par ailleurs. Source : données annuelles tirées de la base de données comptables et prudentielles de l'Autorité de contrôle prudentiel et de résolution ; panel non cylindré de 17 groupes bancaires français sur la période 1993-2012.

Tableau 3
Fonds propres bancaires avec des retards de deux périodes et profitabilité (estimations de la variante B de l'Équation 1)

	Rendement des fonds propres (ROE)				Rendement des actifs (ROA)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Ratio de fonds propres _{t-1}	-0.893 (0.891)					0.081* (0.041)				
Ratio de fonds propres _{t-2}	1.769 ^a (0.932)					(0.041) (0.057)				
Ratio de fonds propres _{t-3}										
Tier 1 / actifs corporels _{t-1}		-0.704 (0.867)					0.061 (0.058)			
Tier 1 / actifs corporels _{t-2}		1.848** (0.926)					(0.053 (0.061)			
Tier 1 / actifs corporels _{t-3}										
Tier 1 / actifs corp. et hors bilan _{t-1}			-0.578 (0.933)					0.119* (0.063)		
Tier 1 / actifs corp. et hors bilan _{t-2}			2.522** (1.015)					(0.043 (0.068)		
Tier 1 / actifs corp. et hors bilan _{t-3}										
Ratio régi. tier 1 _{t-1}				-0.021 (0.486)					0.034 (0.027)	
Ratio régi. tier 1 _{t-2}				0.790 (0.550)					0.031 (0.025)	
Ratio régi. tier 1 _{t-3}										
Ratio régi. global _{t-1}					0.223 (0.384)					
Ratio régi. global _{t-2}					0.232 (0.423)					
Ratio régi. global _{t-3}										
Somme des coefficients des retards	0.877 (0.495*)	1.144 (0.547**)	1.944 (0.674***)	0.769 (0.378**)	0.456 (0.26*)	0.108 (0.04***)	0.113 (0.048**)	0.162 (0.049***)	0.065 (0.021**)	0.009 (0.019)
Test pour tous les retards=0	2.51* (0.087)	2.99* (0.0552)	5.05*** (0.163)	2.18 (0.118)	1.58 (0.212)	5.52*** (0.006)	2.88* (0.062)	5.98*** (0.004)	4.63** (0.012)	3.43 (0.037)
Div. des actifs	0.195 (0.132)	0.192 (0.127)	0.163 (0.129)	0.262* (0.135)	0.267* (0.140)	0.003 (0.006)	0.003 (0.005)	0.002 (0.005)	0.008 (0.005)	0.009* (0.005)
Part des prêts	-0.207 (0.131)	-0.245* (0.128)	-0.265** (0.125)	-0.312** (0.135)	-0.272** (0.131)	0.000 (0.005)	-0.003 (0.006)	-0.005 (0.006)	-0.009 (0.006)	-0.007 (0.006)
Filet de sécurité	0.126 (0.142)	0.118 (0.131)	0.097 (0.135)	0.133 (0.142)	0.162 (0.153)	-0.001 (0.009)	0.001 (0.008)	-0.000 (0.008)	0.000 (0.008)	0.001 (0.009)
Risque du portefeuille	-0.065 (0.121)	-0.038 (0.124)	-0.045 (0.121)	0.072 (0.137)	0.019 (0.139)	0.001 (0.006)	0.004 (0.007)	0.004 (0.007)	0.015** (0.007)	0.011 (0.007)
Ratio de liquidité	0.002 (0.004)	0.002 (0.004)	0.000 (0.004)	0.002 (0.003)	0.002 (0.004)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
Constante	0.031 (0.056)	0.021 (0.055)	0.039 (0.057)	-0.045 (0.062)	-0.048 (0.062)	-0.002 (0.003)	-0.004 (0.003)	-0.003 (0.003)	-0.008** (0.003)	-0.007** (0.003)
Effets fixes années	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Observations	135	135	135	135	135	118	118	118	118	118
Nombre de banques	17	17	17	17	17	17	17	17	17	17
R ² ajustés (%)	46.2	46.4	47.8	46.2	45.1	85.4	84.7	85.4	84.2	83.5
R ² ajustés within (%)	33.8	33.9	35.7	33.7	32.4	39.4	36.3	39.1	34.2	31.3

Note : ce tableau présente les estimations des régressions (variante B de l'équation 1) à effet fixe banque du rendement des fonds propres (ROE) et des actifs (ROA) sur une série de variables indépendantes. Les ratios de fonds propres sont retardés d'une et deux années dans les spécifications expliquant le ROE et de deux et trois années dans celles expliquant le ROA. Les définitions des variables figurent au tableau 1. Les estimations ont été effectuées à partir du logiciel Stata avec la méthode de Newey-West qui fournit des erreurs-types robustes en présence d'hétéroscédasticité et d'autocorrélation du terme d'erreur pour des coefficients estimés par la méthode des moindres carrés ordinaires. Les erreurs-types sont indiquées entre parenthèses. Les ***, ** et * représentent les seuils de significativité statistique à 1 %, 5 % et 10 %, respectivement.

Lecture : dans la spécification (1), une hausse de 1 point de pourcentage du ratio de fonds propres aux dates $t-2$ et $t-1$ entraîne une augmentation de 0.877 point de pourcentage du ROE à la date t toutes choses égales par ailleurs. Source : données annuelles tirées de la base de données comptables et prudentielles de l'Autorité de contrôle prudentiel et de résolution ; panel non cylindré de 17 groupes bancaires français sur la période 1993-2012.

d'actions créent des coûts de dilution pour les actionnaires existants et imposent des coûts d'émission. Les nouvelles actions pourraient par conséquent être vendues à bas prix si l'émission est interprétée comme un mauvais signal des perspectives de la banque. Miller (1995) qui examine l'application des propositions de Modigliani et Miller (1958) aux banques souligne la distinction fondamentale entre le coût de « lever de nouveaux fonds propres » et le coût de « détenir des fonds propres ». Ainsi, la levée de nouveaux fonds propres peut s'avérer coûteuse alors que les effets de la détention des fonds propres seraient bénéfiques⁷.

Afin de tester si le coût de la levée des fonds propres a un effet négatif sur la profitabilité, nous calculons une variable muette retardée⁸, à savoir la « croissance du capital social » égale à 1 lorsque la croissance du capital social est strictement positive, et égale à 0 sinon. En effet, la variation du capital social rend compte uniquement des augmentations de capital réalisées par une émission d'actions ou de parts sociales. Nous nous intéressons aux interactions entre la croissance du capital social et nos mesures du capital. Plus précisément, nous cherchons à évaluer dans quelle mesure l'effet de la capitalisation sur la profitabilité est différent lorsque les fonds propres sont levés. Si les coûts de la levée des fonds propres réduisent les bénéfices des banques, nous devrions estimer un coefficient de signe négatif pour le terme d'interaction entre la croissance du capital social et chacune de nos mesures de la capitalisation. Le modèle estimé est le suivant :

Équation 2

$$\begin{aligned}
 Y_{i,t} = & \alpha_i + \theta_i + \beta_1 \text{Capitalisation}_{i,t-j} \\
 & + \beta_2 \text{Capitalisation}_{i,t-j} \\
 & \times \text{Croissance du capital social}_{i,t-j} \\
 & + \beta_3 \text{Croissance du capital social}_{i,t-j} \\
 & + X_{c,i,t} \beta_c + \varepsilon_{i,t}
 \end{aligned}$$

7. Il convient de noter que les exigences en capital ne sont pas imposées du jour au lendemain mais sont intervenues progressivement (encadré 1). Cela permet aux banques de poursuivre différentes stratégies, comme de distribuer moins de bénéfices ou de réallouer les actifs, afin d'atteindre les niveaux requis de capitalisation. De surcroît, les coûts de la levée de fonds propres peuvent ainsi être répartis sur l'ensemble de la période de mise en œuvre et sur la période durant laquelle les banques anticipent l'entrée en vigueur du nouveau dispositif présenté dans les documents consultatifs publiés par le Comité de Bâle. Par conséquent, cette mise en œuvre progressive allège les préoccupations du banquier quant aux coûts de la levée de fonds propres, notamment après la prise en compte des effets bénéfiques que constitue le fait de détenir plus de fonds propres.

8. Comme le coût de la levée des fonds propres peut avoir un effet à court terme, nous avons également testé en utilisant des variables non retardées de la croissance du capital social. Les résultats restent inchangés.

Le tableau 4 rend compte des résultats des régressions à effet fixe avec les différentes mesures des fonds propres en interaction avec la croissance du capital social. La variable dichotomique est introduite dans le modèle avec le même décalage temporel que les mesures de capitalisation. Pour le ROE, tous les termes d'interaction sont non significatifs. Pour les modèles expliquant le ROA, les termes d'interaction sont significativement négatifs à l'exception de ceux associés aux ratios de fonds propres réglementaires. Nous avons également testé les mêmes modèles à effet fixe en incluant seulement les mesures de la capitalisation, la croissance du capital social et les termes d'interaction. Les résultats restent cohérents. Les émissions d'actions apparaissent ainsi plus coûteuses et contribuent à réduire l'effet positif de la capitalisation sur le ROA.

Ce résultat est-il valable pour les banques détenant un coussin de fonds propres plus faible au titre des exigences minimum et du « pilier 2 » ?

Nous évaluons ensuite dans quelle mesure le coussin de fonds propres constitué par les banques au-delà des exigences totales fixées par la réglementation peut affecter la relation entre fonds propres et performances. Nous utilisons des données prudentielles confidentielles portant sur les exigences de fonds propres supplémentaires du « pilier 2 » : le superviseur peut en effet exiger d'une banque qu'elle détienne des fonds propres plus élevés que le minimum réglementaire imposé à toutes les banques⁹.

Nous calculons le coussin de fonds propres au niveau de la banque pour chaque année, c'est-à-dire la différence entre leur niveau effectif de fonds propres réglementaires et le niveau de fonds propres exigé au titre des piliers 1 et 2 (exigences minimum plus exigences supplémentaires optionnelles). Les banques sont toujours obligées de disposer d'un capital minimum imposé par la réglementation au titre du pilier 1 ou du pilier 2, mais le niveau du coussin s'explique donc par le choix de la banque de détenir un niveau de fonds propres plus ou moins proche des exigences imposées par la réglementation. Nous construisons une variable muette égale à 1 lorsque le niveau du coussin de la banque à une date donnée est inférieur à la valeur médiane de l'échantillon et égale à 0

9. Comme indiqué précédemment, depuis Bâle II, ces exigences sont appelées exigences en capital du « Pilier 2 ». Ces exigences ne sont pas révélées au marché.

Tableau 4
Renforcement des capitaux propres bancaires, croissance du capital social et profitabilité (estimations de l'Équation 2)

	Rendement des fonds propres (ROE)				Rendement des actifs (ROA)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Ratio de fonds propres $t_{i,t-2}$	0.271 (0.499)					0.107*** (0.030)				
Ratio de fonds propres x croissance du capital social $t_{i,t-2}$	-0.367 (0.325)					-0.048*** (0.018)				
Tier 1 / actifs corporels $t_{i,t-2}$		0.553 (0.480)					0.117*** (0.035)			
Tier 1 / actifs corporels x croissance du capital social $t_{i,t-2}$		-0.184 (0.312)					-0.051*** (0.018)			
Tier 1 / actifs corp. et hors bilan $t_{i,t-2}$			0.989 (0.624)					0.151*** (0.040)		
Tier 1 / actifs corp. et hors bilan x croissance du capital social $t_{i,t-2}$			-0.097 (0.316)					-0.040** (0.017)		
Ratio régi. tier 1 $t_{i,t-2}$				0.325 (0.309)					0.061*** (0.022)	
Ratio régi. tier 1 $t_{i,t-2}$ x croissance du capital social $t_{i,t-2}$				0.296 (0.259)					-0.011 (0.016)	
Ratio régi. global $t_{i,t-2}$					0.333 (0.334)					0.036 (0.024)
Ratio régi. global $t_{i,t-2}$ x croissance du capital social $t_{i,t-2}$					0.049 (0.383)					-0.007 (0.024)
Variable muette de la croissance du capital social $t_{i,t-2}$										
Div. des actifs	0.034 (0.023)	0.023 (0.021)	0.018 (0.019)	-0.012 (0.024)	0.009 (0.048)	0.002** (0.001)	0.002** (0.001)	0.002** (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.003)
Part des prêts	0.271* (0.142)	0.258* (0.136)	0.254* (0.134)	0.270** (0.130)	0.264** (0.130)	0.002 (0.005)	0.002 (0.005)	0.002 (0.005)	0.009* (0.005)	0.009* (0.005)
Filet de sécurité	-0.251* (0.138)	-0.255* (0.132)	-0.267** (0.128)	-0.305** (0.138)	-0.269* (0.137)	0.000 (0.005)	-0.002 (0.005)	-0.004 (0.005)	-0.007 (0.006)	-0.005 (0.006)
Risque du portefeuille	0.174 (0.148)	0.190 (0.136)	0.190 (0.137)	0.185 (0.141)	0.179 (0.138)	0.002 (0.007)	0.004 (0.007)	0.002 (0.007)	0.002 (0.008)	0.002 (0.009)
Ratio de liquidité	-0.006 (0.115)	-0.037 (0.123)	-0.045 (0.121)	0.045 (0.131)	0.009 (0.138)	0.001 (0.005)	0.002 (0.006)	0.003 (0.006)	0.013* (0.007)	0.009 (0.007)
Constante	0.002 (0.003)	0.003 (0.003)	0.003 (0.003)	0.003 (0.003)	0.003 (0.003)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
Effets fixes années	-0.030 (0.060)	-0.019 (0.055)	-0.015 (0.055)	-0.037 (0.054)	-0.049 (0.065)	-0.004 (0.003)	-0.005* (0.003)	-0.004 (0.003)	-0.009** (0.004)	-0.008* (0.004)
Observations	135	135	135	135	135	118	118	118	118	118
Nombre de banques	17	17	17	17	17	17	17	17	17	17
R ² ajustés (%)	45.3	45.2	45.7	46	45.6	86.6	85.6	83.8	83.8	83
R ² ajustés within (%)	32.7	32.6	33.2	33.5	33.1	44.3	40.3	41.4	32.6	29.4

Note : ce tableau présente les estimations des régressions (équation 2) à effet fixe banque du rendement des fonds propres (ROE) et des actifs (ROA) sur une série de variables indépendantes en distinguant les augmentations de capital social des autres types d'augmentations de capital. Les ratios de fonds propres sont retardés de respectivement une année et deux années pour les estimations du ROE et du ROA. Les définitions des variables figurent au tableau 1. Les estimations ont été effectuées à partir du logiciel Stata avec la méthode de Newey-West qui fournit des erreurs-types robustes en présence d'hétéroscédasticité et d'autocorrélation du terme d'erreur pour des coefficients estimés par la méthode des moindres carrés ordinaires. Les erreurs-types sont indiquées entre parenthèses. Les ***, ** et * représentent les seuils de significativité statistique à 1 %, 5 % et 10 %, respectivement.

Lecture : dans la spécification (1), une hausse de 1 point de pourcentage du ratio de fonds propres sans émission de capital social à la date $t-1$ entraîne une augmentation de 0.271 point de pourcentage du ROE, toutes choses égales par ailleurs. -0.367 indique dans quelle mesure la relation entre capitalisation et profitabilité est différente lorsque la banque procède à une émission de capital. Ratio de fonds propres $t_{i,t-2}$ désigne le ratio de fonds propres retardé d'une année dans les spécifications expliquant le ROE et de deux ans dans celles expliquant le ROA.

Source : données annuelles tirées de la base de données comptables et prudentielles de l'Autorité de contrôle prudentiel et de résolution ; panel non cylindré de 17 groupes bancaires français sur la période 1993-2012.

Tableau 5

Capitalisation des banques, coussin de fonds propres et profitabilité (estimations de l'Équation 3)

	Rendement des fonds propres (ROE)				Rendement des actifs (ROA)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Ratio de fonds propres $t_{i,t-2}$	0.539 (0.499)					0.083*** (0.026)				
x Ratio de fonds propres $t_{i,t-2}$	-0.374 (0.421)					0.065*** (0.024)				
Tier 1/actifs corporels $t_{i,t-2}$		0.932* (0.531)					0.085*** (0.026)			
x Tier 1/actifs corporels $t_{i,t-2}$		-0.183 (0.481)					0.079*** (0.026)			
Tier 1/actifs corporels $t_{i,t-2}$			1.522** (0.678)					0.123*** (0.035)		
x Tier 1/actifs corp. et hors bilan $t_{i,t-2}$			-0.158 (0.449)	0.767* (0.419)				0.073*** (0.024)	0.029 (0.027)	
Tier 1/actifs corp. et hors bilan $t_{i,t-2}$				-0.122 (0.635)					0.085** (0.036)	
Ratio régl. tier 1 $t_{i,t-2}$										
Ratio régl. tier 1 $t_{i,t-2}$					0.587** (0.287)					
x Ratio régl. global $t_{i,t-2}$					-0.092 (0.660)					0.032 (0.020)
Ratio régl. Global $t_{i,t-2}$					0.032 (0.028)					0.011 (0.034)
x Ratio régl. Global $t_{i,t-2}$					0.029 (0.024)					0.000 (0.004)
faible coussin de fonds propres $t_{i,t-2}$					0.256* (0.143)					0.010** (0.005)
faible coussin de fonds propres $t_{i,t-2}$					-0.301** (0.135)					-0.007 (0.007)
Div. des actifs	0.037 (0.027)	0.030 (0.028)	0.029 (0.024)	0.032 (0.054)	0.032 (0.069)	-0.002 (0.001)	-0.002* (0.001)	-0.002 (0.001)	-0.006* (0.004)	0.000 (0.004)
Part des prêts	0.262* (0.149)	0.258* (0.143)	0.256* (0.144)	0.292** (0.136)	0.283** (0.139)	0.006 (0.005)	0.007 (0.005)	0.007 (0.005)	0.007* (0.004)	0.010** (0.005)
Filet de sécurité	-0.140 (0.140)	-0.259* (0.136)	-0.301** (0.135)	-0.332** (0.136)	-0.301** (0.137)	0.000 (0.005)	-0.002 (0.005)	-0.005 (0.005)	-0.004 (0.006)	-0.007 (0.007)
Risque du portefeuille	0.139 (0.142)	0.190 (0.138)	0.185 (0.142)	0.181 (0.137)	0.180 (0.144)	0.008 (0.007)	0.012* (0.007)	0.011 (0.007)	0.002 (0.007)	0.003 (0.008)
Ratio de liquidité	-0.008 (0.112)	-0.047 (0.120)	-0.049 (0.117)	0.065 (0.125)	0.026 (0.124)	-0.003 (0.005)	-0.002 (0.006)	-0.000 (0.005)	0.015** (0.007)	0.011 (0.007)
Constante	0.003 (0.004)	0.002 (0.004)	0.002 (0.003)	0.002 (0.003)	0.002 (0.003)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
Effets fixes années	-0.027 (0.056)	-0.026 (0.053)	-0.025 (0.052)	-0.087 (0.069)	-0.087 (0.073)	-0.003 (0.003)	-0.006** (0.002)	-0.006** (0.003)	-0.006 (0.004)	-0.009** (0.004)
Observations	135	135	135	135	135	118	118	118	118	118
R ² ajustés (%)	17	17	17	17	17	17	17	17	17	17
R ² ajustés within (%)	44.8	45.2	46.1	45.8	45.8	87.3	86.9	87.3	85.6	83.6
	32.1	32.6	33.7	33.4	33.3	47.2	45.5	47.1	40.1	32.1

Note : ce tableau présente les estimations des régressions (équation 3) à effet fixe banque du rendement des fonds propres (ROE) et des actifs (ROA) sur une série de variables indépendantes en distinguant les banques disposant d'un coussin de fonds propres faible des autres. Les ratios de fonds propres sont retardés de respectivement une année et deux années pour les estimations du ROE et du ROA. Les définitions des variables figurent au tableau 1. Les estimations ont été effectuées à partir du logiciel Stata avec la méthode de Newey-West qui fournit des erreurs-types robustes en présence d'hétéroscédasticité et d'autocorrélation du terme d'erreur pour des coefficients estimés par la méthode des moindres carrés ordinaires. Les erreurs-types sont indiquées entre parenthèses. Les ***, ** et * représentent les seuils de significativité statistique à 1 %, 5 % et 10 %, respectivement.

Lecture : dans la spécification (1), une hausse de 1 point de pourcentage du ratio de fonds propres des banques disposant d'un coussin de fonds propres élevé à la date $t-1$ entraîne une augmentation de 0.539 point de pourcentage du ROE, toutes choses égales par ailleurs. - 0.374 indique dans quelle mesure la relation entre capitalisation et profitabilité est différente lorsque la banque détient un coussin de fonds propres élevé à la date $t-1$. - 0.183 indique le ratio de fonds propres retardé d'une année dans les spécifications expliquant le ROE et de deux ans dans celles expliquant le ROA.

Source : données annuelles tirées de la base de données comptables et prudentielles de l'Autorité de contrôle prudentiel et de résolution ; panel non cylindré de 17 groupes bancaires français sur la période 1993-2012.

dans les autres cas¹⁰. Nous la faisons interagir avec les différentes variables de mesures de la capitalisation de la banque. Cette variable permet d'isoler le comportement des banques disposant d'un faible coussin de fonds propres. Le modèle suivant est estimé :

Équation 3

$$\begin{aligned}
 Y_{i,t} = & \alpha_i + \theta_i + \beta_1 \text{Capitalisation}_{i,t-j} \\
 & + \beta_2 \text{Capitalisation}_{i,t-j} \\
 & \times \text{Faible coussin de fonds propres}_{i,t-j} \\
 & + \beta_3 \text{Faible coussin de fonds propres}_{i,t-j} \\
 & + X_{c,i,t} \beta_c + \varepsilon_{i,t}
 \end{aligned}$$

Le tableau 5 présente les résultats de l'interaction entre la capitalisation et la variable dichotomique discriminant les banques en fonction du niveau de leur coussin de fonds propres. Cette variable dichotomique est introduite dans le modèle avec le même décalage temporel que les mesures de capitalisation. Les coefficients des mesures de capitalisation sont positifs et significatifs à l'exception des modèles 1, 9 et 10. Pour le ROE, les coefficients des interactions ne sont pas significatifs. Pour le ROA, nous observons globalement un effet positif plus fort de l'augmentation de capital sur la profitabilité pour les banques ayant ex ante un coussin de fonds propres plus faible. Les hausses de fonds propres semblent gérées au plus près et correspondent davantage à la saisie d'opportunités d'investissement profitable qu'à la constitution d'un simple coussin de sécurité.

Robustesse des résultats

Nous reprenons l'ensemble de nos modèles en remplaçant la variable de rendement des fonds propres ROE (resp. de rendement des actifs ROA) par une variable de « rendement des fonds propres ajustés des risques » (RORAC). Le RORAC rapporte le résultat, non aux fonds propres ou aux actifs, mais aux exigences en fonds propres qui tiennent compte du risque. Nous mettons à nouveau en évidence l'influence positive des mesures de capitalisation sur la variable RORAC (voir pour plus de détails Complément en ligne C3). Nous menons enfin différents tests complémentaires : non linéarité de certains effets ; impact des différences de pouvoir de marché entre banques sur la profitabilité. L'existence d'effets non linéaires entre deux des mesures de fonds propres et le ROA est mise en

évidence et l'importance de la part de marché ne contribue pas à améliorer la profitabilité.

* *
*

L'article contribue au débat sur la relation entre la capitalisation, les exigences en capital et la performance des banques, pour lequel, jusqu'ici, aucun consensus n'a émergé dans la littérature. Il apporte de nouveaux éléments sur cette question en analysant le système bancaire français. Nous montrons qu'une augmentation des fonds propres exerce un effet positif sur la profitabilité des banques, au-delà de l'effet tendanciel moyen à la baisse observé par rapport à la période d'avant-crise. Nos estimations économétriques mettent en évidence un effet significatif de la hausse des fonds propres sur la profitabilité. Toutefois, les augmentations de fonds propres à travers des émissions d'actions nouvelles, plus coûteuses, contribuent à réduire l'effet positif sur la profitabilité.

En nous appuyant sur des données confidentielles relatives à l'ensemble des exigences réglementaires (notamment les exigences au titre du pilier 2, spécifique à chaque banque), nous mettons en évidence que l'impact positif du capital sur la rentabilité des actifs est plus fort pour les banques détenant un coussin de fonds propres plus faible. Pour ces banques, les hausses de fonds propres semblent davantage dédiées à la saisie d'opportunités d'investissement qu'à la constitution d'un simple coussin de sécurité. La relation positive entre fonds propres et performances s'expliquerait en particulier par un meilleur contrôle des choix d'investissements par le management conduisant à une amélioration de l'efficacité. Finalement, des augmentations progressives de capital à travers des mises en réserve d'une partie des résultats n'apparaissent pas préjudiciables aux performances des banques. Cette conclusion, qui confirme pour la France certaines de celles formulées par Berger et Bouwmann (2013) en les complétant en termes d'analyse des coussins de capital, vient tempérer les fréquentes critiques quant aux éventuels effets négatifs de la réglementation prudentielle sur le système bancaire. Outre la nécessité d'intégrer les étapes suivantes de l'agenda de Bâle III qui court jusqu'à 2019, les travaux futurs pourraient étudier l'interaction avec la distribution du crédit et étudier plus en détail les canaux par lesquels la profitabilité est affectée. □

10. Nous séparons également l'échantillon en fonction du 25^e percentile. Nos résultats restent inchangés.

BIBLIOGRAPHIE

- Admati, A. R., DeMarzo, P. M., Hellwig, M. F. & Pfleiderer, P. C. (2011).** Fallacies, irrelevant facts, and myths in the discussion of capital regulation: why bank equity is not expensive. *Working paper Stanford University et Max Planck Institute*, Stanford, CA, et Bonn, Germany.
- Aiyar, S., Calomiris, C. W. & Wieladek, T. (2016).** How does credit supply respond to monetary policy and bank minimum capital requirements? *European Economic Review*, 82, 142–165.
- Allen, F., Carletti, E. & Marquez, R. (2011).** Credit market competition and capital regulation. *Review of Financial Studies*, 24, 4, 983–1018.
- Banque centrale européenne (2010).** Beyond ROE – how to measure bank performance. Appendix to the *Report on EU Banking Structures*, September 2010.
- Berger, A. N. (1995).** The relationship between capital and earnings in banking. *Journal of Money, Credit and Banking*, 27, 432–456.
- Berger, A. N., Herring, R. J. & Szegö, G. P. (1995).** The role of capital in financial institutions. *Working paper Wharton Financial Institutions Center* N° 95-01, Wharton (PA).
- Berger, A. N. & Bouwman, C. H. S. (2013).** How does capital affect bank performance during financial crises? *Journal of Financial Economics*, 109, 146–176.
- Boot, A. W. A. & Thakor, A. V. (2000).** Can relationship banking survive competition? *Journal of Finance*, 55(2), 679–713.
- Calomiris, C. W. (2013).** Reforming banks without destroying their productivity and value. *Journal of Applied Corporate Finance*, 25(4), 14–20.
- Calomiris, C. W. & Kahn, C. M. (1991).** The role of demandable debt in structuring optimal banking arrangements. *American Economic Review*, 81, 497–513.
- Carney, M (2013a).** Progress of financial reforms. http://www.financialstabilityboard.org/publications/r_130905.pdf
- Carney, M (2013b).** Crossing the threshold to recovery. <http://www.bankofengland.co.uk/publications/Documents/speeches/2013/speech675.pdf>
- Chemmanur, T. & Fulghieri, P. (1994).** Reputation, renegotiation and the choice between bank loans and publicly traded debt. *Review of Financial Studies*, 7, 476–506.
- Cohen, B. H. & Scatigna, M. (2016).** Banks and capital requirements: channels of adjustment. *Journal of Banking and Finance*, 69, 56–69.
- Diamond, D. W. (1984).** Financial intermediation and delegated monitoring. *Review of Economic Studies*, 51(3), 393–414.
- Diamond, D. & Rajan, R. (2001).** Liquidity risk, liquidity creation and financial fragility. *Journal of Political Economy*, 109(2), 287–327.
- Fraisse, H., Lé, M. & Thesmar, D. (2015).** The real effects of Bank Capital Requirements. *Débats économiques et financiers* 8. Autorité de contrôle prudentiel et de résolution.
- Francis, W. B. & Osborne, M. (2012).** Capital requirements and bank behavior in the UK: Are there lessons for international capital standards. *Journal of Banking and Finance*, 36, 803–816.
- Hart, O. & Moore, J. (1995).** Debt and seniority: an Analysis of the role of hard claims in constraining management. *American Economic Review*, 85, 567–585.
- Holmstrom, B. & Tirole, J. (1997).** Financial intermediation, loanable funds and the real sector. *Quarterly Journal of Economics*, 112(3), 663–691.
- Keeley, M. C. (1990).** Deposit insurance, risk and market power in banking. *American Economic Review*, 80(5), 1183–1200.
- Leland, H. E. & Pyle, D. H. (1977).** Informational asymmetries, financial structure, and financial intermediation. *Journal of Finance*, 32(2), 371–387.
- Mehran, H. & Thakor, A. (2011).** Bank capital and value in the cross-section. *Review of Financial Studies*, 24(4), 1019–1067.
- Merton, R. C. (1977).** An analytic derivation of the cost of deposit insurance and loan guarantees: an application of modern option pricing theory. *Journal of Banking and Finance*, 1(1), 3–11.
- Miller, M. H. (1995).** Do the M&M propositions apply to banks? *Journal of Banking and Finance*, 19, 483–489.

Modigliani, F. & Miller, M. H. (1958). The cost of capital, corporate finance and the theory of investment. *American Economic Review*, 48, 261–297.

Myers, S. C. & Majluf, N. S. (1984). Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have. *Journal of Financial Economics*, 13, 187–221.

Ross, S. A. (1977). The determination of financial structure: the incentive-signaling approach. *The Bell Journal of Economics*, 8(1), 23–40.

Stiroh, K. J & Rumble, A. (2006). The dark side of diversification: the case of US financial holding companies. *Journal of Banking and Finance*, 30, 2131–2161.

Thomas, S. (2002). Firm diversification and asymmetric information: evidence from analysts' forecasts and earnings announcements. *Journal of Financial Economics*, 64, 373–396.
