



HAL
open science

Transition aux normes comptables IAS/IFRS, discipline de marché et adéquation des fonds propres aux risques dans l'industrie bancaire européenne

Julien Clavier

► **To cite this version:**

Julien Clavier. Transition aux normes comptables IAS/IFRS, discipline de marché et adéquation des fonds propres aux risques dans l'industrie bancaire européenne. Comptabilités, économie et société, May 2011, Montpellier, France. pp.cd-rom. hal-00646838

HAL Id: hal-00646838

<https://hal.science/hal-00646838>

Submitted on 30 Nov 2011

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

Transition aux normes comptables IAS/IFRS, discipline de marché et adéquation des fonds propres aux risques dans l'industrie bancaire européenne

Julien Clavier *

Doctorant

Université de Bourgogne, LEG/FARGO

jul.clavier@laposte.net

Résumé.

Cette étude teste l'hypothèse que la transition obligatoire aux normes comptables IAS/IFRS a contraint les banques à assurer une meilleure adéquation des fonds propres aux risques, du fait d'un renforcement de l'efficacité de la discipline de marché. Pour un échantillon de banques européennes, nous obtenons des résultats globalement conformes à l'hypothèse formulée. Ces résultats, outre de contribuer à étendre aux banques la littérature empirique traitant des effets économiques du passage aux IAS/IFRS, tendent à tempérer les récentes critiques formulées à l'égard de l'usage du référentiel de l'IASB dans l'industrie bancaire.

Mots clés. Transition aux normes IAS/IFRS, effets économiques, banques, adéquation des fonds propres.

Abstract.

This study tests the hypothesis that the mandatory IAS/IFRS adoption leads banks to operate with a higher capital buffer, due to a strengthening of the efficacy of market discipline. For a sample of European banks, we find evidence consistent with the formulated hypothesis. The results contribute to extend to banks the flourishing empirical literature dealing with the economic consequences of the IAS/IFRS mandatory adoption and tend to dampen the recent critics expressed against the use of the IAS/IFRS accounting standards in the banking industry.

Key words. IAS/IFRS transition, economic consequences, banks, capital adequacy

* Je tiens à remercier le Professeur Hervé Alexandre (Université Paris Dauphine), ainsi que les participants aux séminaires hebdomadaires du FARGO. Les erreurs éventuelles incombent à l'auteur.

1 Introduction

Les récentes critiques formulées à l'encontre de la comptabilité en juste valeur, en arrière-plan de la crise financière « des *subprimes* », ont remis en question la pertinence de l'introduction des normes comptables IAS/IFRS dans les banques. Bien que suscitant des interrogations légitimes (Plantin et al. 2008, Allen et Carletti 2008, par exemple), il est aussi vraisemblable que l'introduction des normes internationales ait contribué à renforcer la stabilité des secteurs bancaires, notamment en permettant un exercice plus efficace de la discipline de marché. Cette étude teste cette possibilité, sur la base d'un échantillon d'établissements de crédit européens. Plus précisément, il est fait l'hypothèse que le passage aux normes IAS/IFRS a contraint les banques à assurer une meilleure adéquation des fonds propres aux risques.

Deux théories explicatives principales peuvent être mobilisées en vue de justifier l'hypothèse formulée. La première est fondée sur l'explication classique d'aléa moral. En soumettant les banques à une menace accrue de sanctions en cas de prises de risque excessives (retraits de dépôts, hausse du coût du financement...), le passage obligatoire aux normes IAS/IFRS, réputées d'une qualité supérieure pour la prise de décision économique, a pu contraindre l'incitation des dirigeants des banques à transférer des risques à l'assureur des dépôts et aux autres créanciers non assurés (Merton 1977), renforçant ainsi la stabilité des secteurs bancaires.

La seconde explication est fondée sur le constat que le passage aux normes internationales a affecté les arrangements contractuels basés sur l'information comptable (Ormrod et Taylor 2004, Brüggemann et al. 2010). En imposant la valorisation des portefeuilles titres à la juste valeur, les normes IAS/IFRS ont accru la volatilité des capitaux propres prudentiels (celle du capital Tier 1, notamment). Toutes choses égales par ailleurs, une hausse de la volatilité des fonds propres augmente le risque de violation des minima réglementaires et, en conséquence, accroît la menace d'une intervention des superviseurs en cas de survenance de chocs. Dans la mesure où l'intervention des superviseurs est coûteuse pour les dirigeants (Jordan et al. 2000, par exemple), il est probable que ces derniers aient cherché à accroître leur ratio de fonds propres suite à la transition aux IAS/IFRS, dans l'objectif d'opérer à une distance plus éloignée du point de défaut réglementaire.

Le test de l'hypothèse formulée soulève deux problèmes particuliers. Le premier est qu'il a pu survenir, à la date du passage aux IAS/IFRS des facteurs d'environnement inobservés, non liés au changement de référentiel comptable mais affectant les résultats des tests dans le sens recherché. Pour contrer cette difficulté, commune aux études traitant des effets économiques de la transition aux normes internationales (Daske et al 2008, Brüggemann et al. 2010, par exemple), nous avons complété notre échantillon initial de banques IFRS par différents échantillons de contrôle constitués de banques implantées dans le même environnement économique que les établissements passés aux IAS/IFRS mais n'ayant pas opté pour les normes comptables internationales sur la période d'étude. Cette procédure réduit le risque que la variable *IFRS* testée capture autre chose que l'effet du changement de référentiel comptable.

Le deuxième problème rencontré est que les variables du modèle, fondées sur les données comptables, sont mesurées différemment suivant qu'on se situe pré- ou post-transition aux normes internationales (le problème se pose notamment pour la mesure du ratio de fonds

propres, qui constitue la variable expliquée dans nos régressions). L'utilisation de ces variables pourrait conduire à valider ou à infirmer l'hypothèse testée du simple fait d'une modification dans la façon de mesurer les variables, alors même que les comportements managériaux en matière d'adéquation du capital aux risques aient pu rester inchangés post-adoption des normes internationales. Par exemple, le plus faible conservatisme des IAS/IFRS (lié au non amortissement du *goodwill* ou à la reconnaissance dans les fonds propres de gains latents en application de la comptabilité en juste valeur) a pu conduire à une hausse technique des ratios de fonds propres comptables, sans que cette hausse n'ait traduit une réelle réduction du risque d'endettement.

Pour contrer la difficulté liée à l'existence d'un biais technique, nous tirons parti du fait que certains pays ont prohibé l'usage des normes IAS/IFRS pour la préparation des comptes individuels. Dans ces pays, le fait de disposer des comptes individuels préparés en normes locales sur les périodes précédant et suivant le changement de référentiel applicable pour la préparation des comptes consolidés offre une opportunité de contrer la difficulté posée par le biais technique. Plus précisément, la stratégie de test retenue va consister à modéliser la décision de détention de fonds propres au niveau des sociétés mères des groupes passés aux IAS/IFRS dont les comptes individuels sont présentés en application de mêmes normes comptables (locales) sur la période d'étude. L'idée est que si le passage aux IAS/IFRS contraint les groupes bancaires à détenir plus de capital, alors les efforts devront être consentis par chacun des membres à l'intérieur de ces groupes et, plus particulièrement, par les sociétés mères pour lesquelles les données financières peuvent être aisément collectées. Cette procédure permet de disposer de données comparables avant et après la transition aux IAS/IFRS, ce qui assure que la variable *IFRS* testée capture bien l'effet gouvernance (potentiel) de la transition aux normes comptables internationales – et non pas la combinaison de l'effet gouvernance et de l'effet technique.

Sur ces bases, nous obtenons des résultats en faveur de l'explication fondée sur un renforcement de l'efficacité de la discipline de marché post-transition aux IAS/IFRS. Il apparaît, en effet, que les banques les plus exposées à la discipline de marché et celles les plus incitées à exproprier l'assureur des dépôts ont réduit leur risque d'endettement suivant la transition obligatoire aux normes internationales. À l'inverse, un tel effet n'est pas constaté dans les banques dotées de beaucoup d'instruments financiers valorisés à la juste valeur, résultat en défaveur de l'explication fondée sur l'hypothèse contractuelle.

Les apports de l'étude sont les suivants. Premièrement, nous contribuons à étendre aux banques la littérature empirique florissante traitant des incidences économiques du passage aux IAS/IFRS (pour une revue complète, voir Brüggeman et al. 2010). Malgré le débat suscité par le passage aux normes IAS/IFRS dans les banques, un nombre limité de travaux s'est spécifiquement intéressé aux effets de l'adoption des normes internationales dans l'industrie financière. Deuxièmement, nos résultats, qui indiquent que les banques sont mieux capitalisées en environnement IFRS, tendent à tempérer les critiques formulées à l'égard du passage aux IAS/IFRS dans les banques.

Le reste de l'étude s'organise comme suit. La section 2 présente les hypothèses testables ; la section 3 traite des aspects méthodologiques ; la section 4 détaille les modalités de constitution des échantillons servant aux tests ; la section 5 présente les résultats et la section 6 conclut.

2 Hypothèses testables

Deux théories principales permettent d'expliquer pourquoi le passage aux IAS/IFRS a pu contraindre les banques à opérer avec plus de fonds propres, toutes choses égales par ailleurs. Cette section revient successivement sur chacune de ces explications puis formule les hypothèses testables.

La première explication est liée à la fonction *monitoring* de l'information comptable. En procurant des informations sur la situation financière, le niveau de performance et l'exposition aux risques, des états financiers « de qualité » facilitent l'exercice du contrôle de l'usage des ressources déléguées et aident à réduire l'ampleur des conflits d'agence entre *insiders* et *outsiders* (Hope et Thomas 2008 ; Bushman et Smith 2001). Une telle information, notamment, contribue à accroître le degré d'information des marchés, renforçant en cela l'efficacité de leur fonction gouvernance (Kanodia et Lee 1998). Une telle information place aussi les dirigeants sous la menace d'une intervention des créanciers et des superviseurs au moindre signe de difficultés, en rendant plus opportun le déclenchement des clauses de défaut technique incluses aux contrats de dette (Wu et Zhang 2009) et mieux calibrés les modèles d'alerte précoces prudentiels alimentés par les données comptables (Gunther et Moore 2003). Au cas particulier, l'adoption par les banques de normes de communication financière d'une qualité supérieure a du contraindre l'incitation des dirigeants bancaires à opérer avec insuffisamment de fonds propres eu égard aux risques encourus (c'est-à-dire l'incitation à exproprier l'assureur des dépôts et les autres créanciers non assurés) en soumettant ces derniers à une menace accrue de retraits de dépôts, de hausse du coût du financement ou de révocation (Bushman et Williams, 2007).

Plusieurs arguments sont généralement avancés pour justifier la qualité informationnelle supérieure des IAS/IFRS (Ball 2006 ; Daske 2006 ; Barth et al 2008). Premièrement, le référentiel IAS/IFRS fait une application stricte du principe de la prééminence de la substance sur la forme (« *substance over form* »), lequel consiste « à accorder plus d'importance à la substance économique des opérations (prééminence de la réalité économique sur l'apparence) et d'en tenir compte, lors de la comptabilisation, même si la forme juridique de celles-ci donne l'impression qu'un traitement différent est nécessaire » (IASB, cadre conceptuel §35). Deuxièmement, les IAS/IFRS incorporent aux états financiers plus d'anticipations sur les *cash flows* futurs, notamment par le biais de la comptabilité en juste valeur, et font du résultat comptable un reflet plus opportun des changements de situation financière survenus une période de reporting (Ball 2006 ; Bleck et Liu 2007 ; Barth et al. 2008). Troisièmement, les IAS/IFRS contraignent certaines pratiques de gestion opportuniste des comptes. En banque, l'application de la comptabilité en juste valeur a notamment pour effet de contraindre les stratégies notoires d'allers et retours sur les marchés financiers (Bleck et Liu 2007).^{1,2}

¹ Les stratégies d'allers et retours consistent à sélectionner les actifs destinés à la vente suivant l'état de leur plus et moins values latentes (« *cherry-picking* »), en vue d'atteindre un objectif de résultat (lissage, évitement de pertes, poursuite de tendance ou alignement sur les prévisions d'analystes) et/ou de capital réglementaire (Beatty et al. 1995 ; Dahl et Shrieves 2003). En faisant apparaître au compte de résultat les gains et les pertes latents constatés sur l'ensemble des titres d'un portefeuille, indépendamment de l'intérêt des dirigeants à céder ou non certains de ces titres, la comptabilité en juste valeur assure que les stratégies d'allers et retours sont contraintes.

² Les IAS/IFRS ont pour effet de contraindre d'autres pratiques de gestion des comptes dans les banques. Par exemple, l'obligation de comptabiliser les dérivés au bilan réduit à zéro le degré de latitude discrétionnaire des dirigeants quant à l'affectation des dérivés au bilan ou au hors-bilan (Gebhardt et al. 2004). En outre, l'application du principe de la prééminence de la substance sur la forme pour le traitement des opérations de

Quatrièmement, le référentiel IAS/IFRS requièrent des banques qu'elles communiquent plus d'informations en annexe sur les composantes du bilan et du compte de résultat, notamment sur le risque des instruments financiers détenus.

La deuxième explication permettant de justifier l'hypothèse d'une incidence positive du passage aux IAS/IFRS sur le ratio de fonds propres bancaire est d'origine contractuelle. Outre de modifier la qualité des états financiers mis à disposition des investisseurs, le changement de référentiel comptable modifie aussi la teneur des contrats utilisant l'information comptable comme *input* (Ormrod et Taylor 2004). Les règles du Comité de Bâle, qui constituent une forme d'arrangement contractuel collectif (Brüggemann et al. 2010), imposent aux banques de détenir un minimum de 8% de fonds propres pondérés en risque. La violation du seuil minimal conditionne l'intervention dans les banques des superviseurs et la mise en place par ces derniers d'actions correctrices (révocation de l'équipe dirigeante en place, par exemple). Le risque d'immixtion des superviseurs étant une source de coût pour les dirigeants (Jordan et al, 2000), ces derniers sont incités à opérer à distance du point de défaut réglementaire.

Par nature, la comptabilité en juste valeur fait du résultat et des capitaux propres des items plus volatils, comparativement à la comptabilité au coût historique (Barth 2004 ; Barth et al 1995). Par suite, si le passage aux IAS/IFRS rend les capitaux propres bancaires plus volatils, en raison, notamment, de la comptabilisation dans le capital Tier 1 des réserves latentes de juste valeur constatées sur le portefeuille de titres détenus à des fins de transaction, alors le risque de violation des minima réglementaires est aussi plus élevé en environnement IFRS. *In fine*, l'accroissement du risque d'intervention des superviseurs lié à l'usage du modèle comptable en *fair value* a pu incité les dirigeants à réduire leur risque d'endettement (donc à accroître leur ratio de fonds propres), toutes choses égales par ailleurs.

L'explication contractuelle et celle fondée sur l'aléa moral de l'assurance des dépôts mènent à la formulation de l'hypothèse générale suivante :

H₁ : la transition aux normes comptables IAS/IFRS contraint les banques à détenir plus de fonds propres, toutes choses égales par ailleurs.

Afin d'isoler les deux théories, nous formulons des hypothèses auxiliaires sur la localisation attendue des effets de la transition aux IAS/IFRS dans notre échantillon. L'explication fondée sur l'hypothèse d'aléa moral suppose que l'effet positif du passage aux IAS/IFRS sur le ratio de fonds propres doit être plus fort dans les banques (1) les plus exposées à la discipline de marché et (2) les plus incitées à exproprier l'assureur des dépôts et les créanciers non assurés.

L'hypothèse auxiliaire (1) est justifiée par le fait que la transparence n'a d'effets que si les créanciers exposés au risque de défaut sont incités à discipliner la prise de risque bancaire. *A contrario*, les effets positifs d'une amélioration de la qualité des états financiers publiés par les banques doivent être réduits dans les établissements où les investisseurs sont peu enclins à assurer le *monitoring* de la prise de risque (Baumann et Nier 2006 ; Fernandez et Gonzalez 2004). Les détenteurs de dette subordonnée sont particulièrement incités à assurer le contrôle des risques : non couverts par les mécanismes d'assurance des dépôts et placés en dernier rang des créanciers à désintéresser en cas de faillite, ils sont les plus exposés au risque de défaut des banques. Inversement, les déposants assurés étant immunisés contre le risque de

titrisation contraint les pratiques visant à déléster le bilan d'un certain volume de dette, par le biais de la création de véhicules *ad hoc* logés hors-bilan (Mills et Newberry 2005 ; Feng et al. 2009).

faillite bancaire, ils n'ont pas d'intérêt à supporter le coût du contrôle de la prise de risque. Sur ces bases, nous formulons l'hypothèse suivante :

H_{1A} : Conformément à l'hypothèse d'aléa moral, on s'attend à ce que l'effet positif de la transition aux normes IAS/IFRS sur les ratios de fonds propres décroisse avec la part des dépôts-client (assurés) dans le total passif et croisse avec la part des dettes subordonnées dans le total passif.

L'hypothèse auxiliaire (2) est justifiée par le fait qu'une information comptable de qualité est d'autant plus utile que l'incitation des dirigeants à exproprier les apporteurs de ressources est élevée. Les banques fragiles financièrement, d'une part, sont particulièrement enclines à exproprier l'assureur des dépôts et les créanciers prêteurs non assurés. Dans ces banques, l'option de vente détenue par les actionnaires sur les actifs bancaires étant très dans la monnaie, l'incitation des créanciers résiduels à accroître le risque de défaut est maximale (Merton 1977 ; Park et Peristiani 2007). D'autre part, il est bien établi dans la littérature en banque que les établissements dotés d'une valeur de franchise élevée (c'est-à-dire d'un modèle économique générateur de rente) sont moins enclins à transférer des risques (Marcus 1984). La raison est évidente : lorsqu'ils bénéficient d'une rente, les actionnaires sont incités à en sécuriser l'accès, en opérant avec suffisamment de fonds propres eu égard aux risques encourus (Furlong et Kwan 2005 ; Park et Peristiani 2007). Sur ces bases, nous formulons l'hypothèse suivante :

H_{1B} : Conformément à l'hypothèse d'aléa moral, on s'attend à ce que l'effet positif de la transition aux normes IAS/IFRS sur les ratios de fonds propres soit plus fort dans les banques fragiles financièrement et dans celles dotées d'une valeur de franchise faible.

L'explication contractuelle implique, quant à elle, que l'effet positif du passage aux IAS/IFRS sur le ratio de fonds propres doit croître avec la part des instruments financiers valorisés à la juste valeur au bilan. Plus précisément, l'effet positif doit être plus fort dans les banques faisant un usage massif de la comptabilité en juste valeur et opérant, par ailleurs, à proximité du ratio minimal de fonds propres pondéré en risque.

H_{1C} : Conformément à l'explication contractuelle, on s'attend à ce que l'effet positif de la transition aux normes IAS/IFRS sur les ratios de fonds propres soit plus fort dans les banques opérant à proximité du point de défaut réglementaire et dont le bilan est composée de beaucoup d'instruments financiers à la juste valeur.

3 Méthodologie

Cette section discute des aspects méthodologiques de l'étude. Le premier point évoque les difficultés posées par le test de l'hypothèse H₁ et présente les solutions retenues pour résoudre ces difficultés ; le second point présente le modèle testé.

3.1 Panorama général

Le test de l'hypothèse H₁ soulève deux problèmes particuliers. Le premier tient au fait qu'il a pu survenir, aux dates d'adoption des IAS/IFRS, des facteurs d'environnement non observés,

non liés au changement de référentiel comptable mais affectant la variable expliquée, à savoir le ratio de fonds propres des banques, utilisé comme variable *proxy* du risque d'endettement. Le problème est ici sensible compte tenu de la stratégie de test adoptée. Nos tests consistant à régresser le ratio de fonds propres des banques sur une variable muette *IFRS* prenant la valeur 1 (0, sinon) pour les exercices comptables ouverts post-adoption des normes internationales, toutes choses égales par ailleurs (cf. le point 3.2, *infra*), la variable muette *IFRS*, à défaut de contrôle, est encline à capturer d'éventuels effets d'environnement non liés à la transition aux IAS/IFRS mais survenus à proximité des dates d'adoption des normes internationales. Un moyen de neutraliser ce problème consiste à retenir, en plus de l'échantillon initial de banques adoptant les normes internationales, un échantillon de contrôle constitué d'établissements n'ayant pas opté pour les IAS/IFRS sur la période d'étude. Sur ce point, l'utilisation de la base de données *Bankscope* présente un avantage certain. La base collectant des informations pour les banques cotées (passées aux IAS/IFRS) et non cotées (non passées aux IAS/IFRS), il nous sera possible de constituer des échantillons de contrôle composés de banques locales, de façon à garantir la neutralisation des effets d'environnement. Le point 4.2, *infra*, revient sur les procédures de constitution des benchmarks.

Le second problème est lié à l'impact technique qu'a la transition aux normes IAS/IFRS sur la variable expliquée. Par impact technique, nous entendons l'incidence du changement de référentiel sur la mesure du ratio de fonds propres comptable, qui constitue la variable dépendante de nos régressions. L'effet technique implique que, suivant qu'on se situe avant ou après le changement de référentiel, la façon de mesurer une même variable financière diffère. Le problème posé par l'existence de l'effet technique est épineux. De fait, il peut conduire à valider ou à infirmer l'hypothèse testée du simple fait d'une modification dans la façon de mesurer le ratio de fonds propres, alors même que les comportements managériaux en matière d'adéquation du capital aient pu rester inchangés, post-adoption des normes internationales.

D'une part, le plus faible conservatisme des IAS/IFRS (lié, notamment, à la reconnaissance des gains latents en application de la comptabilité en juste valeur ou au non amortissement du *goodwill*) a pu impacter techniquement à la hausse le ratio de fonds propres, sans pour autant que l'adoption des IAS/IFRS ait modifié l'efficacité du *monitoring* exercé par les créanciers exposés au risque de défaut des banques (et donc les comportements managériaux). D'autre part et inversement, il est aussi possible que la transition aux IAS/IFRS ait tiré à la baisse le ratio de capital. Notamment, l'application du principe de la prééminence de la substance sur la forme pour le traitement des opérations de titrisation a pu conduire les banques à réintégrer au bilan la dette avec nantissement (*asset-backed securities*) servant au financement des véhicules *ad hoc*, en cas de conservation par les établissements sponsors d'une exposition au risque des actifs logés dans ces véhicules.³ Par ailleurs, les règles strictes en matière de compensation (*netting*) définies par la norme IAS 32 ont pu conduire à une inflation des valeurs d'entrée de certains éléments d'actif et de passif.⁴ Enfin, l'obligation de comptabiliser au bilan tous les dérivés en application de la norme IAS 39 a conduit à faire apparaître dans

³ Un document de travail de l'agence *Fitch Ratings* (Fitch 2006) relève par exemple que le bilan de la banque anglaise *Northern Rock* a cru de plus 50% suite à l'adoption des IAS/IFRS, du fait de la réintégration au bilan de crédits titrisés, non éligibles à la dé-comptabilisation en application des normes internationales.

⁴ Un document de travail de l'agence *Fitch Ratings* (Fitch 2005) relève, par exemple, que le total actif IFRS de la banque anglaise *Barclays* fut de 23% supérieur à son total actif UK GAAP en 2004, du fait de l'application des dispositions de la norme IAS 32.

les comptes des établissements de crédit des instruments jusque là généralement classés en hors-bilan.⁵ L'application de ces dispositions a pu conduire à une hausse du dénominateur des ratios de fonds propres comptables, alors même que la transition aux normes internationales ait pu n'avoir aucune incidence sur la politique d'endettement des banques.⁶

Pour contrer la difficulté liée à l'effet technique du changement de normes comptables, une solution consiste à tirer parti du fait que certains pays n'ont permis ou requis l'adoption des IAS/IFRS que pour la présentation des comptes consolidés, les comptes individuels des firmes ayant toujours à être préparés en application des normes comptables locales.⁷ Dans ces pays, le fait de disposer des comptes individuels préparés en normes locales sur les périodes précédant et suivant le changement de référentiel applicable pour la préparation des comptes consolidés offre une opportunité de contrer la difficulté liée à l'existence du biais technique.⁸ Plus précisément, la stratégie de test retenue va consister à rechercher l'effet gouvernance du passage aux IAS/IFRS dans les comptes individuels, *via* la modélisation de la détention de capital au niveau des têtes de groupe, plutôt qu'au niveau des groupes dans leur ensemble. L'idée est que si le passage aux IAS/IFRS contraint les groupes bancaires à détenir plus de capital, toutes choses égales par ailleurs, alors les efforts devront être consentis par chacun des membres à l'intérieur de ces groupes – et plus particulièrement par les têtes de groupe, pour lesquelles il est possible de collecter des données financières.

⁵ Un document de travail de la Banque de France (Banque de France 2005) indique que le passage aux IAS/IFRS a entraîné une augmentation moyenne de 12,6% de la valeur de l'actif de trois des plus grands groupes bancaires français. L'inclusion des dérivés au bilan, la réévaluation des actifs disponibles à la vente à leur juste valeur et les règles de compensation plus strictes en IFRS pour les opérations de pension apparaissent être les principales raisons expliquant la hausse de valeur. En outre, l'étude indique que la valeur des fonds propres des banques étudiées a augmenté de 5,8% en moyenne, en raison, notamment, de plus-values latentes constatées sur les actifs disponibles à la vente et de la réintégration dans les réserves du fonds pour risques bancaires généraux, ce dernier ne répondant pas à la définition d'un passif en normes IFRS. Au niveau européen, une étude du Comité des Superviseurs Bancaires Européens (Committee of European Banking Supervisors 2006) constate que le passage aux IAS/IFRS a accompagné une hausse de 9% en moyenne du total actif et une baisse de 5% en moyenne de la valeur des fonds propres bancaires.

⁶ L'effet technique de la transition aux IAS/IFRS sur le ratio de fonds propres peut être considérable ; voici quelques exemples, sélectionnés parmi les plus grandes banques européennes. En UK GAAP, le ratio de fonds propres en valeur comptable de *Barclays* s'établit, fin 2004, à 3,51%, contre 2,60% en *pro-forma* IAS/IFRS. Pour *Société Générale*, le ratio de fonds propres Plan Comptable Général fin 2004 s'établit à 3,09%, contre 3,29% en IAS/IFRS à la même date. Autre exemple avec *Millenium BCP* : fin 2004, le ratio de fonds propres est estimé à 6,31% en application des normes comptables portugaises ; en *pro forma* IAS/IFRS, il s'établit à 5,78%.

⁷ Dans l'Union Européenne, le Règlement (CE) n° 1606/2002 impose que les comptes consolidés des firmes cotées soient présentés en application des IAS/IFRS. Le règlement, par contre, laisse le choix aux États membres d'imposer, de permettre ou d'interdire l'adoption des normes internationales pour la préparation des comptes consolidés des firmes non cotées et des comptes individuels des firmes cotées et non cotées. La France et l'Allemagne, par exemple, ont ainsi permis l'adoption des IAS/IFRS par les groupes non cotés mais ont proscrit l'utilisation de ces normes pour la préparation des comptes individuels.

⁸ Une solution alternative aurait consisté à utiliser les données *proforma* de l'exercice précédant la première application des IAS/IFRS et communiquées par les banques lors du passage au référentiel international. Cette solution, toutefois, n'a pas été retenue pour les raisons suivantes. D'abord, la norme IFRS 1 offre aux firmes la possibilité de s'exempter d'appliquer les standards IAS 32, IAS 39 et IFRS 4 pour la présentation du bilan de clôture *pro forma* de l'exercice antérieur au premier exercice d'adoption des IAS/IFRS. La majorité des banques IFRS de notre échantillon ayant opté pour cette exemption, il suit que les données au format IFRS collectées dans *BankScope* pour l'année 2004 (exemple d'une banque appliquant les IAS/IFRS pour la première fois en 2005) ne constituent, dans la plupart des cas, que des données partiellement « pro formatées ». Or de telles données sont ici d'une pertinence limitée, compte tenu de l'impact majeur qu'ont les normes IAS 32 et IAS 39, relatives aux instruments financiers, sur les comptes des établissements de crédit. Ensuite, le recours à cette méthode de test ne permettrait de disposer que d'une annuité de données pré transition aux IAS/IFRS.

Bien sûr, cette stratégie de test n'est valide que si les têtes de groupe consentent effectivement à l'effort de réduction du volume d'endettement qu'induirait une discipline de marché accrue. À défaut, il est impossible d'extraire des comptes individuels un quelconque effet gouvernance lié à l'adoption des IAS/IFRS, alors même que cet effet pourrait exister dans les comptes consolidés. Une telle situation est facilement concevable lorsque la tête de groupe n'est qu'un simple *holding* se contentant de gérer des participations. Le *holding* n'opérant pas comme un centre de décisions opérationnelles, il est improbable qu'un changement de politique en matière d'adéquation des fonds propres intervenu au niveau du groupe soit reflété dans ses comptes individuels. Par suite, nous excluons de notre échantillon les banques IFRS identifiées comme *holding* bancaire.

Hormis ce cas évident, il apparaît difficile de justifier la situation dans laquelle la structure de capital d'une tête de groupe ne serait pas affectée par un changement dans la structure de capital du groupe dont elle est la mère. Une intuition, toutefois, est que cette situation est d'autant plus improbable que la part des opérations réalisées par la tête de groupe dans le total des opérations du groupe est élevée. Deux arguments permettent de justifier l'intuition. Le premier est évident : plus la part des actifs de la mère dans le bilan consolidé croît et plus le bilan consolidé est proche du bilan de la mère. Le second argument est le suivant. En cas de non-participation de la mère à l'effort de réduction du niveau d'endettement consolidé, l'effort est à consentir par les autres membres du groupe. Dans ce cadre, plus la mère représente une part importante du total consolidé, plus l'effort à consentir par les autres membres du groupe, en vue d'atteindre le ratio de fonds propres cible consolidé, est important, relativement à l'effort requis au niveau du groupe dans son ensemble. La situation dans laquelle un membre d'un groupe assurerait un effort disproportionné eu égard aux efforts consentis par les autres membres étant improbable, notamment parce que la protection légale des actionnaires minoritaires est assurée ou simplement du fait de l'existence de contraintes de coûts, il suit que la validité de la stratégie de test doit croître avec la part des opérations réalisées par la tête de groupe dans le total des opérations du groupe. Sur la base de ces raisonnements, nous excluons de l'échantillon les têtes de groupe dont le total actif représente, par convention, moins de 75% du total actif consolidé.

3.2 Modèle testé

Suivant la littérature existante en banque (Baumann et Nier 2006, par exemple), nous débutons avec le modèle générique suivant :

$$FP_{i,t} = \beta_0 + \sum \beta_j \times Risque_{i,t-1} + \beta_k \times IFRS_{i,t} + \varepsilon_{i,t}, \quad (1)$$

où FP est donné par le rapport de la valeur comptable des fonds propres sur la valeur comptable de l'actif⁹, $\sum Risque$, un ensemble de variables mesurant le risque du portefeuille d'actif des banques, $IFRS$, une variable muette prenant la valeur 1 (0, alternativement) pour

⁹ FP est exprimé en valeur comptable, plutôt qu'en valeur de marché, pour les raisons suivantes. (1) Notre échantillon inclut une majorité de banques non cotées pour lesquelles les données de marché n'existent pas ; (2) les ratios de fonds propres en valeur de marché ont pu être impactés par la transition aux IAS/IFRS, sans que cela ne traduise un changement dans la politique d'endettement ; (3) le ratio de fonds propres en valeur comptable étant fonction de la politique de dividendes, des programmes de rachat/émission d'actions et des politiques opérationnelles conditionnant le niveau d'endettement, il est sous le contrôle direct des dirigeants ; (4) dans une optique stabilité bancaire, enfin, le raisonnement à partir des fonds propres comptables paraît plus juste, étant donné que ceux-ci sont plus proches de la notion de capital disponible pour l'apurement des pertes.

les exercices ouverts à compter de (antérieurement à) la date de transition aux normes comptables internationales dans les comptes consolidés, et $\varepsilon_{i,t}$, le terme d'erreur. Conformément à H_1 , on s'attend à $\beta_k > 0$, toutes choses égales par ailleurs. Conformément, par ailleurs, à la stratégie de test retenue, toutes les variables incluses au modèle testé sont, pour les banques IFRS, extraites des comptes individuels préparés en normes locales sur la période d'étude, de sorte que leur comparabilité est assurée. Enfin, notre échantillon ne comportant que des cas d'adoption obligatoire (formels ou présumés formels) des IAS/IFRS (cf. le point 4.1, *infra*), l'estimation du modèle n'est pas biaisée par le problème d'endogénéité prévalant dans les spécifications fondées sur des cas d'adoption volontaire des normes internationales.

En environnement opaque, le risque réel du portefeuille d'actif est en partie inobservable (si cela n'était pas le cas, la question de la transparence des banques ne se poserait pas). Il est possible, par contre, d'extraire des états financiers des banques opérant en environnement opaque des mesures qui, bien qu'imparfaites, sont raisonnablement corrélées positivement avec le risque réel supporté par les banques. Dans cette étude, nous utilisons comme variables *proxy* de risque, notées $\Sigma Risque_{i,t-1}$, les trois mesures suivantes : (1) le rapport du *cash* sur la somme du *cash* et des actifs pondérables en risque¹⁰, (2) un indicateur reflétant le degré de diversification des activités soutenues par les banques et (3) le rapport de la dotation annuelle à la réserve de dépréciation des crédits douteux sur le total crédit. Bien qu'elles ne constituent vraisemblablement pas les meilleures mesures de risque observables, ces variables sont les seules disponibles pour un nombre suffisamment important de banques.¹¹

Le ratio *Cash / (Cash + Encours pondérables)* renseigne sur le poids des encours non risqués dans le portefeuille d'actif (les avoirs en caisse et assimilés présentent généralement un risque nul ou négligeable). Toutes choses égales par ailleurs, les banques s'exposant à un risque d'actif élevé doivent être celles détenant plus d'encours risqués. Le ratio *Dépréciation des crédits douteux / Total crédit* est utilisé comme variable *proxy* du risque de crédit. Étant donné que l'activité de crédit constitue l'activité principale des banques, on s'attend à ce que les établissements dotés d'un ratio des dépréciations des crédits douteux élevé soient ceux présentant un niveau de risque du portefeuille d'actif élevé. Suivant Stiroh (2004) et Stiroh et Rumble (2006), enfin, l'indicateur de diversification des activités est construit de la façon suivante :

$$Diversification = 1 - \left\{ \left(\frac{|MNI|}{|PNB|} \right)^2 + \left(\frac{|PNC|}{|PNB|} \right)^2 + \left(\frac{|PNB - MNI - PNC|}{|PNB|} \right)^2 \right\}$$

¹⁰ Les encours pondérables en risque correspondent à la définition des « *Earnings assets* » dans *Bankscope*. Ces derniers incluent les crédits consentis à la clientèle et ceux consentis aux établissements de crédit et les titres du portefeuille de *trading* et du portefeuille d'investissement ; ils excluent les avoirs en caisse, en principe non soumis à pondération dans le cadre de Bâle I/Bâle II.

¹¹ L'utilisation des autres mesures de risque pouvant être extraites de *Bankscope* et généralement employées dans la littérature (*Réserve de dépréciation des crédits douteux / Total crédit*, *Encours douteux / Total crédit* ou *Pertes irrécouvrables nettes des montants recouverts / Total crédit*) aurait conduit à une perte d'observations trop importante.

où : MNI est la marge nette d'intérêt, PNC le produit net tiré de la facturation de commissions, PNB le produit net bancaire et $(PNB - MNI - PNC)$ la somme des produits, nets des pertes, tirés des activités de *trading* et de la gestion des portefeuilles titres (dividendes et produits d'intérêt). L'indicateur, borné entre 0 et 0,67, croît avec le degré de diversification des activités réalisées par les banques. La théorie financière enseignant que le risque augmente avec la concentration des activités au sein d'un portefeuille, on s'attend à ce que les banques exposées à un risque d'actif élevé soit celles présentant un score de diversification faible. Alternativement, il est aussi possible qu'une diminution de la part de la marge nette d'intérêt dans le produit net bancaire aille de pair avec un accroissement du risque du portefeuille d'actif. DeYoung et Roland (2001), Stiroh (2004) et Stiroh et Rumble (2006), pour des échantillons nord-américains, et Lepetit et al. (2008), récemment, pour un échantillon européen, trouvent ainsi une association positive entre diversification des sources de revenu et risque. Les raisons généralement avancées pour expliquer cette relation sont les suivantes (DeYoung et Roland 2001, Stiroh 2004, Lepetit et al. 2008) : les produits tirés de l'activité de crédit seraient plus stables que ceux tirés des activités de *trading*, par exemple ; les activités bancaires non traditionnelles seraient davantage consommatrices de coûts fixes, d'où un effet de levier opérationnel accru ; l'expertise requise pour la gestion du risque des activités non traditionnelles serait plus difficile à acquérir.

Revenant maintenant à la structure du modèle testé, la spécification (1), ci-dessus, suppose que, outre la transparence des états financiers publiés par les établissements de crédit, le risque du portefeuille d'actif est le seul déterminant du ratio de fonds propres. En banque, un tel modèle est compatible avec l'existence de la réglementation du capital. Celle-ci imposant aux banques de détenir d'autant plus de fonds propres (comptables) que les risques encourus sont élevés, on s'attend à $\Sigma\beta_j > 0$, toutes choses égales par ailleurs. Les résultats récents de Gropp et Heider (2010), Berger et al. (2009) ou Brewer et al. (2008) sur les déterminants de la structure de capital des banques remettent en cause, cependant, la validité de la spécification (1). Gropp et Heider (2010) trouvent que les variables traditionnellement utilisées par la littérature en finance d'entreprise pour modéliser la structure de capital des non-financières performant identiquement pour expliquer la structure de passif des banques. Pour un échantillon de banques américaines, Berger et al. (2009) constatent que les banques détiennent des fonds propres bien au-delà des minima prudentiels. Pris globalement, ces résultats suggèrent que le niveau de capital détenu par les banques est fonction d'autre chose que la seule contrainte imposée par la réglementation du capital. Au vu des conclusions de ces travaux, nous étendons le modèle (1) et y intégrons des variables de contrôle supplémentaires, en complément des variables de risque définies *supra*. Suivant, entre autres, Gropp et Heider (2010), Berger et al. (2009), Brewer et al. (2008), Flannery et Rangan (2008) et Baumann et Nier (2006), nous incluons au modèle testé les variables suivantes.

- *Le taux de rentabilité de l'actif, mesuré par le rapport du résultat net au total actif (ROA)*. Deux arguments principaux permettent de justifier l'existence d'une relation négative entre ratio de fonds propres et rentabilité : (1) la rentabilité assure une capacité de remboursement des dettes supérieure, d'où un risque de faillite plus faible ; (2) la dette contraint l'incitation des dirigeants à gaspiller le *free cash flow*

dans les firmes rentables.¹² Alternativement, il est possible de justifier l'existence d'une association positive entre ratio de fonds propres et rentabilité. Les firmes les plus rentables, d'une part, ont une capacité de mise en réserve supérieure. D'autre part, à risque d'actif constant, ces firmes peuvent être incitées à détenir plus de fonds propres, en vue de sécuriser le modèle économique générant la rentabilité.

- *La part des actifs liquides dans le total actif (Liquidés)*. Les banques détenant des actifs rapidement cessibles en cas de liquidation font face à des coûts de faillite plus faibles, d'où une capacité d'endettement supérieure. Les actifs liquides, tels que définis dans *Bankscope*, comprennent les avoirs en caisse, les dépôts auprès des banques centrales et des établissements de crédit, les bons du trésor et autres actifs monétaires et les certificats de dépôts. Inversement, les actifs illiquides sont constitués essentiellement des crédits à la clientèle, des participations, des titres détenus à moyen/long terme et des immobilisations.
- *Le logarithme de la taille de l'actif, exprimé en dollars (Ln_TA)*. La taille est susceptible d'affecter à la baisse le ratio de fonds propres pour les raisons suivantes. Il est probable, premièrement, que les plus grandes banques soient mieux à même de se diversifier et qu'elles disposent des procédures de *risk management* les plus sophistiquées, d'où un risque de faillite plus faible et une capacité d'endettement supérieure. Deuxièmement, le coût d'accès au marché actions est plus élevé pour les petites banques (du fait d'un risque informationnel accru), d'où une incitation forte pour celles-ci à détenir à tout moment des fonds propres en excès. Troisièmement, les plus grandes banques étant davantage assurées d'être secourues par le régulateur en cas de difficultés, ces banques font face à une discipline de marché laxiste, d'où plus d'opportunités pour la mise en place d'activités de transfert de risque.¹³
- *Le rapport du produit net bancaire sur le total actif, ajusté du rapport moyen du produit net bancaire sur le total actif dans le secteur bancaire national (Adj_NBP)*. La littérature indique que les banques dotées d'une valeur de franchise élevée optent pour plus de fonds propres, toutes choses égales par ailleurs, en vue de sécuriser le modèle économique générateur de rente (Keeley 1990). Dans la littérature empirique, la valeur de franchise est généralement approximée par le Q de Tobin : si la valeur de marché reflète la valeur d'utilité des actifs et si la valeur comptable est une bonne approximation de la valeur de remplacement, alors le Q renseigne sur la valeur du fonds commercial des banques et donne une indication de la capacité de ces dernières à générer une rente. Dans la mesure où notre échantillon comporte une majorité de banques non cotées pour lesquelles le Q ne peut pas être calculé, nous utilisons comme variable *proxy* (grossière) de la valeur de franchise d'une banque *i* située dans un pays *j* la mesure suivante : $(\text{Produit net bancaire } i / \text{Total actif } i) - \text{Moyenne de}$

¹² Plus précisément, ces arguments sont fondés sur l'existence d'une relation positive entre dette et résultat d'exploitation, lequel est donné par la somme du résultat courant avant impôt et des charges d'intérêt. Dans les banques, le résultat d'exploitation, tel que défini ci-dessus, est toutefois difficile à mesurer.

¹³ Lors de la conduite des tests, il est apparu que l'inclusion au modèle du logarithme de la taille était la source d'anomalies, liées notamment à un problème de multicolinéarité. Pour contrer le problème, nous avons classé les banques en déciles de taille pour chaque année de la période d'étude, avons construit une variable prenant la valeur 0 pour le premier décile, 1 pour le deuxième décile et ainsi de suite jusqu'à la valeur 9 pour le dernier décile, puis avons substitué cette variable au logarithme de la taille, après l'avoir mise à l'échelle de sorte qu'elle prenne une valeur allant de 0 (premier décile) à 1 (dernier décile).

(Produit net bancaire / Total actif) dans l'échantillon total *bankscope* des banques du pays j . Nous travaillons à partir du produit net bancaire, plutôt qu'à partir du résultat net, dans la mesure où celui-ci constituant un quasi-flux de trésorerie, il reflète mieux la capacité des banques à générer une rente. Toutes choses égales par ailleurs, il doit exister une association positive entre FP et Adj_NBP .

Afin d'éviter le biais de simultanéité susceptible d'exister entre détention de fonds propres et variables de contrôle, nous suivons la littérature empirique existante (Gropp et Heider 2009 ; Berger et al. 2009 ; Brewer et al. 2008) et incluons au modèle testé le premier retard des variables de risque et des autres variables de contrôle, excepté pour la variable taille, que nous considérons exogène à FP . Enfin, nos régressions incluent des effets fixes par banque et des effets fixes par année. Les résultats récents de Flannery et Rangan (2006), Lemmon et al. (2008) et, pour les banques, Gropp et Heider (2010) montrent que ce sont surtout les facteurs non observés, invariants dans le temps et propres aux firmes (aux banques) qui déterminent la structure de capital. Dans Gropp et Heider (2010), notamment, la variance de la régression utilisant comme variable expliquée le ratio d'endettement exprimé en valeur comptable est expliquée à hauteur de 92% par les effets fixes ; à l'inverse, les variables de contrôle traditionnelles (pour partie semblables à celles définies ci-dessus) ne contribuent que marginalement au pouvoir explicatif de la régression. Finalement, les variables muettes temporelles permettent de contrôler pour la survenance d'effets d'environnement non observés survenus sur la période d'étude.¹⁴ Tenant compte de l'ensemble de ces développements, le modèle testé devient :

$$\begin{aligned}
 FP_{i,t} = & \beta_0 + \alpha_1 \times IFRS_{i,t} + \beta_1 \times Cash_{i,t-1} + \beta_2 \times DIV_{i,t-1} + \beta_3 \times Dép_{i,t-1} \\
 & + \beta_4 \times ROA_{i,t-1} + \beta_5 \times Liquidés_{i,t-1} + \beta_6 \times Ln(TA)_{i,t} + \beta_7 \times Adj_NBP_{i,t-1} \\
 & + Effets\ fixes_i + Muettes\ temporelles_t + \varepsilon_{i,t}
 \end{aligned} \tag{2}$$

Pour le test des hypothèses H_{1A} à H_{1C} , nous construisons des variables spécifiques (les modalités de construction de ces variables sont présentées dans la partie 5, *infra*), puis faisons interagir ces variables avec la variable muette $IFRS$. Plus précisément, le test des hypothèses H_{1A} à H_{1C} utilise une spécification de la forme suivante :

$$\begin{aligned}
 FP_{i,t} = & \beta_0 + \alpha_1 \times IFRS_{i,t} + \alpha_2 \times Interaction_i + \alpha_3 \times (IFRS_{i,t} \times Interaction_i) \\
 & + \beta_1 \times Cash_{i,t-1} + \beta_2 \times DIV_{i,t-1} + \beta_3 \times Dép_{i,t-1} + \beta_4 \times ROA_{i,t-1} \\
 & + \beta_5 \times Liquidés_{i,t-1} + \beta_6 \times Ln(TA)_{i,t} + \beta_7 \times Adj_NBP_{i,t-1} + Effets\ fixes_i \\
 & + Muettes\ temporelles_t + \varepsilon_{i,t}
 \end{aligned} \tag{3}$$

¹⁴ Il est commun, dans la littérature étudiant les déterminants de la structure de capital des banques, d'inclure au modèle testé le taux de croissance du PIB, afin de contrôler pour le caractère contra-cyclique ou pro-cyclique des ratios de fonds propres bancaires (Ayuso et al. 2004, par exemple). Nous n'incluons pas cette variable à notre modèle, dans la mesure où il est apparu qu'associée aux muettes temporelles, elle est la source de multicollinéarité. La substitution du taux de croissance du PIB aux muettes temporelles ne modifie pas sensiblement les résultats présentés dans la section 5, *infra*.

4 Échantillon et statistiques descriptives

Dans cette section, nous présentons la procédure de constitution de l'échantillon. Le premier point traite de la procédure de constitution de l'échantillon IFRS ; le second point traite de la procédure de constitution des échantillons de contrôle constitués de banques n'ayant pas opté pour les IAS/IFRS sur la période d'étude.

4.1 Échantillon IFRS

Pour constituer l'échantillon IFRS, nous avons procédé comme suit. Partant de la base de données *Bankscope*, nous avons identifié, dans les pays de l'UE15, les banques cotées et non cotées ayant adopté les normes internationales pour la préparation de leurs comptes consolidés à compter du 1^{er} janvier 2005. Les banques étiquetées « IFRS » sont celles pour lesquelles les données renseignées dans *Bankscope* sur la période d'étude figurent sur deux lignes distinctes : « *International Financial Reporting Standards (IFRS)* », pour la période post-transition au référentiel international, et « *Local GAAP* », pour la période pré transition. Cette première sélection est ensuite débarrassée des banques ayant aussi adopté les normes internationales pour la présentation de leurs comptes individuels, soit que cette adoption ait été imposée (cas de l'Italie, par exemple), soit que cette adoption ait été choisie (cas des pays où les législations nationales permettent une telle option pour les comptes sociaux). À ce stade, les banques conservées dans l'échantillon IFRS sont celles pour lesquelles les données relatives aux comptes individuels renseignées dans *Bankscope* figurent sur la seule ligne « *Local GAAP* » entre 2002 et 2008. La procédure permet d'obtenir un total de 188 groupes bancaires cotés et non cotés, localisés dans neuf pays de l'Union Européenne (Allemagne, Autriche, Belgique, Danemark, Finlande, France, Luxembourg, Pays-Bas et Suède), pour lesquels l'intégralité des données requises est disponible et dont les comptes individuels de la tête de groupe sont préparés conformément aux normes comptables locales applicables dans le pays d'implantation du siège social.

Notre stratégie de test repose sur la capacité des comptes individuels des têtes de groupe à refléter les changements de politique managériale en matière d'endettement décidés pour un groupe dans son ensemble. On l'a vu (cf. le point 3.1, *supra*), cette capacité est discutable lorsque la tête de groupe agit en tant que *holding*. Hormis ce cas évident, nous avons conclu à ce que la validité de la stratégie de test doive croître avec la part des opérations réalisées par la tête de groupe dans le total des opérations du groupe. Suivant ces raisonnements, nous éliminons, d'une part, les établissements qualifiés de *Bank Holding Companies* par *Bankscope*. D'autre part, nous ne conservons dans l'échantillon final IFRS que les têtes de groupe pour lesquelles la moyenne du total actif sur les trois ans précédant l'adoption des IAS/IFRS représente (par convention) au moins 75% de la moyenne du total actif consolidé sur cette période.¹⁵ Après l'application de ces filtres et l'élimination (1) des banques ne

¹⁵ À ce stade, un problème est que l'actif des têtes de groupe comprend la valeur comptable des participations dans les filiales. Cela peut biaiser à la hausse le calcul du ratio des actifs de la tête de groupe sur le total des actifs du groupe. Mettons un *holding* A dont l'actif est constitué exclusivement de participations pour une valeur de 300. L'intégration des bilans des filiales dans les comptes consolidés établis par A fait apparaître un total actif de 900. Il suit un ratio des opérations de la société mère dans le total des opérations du groupe de 33%. Le *holding* n'ayant, cependant, aucune activité opérationnelle (il se contente de gérer les participations), le ratio devrait être de 0%. Pour éviter l'incidence de ce biais, nous avons procédé au re-calcul des ratios en excluant du

rentrant pas dans la catégorie des banques commerciales, des caisses d'épargne et des autres institutions de crédit et (2) de celles pour lesquelles il est impossible de disposer d'au moins deux annuités de données complètes avant et une annuité de données complète après la date d'adoption des IAS/IFRS, il reste un total de 85 groupes bancaires (495 observations banque/année), localisés dans huit des neuf pays de l'UE15 cités précédemment.¹⁶ Notons, enfin, que nous avons éliminé de l'échantillon les banques coopératives dans la mesure où, du fait de la non séparabilité des statuts de créanciers résiduels et de créanciers non résiduels dans ces établissements, l'incitation de ces banques à transférer des risques est nulle en théorie (Esty 1997a, 1997b).

Les tableaux 1 et 2 donnent le détail de la composition de l'échantillon IFRS par type d'adoptant, par date d'adoption des IAS/IFRS, par pays et par année. Pour identifier les dates de transition aux normes IAS/IFRS, nous nous sommes basés sur la structure des données renseignées dans *Bankscope* relativement à l'item « *Accounting Standards* ». Une banque est identifiée comme ayant adopté les IAS/IFRS à compter de 2005, par exemple, si l'année des dernières données au format « *Local GAAP* » est 2004 et si l'année des premières données au format « *International Financial Reporting Standards (IFRS)* » complet est 2005.¹⁷

L'échantillon IFRS, par ailleurs, est constitué de cas d'adoption obligatoire (formelle, présumée ou anticipée) des normes comptables internationales. En cela, nos régressions sont insensibles au biais de sélection de l'échantillon susceptible d'exister si les tests avaient porté sur des cas d'adoption volontaire des normes IAS/IFRS. Les cas d'adoption obligatoire formelle concernent, en 2005, les banques dont les actions sont cotées sur un marché réglementé, en 2007, les banques dont les titres de dette sont admis à la cote d'un marché réglementé dans un état membre de l'UE, et en 2006, les banques belges non cotées. Les cas d'adoption obligatoire présumée concernent les banques IFRS filiales des groupes passés obligatoirement aux normes comptables internationales. La transition aux IAS/IFRS est présumée obligatoire dans la mesure où il est vraisemblable que l'adoption des normes internationales par ces banques ait été imposée par leur tête de groupe (par exemple en vue de faciliter l'établissement des comptes consolidés ou le contrôle interne). Les cas d'adoption obligatoire anticipée concernent les banques contraintes d'opter pour les normes IAS/IFRS en 2007 mais ayant choisi d'appliquer ces normes par anticipation en 2005 ou en 2006.¹⁸

Le tableau 3, Panel A, enfin, présente les statistiques descriptives des variables incluses au modèle testé pour cet échantillon. Afin de minimiser l'incidence des valeurs extrêmes, nous avons substitué aux valeurs extrêmes des variables (à savoir les valeurs inférieures au 1^{er}

total actif des têtes de groupe la valeur des participations (item « *Equity investments* » dans *Bankscope*). Dans deux cas seulement, les deux procédures de calcul du ratio mènent à des résultats divergents.

¹⁶ Afin de maximiser la taille de l'échantillon IFRS, nous avons, lorsque les états financiers des banques étaient disponibles en ligne, complété à la main la base de données en cas d'informations manquantes dans *Bankscope*.

¹⁷ Dans certains cas, des données au format IFRS sont renseignées au titre du dernier exercice d'adoption des normes comptables locales. Ces données font référence aux états financiers *proforma* de l'exercice précédant la première année d'adoption des IAS/IFRS et constituent, dans la majorité des cas, des données partiellement pro formatées, du fait de l'usage par les banques de l'option permettant l'exemption d'appliquer les normes IAS 32, IAS 39 et IFRS 4 pour la préparation des états financiers *pro forma* antérieurs à ceux du premier exercice d'adoption des IAS/IFRS.

¹⁸ Le découpage de l'échantillon n'est pas aussi strict : certains établissements, à la fois filiales de groupes passés obligatoirement aux IAS/IFRS et émetteurs de titres de dette admis à la cote d'un marché réglementé, peuvent être qualifiés d'adoptants obligatoires présumés et d'adoptants obligatoires par anticipation.

centile et supérieures au 99^{ème} centile) la valeur du 1^{er} centile ou celle du 99^{ème} centile, le cas échéant, de cette variable.¹⁹

4.2 Échantillons de contrôle

Pour neutraliser l'incidence que pourrait avoir sur la variable expliquée d'éventuels facteurs d'environnement non liés à l'adoption des IAS/IFRS, mais survenus aux dates du changement de référentiel comptable, il est nécessaire de compléter l'échantillon IFRS par un échantillon de contrôle constitué de banques présentant leurs états financiers en application de mêmes normes de *reporting* sur la période d'étude. Ce sous échantillon est constitué de la façon suivante. Partant de l'ensemble des banques localisées dans les pays représentés au sein du sous échantillon IFRS (pour rappel : Allemagne, Autriche, Belgique, Danemark, Finlande, France, Luxembourg, Pays-Bas et Suède), nous débutons par éliminer (1) les établissements ayant changé de référentiel comptable sur la période d'étude (à savoir les banques incluses à l'échantillon IFRS), (2) ceux ne rentrant pas dans la catégorie des banques commerciales, des caisses d'épargne, des *holding* bancaires et des autres institutions de crédit et (3) ceux pour lesquels il est impossible de disposer d'au moins cinq annuités de données successives sur la période 2002-2008.²⁰ On dispose alors (1) de banques non cotées présentant des comptes consolidés mais non contraintes d'opter pour les IAS/IFRS (par exemple parce que leurs titres de capital et de dette ne sont pas admis à la cote d'un marché réglementé dans un état membre de l'UE), (2) de banques présentant des comptes consolidés, situées dans des pays où la législation autorisait l'usage des IAS/IFRS avant 2005 et ayant opté volontairement pour les IAS/IFRS avant 2005 (cas de certaines banques allemandes et autrichiennes, notamment) et, principalement, (3) de banques ne présentant pas de comptes consolidés (c'est-à-dire des établissements ne formant pas de groupe) et n'ayant pas opté pour les IAS/IFRS pour la présentation de leurs comptes individuels, soit que cette possibilité est prohibée par la législation nationale, soit que cette possibilité est permise mais non appliquée.

À ce stade, un problème est que l'échantillon ainsi constitué intègre les filiales des groupes passés aux IAS/IFRS sur la période d'étude. Cela est préjudiciable, dans la mesure où les politiques managériales de ces sociétés ont pu être affectées par la transition de leur groupe aux normes internationales. Cette hypothèse, fondée sur l'intuition légitime que la stratégie d'un groupe est déclinée au niveau de l'ensemble de ses membres, implique que le *benchmark* constitué ne sert plus sa fonction de contrôle pour la survenance d'événements non liés aux IAS/IFRS. Pour illustrer nos propos, mettons qu'une banque B soit contrôlée par un groupe A ayant adopté les normes IAS/IFRS pour la présentation de ses comptes consolidés. Mettons encore que le passage aux IAS/IFRS ait permis un exercice plus efficace de la discipline de marché et qu'en conséquence, le groupe ait été contraint de détenir plus de fonds propres, toutes choses égales par ailleurs. Si l'effort de réduction du niveau d'endettement est consenti par chacun des membres à l'intérieur du groupe, alors le ratio de fonds propres de la banque B, incluse initialement au *benchmark*, est affecté par le passage au nouveau référentiel comptable.

¹⁹ Les valeurs extrêmes des variables taille et diversification n'ont pas été neutralisées.

²⁰ Cette procédure assure de disposer de banques *benchmark* dotées d'au moins quatre annuités de données « centrées » sur l'une des trois dates d'adoption des IAS/IFRS, à savoir 2005 (fenêtre 2002-2006), 2006 (fenêtre 2003-2007) et 2007 (fenêtre 2004-2008). Du fait de l'inclusion au modèle testé du premier retard de certaines variables de contrôle, nous imposons cinq annuités successives de données.

Tableau 1 – Composition de l'échantillon IFRS, par pays, par type d'adoptant et par date d'adoption

	Adoptant 2005			Adoptant 2006			Adoptant 2007		Total
	Banques cotées	Banque non cotée + Filiale de groupe contraint d'opter pour les IFRS	Banque non cotée + Émettrice de dette contrainte d'opter pour les IFRS en 2007	Banques belges non cotées	Banque non cotée + Filiale de groupe contraint d'opter pour les IFRS	Banque non cotée + Émettrice de dette contrainte d'opter pour les IFRS en 2007	Banque non cotée + Filiale de groupe contraint d'opter pour les IFRS	Banque non cotée + Émettrice de dette	
	<i>Adoption obligatoire formelle</i>	<i>Adoption obligatoire présumée</i>	<i>Adoption obligatoire anticipée</i>	<i>Adoption obligatoire formelle</i>	<i>Adoption obligatoire présumée</i>	<i>Adoption obligatoire anticipée</i>	<i>Adoption obligatoire présumée</i>	<i>Adoption obligatoire formelle</i>	
Autriche	1	1				1	1	3	7
Belgique				8					8
Danemark	7	3	1		1	1			13
Finlande	2				1			1	4
France	7	13			4		3	4	31
Allemagne	2	1	1		1	1	2	7	15
Luxembourg		1			2				3
Suède	1	1					2		4
Total	20	20	2	8	9	3	8	15	85

Le tableau présente la composition de l'échantillon IFRS, par type d'adoptant. Les cas d'adoption obligatoire formelle des IAS/IFRS concernent, en 2005, les banques émettant des titres de capital cotés sur un marché réglementé, en 2006, les banques belges non cotées et, en 2007, les banques dont les titres de dette sont admis à la cote d'un marché réglementé dans un état membre de l'UE. Les cas d'adoption obligatoire présumée concernent les filiales de groupes ou membres de réseaux contraints d'opter pour les IAS/IFRS. La transition aux IAS/IFRS est présumée obligatoire dans la mesure où il vraisemblable que l'adoption des normes internationales par ces banques ait été imposée par leur tête de groupe (par exemple en vue de faciliter l'établissement des comptes consolidés ou le contrôle interne). Les cas d'adoption obligatoire anticipée concernent les banques contraintes de passer aux IAS/IFRS en 2007, du fait que leurs titres de dette sont admis à la cote d'un marché réglementé, mais ayant choisi d'appliquer par anticipation le référentiel international. Enfin, notons que beaucoup des filiales de groupes passés aux IFRS (cas d'adoption obligatoire présumée) sont également émettrices de titres de dette cotés sur un marché réglementé (cas d'adoption obligatoire formelle).

Tableau 2 – Composition des échantillons, par pays et par année

Panel A – Composition des échantillons, par pays (échantillon IFRS et Benchmarks)

	Échantillon IFRS						Benchmark 1			Benchmark 2			Benchmark 3		
	Nb. banques	Total obs. banque / année	En %	Adoptant 2005 Obs. banque / année	Adoptant 2006 Obs. banque / année	Adoptant 2007 Obs. banque / année	Nb. banques	Obs. banque / année	En %	Nb. banques	Obs. banque / année	En %	Nb. banques	Obs. banque / année	En %
Autriche	7	40	8,1	10	6	24	30	169	12,9	7	36	7,8	7	36	5,7
Belgique	8	43	8,7	-	43	-	7	39	3,0	7	39	8,5	1	5	0,8
Danemark	13	78	15,8	66	12	-	48	284	21,7	13	77	16,7	1	6	0,8
Finlande	4	24	4,9	12	6	6	-	-	-	-	-	-	-	-	-
France	31	179	36,3	113	24	42	47	271	20,7	31	179	38,8	17	98	15,4
Allemagne	15	90	18,2	24	12	54	64	380	29,0	15	87	18,9	77	455	71,5
Luxembourg	3	16	3,2	5	11	-	12	67	5,1	3	18	3,9	5	30	4,7
Suède	4	23	4,7	12	-	11	17	101	7,7	4	24	5,2	1	6	0,8
Total	85	493		242	114	137	225	1 311		80	460		109	636	

(Tableau 2, suite)

Panel B – Composition des échantillons, par année (échantillon IFRS et benchmarks)

	Echantillon IFRS				Benchmark 1	Benchmark 2	Benchmark 3
	Total Obs. banque / année	Adoptant 2005 Obs. banque / année	Adoptant 2006 Obs. banque / année	Adoptant 2007 Obs. banque / année	Obs. banque / année	Obs. banque / année	Obs. banque / année
2003	79	39	18	22	217	76	104
2004	85	42	20	23	221	77	106
2005	85	41	20	23	224	79	108
2006	84	41	20	23	224	79	108
2007	83	41	20	23	224	79	108
2008	77	38	16	23	201	70	102
Total	493	242	114	137	1 311	460	636

L'échantillon IFRS compte un total de 493 observations banque/observation. Pour constituer l'échantillon IFRS, nous sommes partis des banques référencées dans *Bankscope* remplissant les conditions suivantes : (1) être situer dans les pays de l'UE15 ayant permis et/ou requis l'adoption des IAS/IFRS à compter du 1^{er} janvier 2005, (2) avoir adopté les IAS/IFRS pour la présentation des comptes consolidés et (3) n'avoir pas opté pour les IAS/IFRS pour la présentation des comptes individuels. Puis ont été exclus de cette sélection : (1) les *holdings* bancaires, (2) les banques dont le total actif de la tête de groupe représente moins de 75% du total actif consolidé et (3) les banques pour lesquelles il est impossible de disposer d'au moins deux annuités de données avant et d'une annuité de données après la date d'adoption des IAS/IFRS. Les échantillons de contrôle incluent des banques n'ayant pas opté pour les IAS/IFRS sur la période d'étude et opérant dans le même environnement que les banques IFRS, à condition qu'elles ne soient pas membre d'un groupe passé aux IAS/IFRS. Une banque est incluse à l'un des *benchmarks* s'il est possible de disposer d'au moins cinq annuités de données successives sur la période 2002-2008. Le *Benchmark 1* (1 311 observations banque/année) est construit de telle sorte que la proportion par pays des banques dans le *benchmark* initial équivaut à celle de l'échantillon IFRS. Pour les pays où le nombre théorique de banques à inclure au *benchmark* initial est supérieur au nombre de banques disponibles dans le *benchmark 1*, la totalité des banques du *benchmark* initial du pays est intégrée au *Benchmark 1*. Le *Benchmark 2* (460 observations banque/année) est constitué comme suit. À chaque banque IFRS, il est associé la banque du *Benchmark* initial située dans le même pays et la plus proche en termes de taille. Pour les pays où le nombre de banques *benchmark* initial est inférieur au nombre de banques IFRS, la totalité des banques *benchmark* initial du pays est intégrée au *Benchmark 2*. Pour constituer le *benchmark 3*, nous n'avons conservé que les établissements du *benchmark* initial dont la taille est au moins égale à la valeur du premier quartile de taille dans l'échantillon IFRS.

Pour neutraliser l'incidence de ce biais, une deuxième étape va consister à éliminer du *benchmark* les banques contrôlées directement ou indirectement par un groupe bancaire passé aux IAS/IFRS sur la période d'étude. Pour identifier les banques à conserver dans l'échantillon de contrôle, nous utilisons les données relatives à la structure de propriété renseignées dans *Bankscope* et procédons comme suit. Sont conservés dans l'échantillon : (1) les établissements dont le capital est détenu à 50% au moins par un même actionnaire, lorsque cet actionnaire n'opère pas dans le secteur bancaire (cas d'une filiale bancaire d'un groupe industriel) ; (2) les établissements contrôlés à 50% au moins par une banque n'ayant pas opté pour les IAS/IFRS sur la période d'étude (cas d'une filiale de banque américaine, par exemple) ; (3) les établissements dont le capital est détenu à moins de 50% par une banque ayant opté pour les IAS/IFRS sur la période d'étude. Sont exclus de l'échantillon : (1) les établissements contrôlés à 50% au moins par une banque passant aux IAS/IFRS sur la période d'étude ; (2) les banques pour lesquelles aucune information sur la structure de propriété n'est communiquée dans la base de données. *In fine*, il reste un total de 364 établissements (2 121 observations banque/année) pour la constitution des échantillons de contrôle.

L'échantillon de contrôle initial ainsi obtenu présente deux inconvénients. D'une part, il est surreprésenté en banques allemandes. Dans cet échantillon, l'Allemagne (la France) concentre 39% (13%) des observations contre 18% (36%) des observations de l'échantillon IFRS. D'autre part, la taille moyenne (médiane) dans l'échantillon IFRS est de 17,19M€ (17,54M€), contre 1,57M€ (2,62M€) seulement dans le *benchmark*.²¹ Le manque d'homogénéité entre échantillon IFRS et échantillon de contrôle peut poser problème si, dans les banques des pays surreprésentés dans le *benchmark*, par exemple, il est survenu des événements affectant les ratios de fonds propres et coïncidant avec les dates d'adoption des normes internationales dans l'échantillon IFRS. Pareillement, il est possible que soient survenus, dans l'échantillon total, des événements affectant les ratios de fonds propres et coïncidant avec les dates d'adoption des IAS/IFRS mais dont seuls les petites banques (les grandes banques) ont été sensibles. Afin de limiter l'influence que pourraient avoir ces établissements sur les résultats des tests, nous proposons de constituer les trois échantillons de contrôle suivants.

Pour la formation du *benchmark 1*, nous procédons comme suit. Nous débutons par calculer la proportion des banques par pays dans l'échantillon IFRS puis, pour chaque pays j , nous incluons au *benchmark 1* un nombre N de banques égal au produit formé par le nombre total de banques composant le *benchmark* initial et la proportion des banques du pays j dans l'échantillon IFRS. Plus précisément, nous sélectionnons de manière aléatoire parmi la population des banques *benchmark* du pays j le nombre N obtenu pour ce pays. Lorsque, pour un pays j , le nombre N de banques est supérieur au nombre de banque dans le *benchmark* initial, nous incluons au *benchmark 1* la totalité des banques du *benchmark* initial pour ce pays (cas de la Belgique, du Danemark et de la France). Par exemple, l'Allemagne regroupe 17,7% des banques de l'échantillon IFRS ; étant donné que 364 banques composent le *benchmark* initial, nous incluons au *benchmark 1* 64 ($364 \times 17,7\%$) banques allemandes sélectionnées de manière aléatoire parmi les 139 banques allemandes du *benchmark* initial. La France regroupant 36,4% des banques de l'échantillon IFRS, il faudrait inclure au *benchmark 1* un total de 132 ($364 \times 36,4\%$) banques françaises. Dans la mesure, toutefois, où le *benchmark* initial ne compte que 43 banques françaises, nous n'incluons au *benchmark 1* que

²¹ Nous avons substitué aux valeurs extrêmes des variables (à savoir les valeurs inférieures au 1^{er} centile et supérieures au 99^{ème} centile) la valeur du 1^{er} centile ou celle du 99^{ème} centile, le cas échéant, de cette variable.

les 43 banques françaises du *benchmark initial*. Cette procédure assure de disposer d'un échantillon de contrôle plus homogène en localisation à l'échantillon IFRS. Le Tableau 2, Panel A, indique que, dans le *benchmark 1*, l'Allemagne ne représente plus que 29% des observations (contre 39% dans le *benchmark initial*) ; la France, qui concentre 36% des observations de l'échantillon IFRS, concentre 21% des observations du *benchmark 1* (contre 13% dans le *benchmark initial*).

Pour la constitution du *benchmark 2*, nous procédons de la façon suivante. À chaque banque de l'échantillon IFRS, il est associé la banque du *Benchmark initial* située dans le même pays et la plus proche en termes de taille, la taille étant mesurée par la moyenne du total actif exprimé en dollars sur la période d'étude. Dans les pays où le nombre de banques *benchmark initial* est inférieur au nombre de banques IFRS (cas de la Belgique), la totalité des banques du *benchmark initial* du pays est intégrée au *Benchmark 2*. Cette procédure assure de disposer d'un échantillon de contrôle homogène en localisation et plus homogène en taille à l'échantillon IFRS. Le Tableau 2, Panel A, indique que, dans le *benchmark 2*, l'Allemagne ne représente plus que 19% des observations (contre 39% dans le *benchmark initial*) ; la France, à l'inverse, concentre maintenant 39% des observations du *benchmark 2* (contre 13% dans le *benchmark initial*). Par ailleurs, le Tableau 3, Panel C, indique que la taille moyenne (médiane) des banques du *benchmark 2* équivaut à 6,20M€ (6,78M€), contre 1,57M€ (2,62M€) dans le *benchmark initial* et 17,19M€ (17,54M€) dans l'échantillon IFRS.

Pour constituer le *benchmark 3*, nous n'avons conservé que les établissements du *benchmark initial* dont la taille est supérieure à la valeur du premier quartile de taille dans l'échantillon IFRS (la taille est mesurée par la moyenne du total actif exprimé en dollars sur la période d'étude). Cette procédure assure de disposer d'un échantillon de contrôle plus homogène en taille à l'échantillon IFRS. Le Tableau 3, Panel D, indique que la taille moyenne (médiane) des banques du *benchmark 3* équivaut à 10,64M€ (9,06M€), contre 1,57M€ (2,62M€) dans le *benchmark initial* et 17,19M€ (17,54M€) dans l'échantillon IFRS.

5 Résultats

Les résultats des tests sont présentés dans le Tableau 4, Panel A (échantillon IFRS + *benchmark 1*), Panel B (échantillon IFRS + *benchmark 2*) et Panel C (échantillon IFRS + *benchmark 3*). Les modèles estimés consistent à régresser le ratio de fonds propres des banques sur des variables raisonnablement corrélées positivement avec le risque du portefeuille d'actif, d'autres variables de contrôle de la structure de capital, des effets fixes par banque, des effets fixes par année et la variable explicative *IFRS*. La variable *IFRS* est une variable muette prenant la valeur 1 pour les exercices ouverts post-adoption des normes comptables internationales et 0 pour les exercices ouverts pré adoption, ainsi que pour les observations relatives à des banques n'ayant pas opté pour les IAS/IFRS sur la période d'étude. Les tableaux présentent les coefficients de régression estimés *via* une méthodologie de panel à effets fixes et, entre parenthèses, les valeurs des statistiques *t* basées sur la matrice des variances des résidus corrigée pour l'hétéroscédasticité et l'autocorrélation.

Tableau 3 – Statistiques descriptives des variables incluses aux modèles testés***Panel A – Échantillon IFRS***

Variables	N	Moyenne	Écart-type	Quartile 1	Médiane	Quartile 3	Min	Max
<i>FP</i>	493	0,0635	0,0534	0,0333	0,0505	0,0695	0,0114	0,4014
<i>Cash</i>	493	0,0114	0,0168	0,0012	0,0050	0,0134	0,0000	0,0971
<i>Div</i>	493	0,4316	0,1433	0,3441	0,4642	0,5338	0,0251	0,6643
<i>Dep</i>	493	0,0045	0,0102	0,0000	0,0020	0,0059	-0,0197	0,0588
<i>ROA</i>	493	0,0080	0,0090	0,0024	0,0054	0,0106	-0,0095	0,0418
<i>Liquides</i>	493	0,2567	0,1835	0,1088	0,2131	0,3658	0,0076	0,8923
<i>Ln(TA)</i>	493	16,66	1,94	15,30	16,68	17,80	12,09	21,34
<i>Adj_NBP</i>	493	-0,0181	0,0291	-0,0360	-0,0249	-0,0075	-0,0545	0,1101

Panel B – Benchmark 1

Variables	N	Moyenne	Écart-type	Quartile 1	Médiane	Quartile 3	Min	Max
<i>FP</i>	1 311	0,1028	0,0732	0,0519	0,0761	0,1378	0,0114	0,4014
<i>Cash</i>	1 311	0,0181	0,0221	0,0049	0,0123	0,0208	0,0000	0,1141
<i>Div</i>	1 311	0,4047	0,1255	0,3310	0,4111	0,4994	0,0114	0,6641
<i>Dep</i>	1 311	0,0067	0,0108	0,0009	0,0051	0,0098	-0,0197	0,0588
<i>ROA</i>	1 311	0,0081	0,0087	0,0020	0,0053	0,0125	-0,0095	0,0418
<i>Liquides</i>	1 311	0,2060	0,2018	0,0688	0,1325	0,2788	0,0044	0,8923
<i>Ln(TA)</i>	1 311	14,21	1,71	12,95	14,41	15,45	9,02	19,20
<i>Adj_NBP</i>	1 311	-0,0071	0,0254	-0,0209	-0,0119	-0,0015	-0,0545	0,1101

(Tableau 3, suite)

Panel C – Benchmark 2

Variables	N	Moyenne	Écart-type	Quartile 1	Médiane	Quartile 3	Min	Max
<i>FP</i>	460	0,0796	0,0624	0,0459	0,0648	0,0949	0,0114	0,4014
<i>Cash</i>	460	0,0112	0,0173	0,0023	0,0048	0,0134	0,0000	0,1141
<i>Div</i>	460	0,4227	0,1487	0,3405	0,4616	0,5247	0,0114	0,6636
<i>Dep</i>	460	0,0045	0,0096	0,0006	0,0021	0,0067	-0,0197	0,0588
<i>ROA</i>	460	0,0068	0,0081	0,0021	0,0047	0,0093	-0,0095	0,0418
<i>Liquides</i>	460	0,2565	0,2217	0,0793	0,1719	0,4334	0,0044	0,8923
<i>Ln(TA)</i>	460	15,64	1,49	14,47	15,73	16,75	11,97	20,19
<i>Adj_NBP</i>	460	-0,0148	0,0272	-0,0278	-0,0222	-0,0080	-0,0545	0,1101

Panel D – Benchmark 3

Variables	N	Moyenne	Écart-type	Quartile 1	Médiane	Quartile 3	Min	Max
<i>FP</i>	636	0,0532	0,0282	0,0399	0,0504	0,0605	0,0114	0,3285
<i>Cash</i>	636	0,0128	0,0138	0,0026	0,0119	0,0190	0,0000	0,1141
<i>Div</i>	636	0,3815	0,1277	0,3207	0,3885	0,4636	0,0177	0,6651
<i>Dep</i>	636	0,0068	0,0092	0,0017	0,0055	0,0095	-0,0197	0,0588
<i>ROA</i>	636	0,0026	0,0030	0,0010	0,0021	0,0036	-0,0095	0,0320
<i>Liquides</i>	636	0,2203	0,2001	0,0822	0,1509	0,2914	0,0044	0,8923
<i>Ln(TA)</i>	636	16,18	0,78	15,63	16,02	16,50	14,89	20,19
<i>Adj_NBP</i>	636	-0,0168	0,0199	-0,0262	-0,0196	-0,0114	-0,0545	0,1101

Les variables sont définies comme suit. *FP* est le rapport de la valeur comptable des fonds propres sur le total actif ; *Cash* est le rapport des avoirs en caisse sur la somme des avoirs en caisse et des actifs pondérables en risque ; *Div* est un score de diversification des activités ; *Dep* est le rapport de la dépréciation annuelle des crédits douteux sur le total des crédits ; *ROA* est la rentabilité de l'actif ; *Ln(TA)* est le logarithme du total actif, exprimé en dollars ; *Liquides* est le rapport des actifs liquides, tels que définis dans *Bankscope*, sur le total actif ; *Adj_NBP* est le rapport du produit net bancaire au total actif, ajusté pour le rapport moyen du produit net bancaire au total actif dans le secteur bancaire national. Les données, extraites de *Bankscope*, couvrent la période 2002-2008.

- Test de l'hypothèse H_1 -

Les Colonnes (1) du Tableau 4, Panels A, B et C présentent les résultats obtenus pour le test de l'hypothèse H_1 , selon laquelle l'adoption par les banques des normes comptables internationales doit accompagner une hausse des ratios de fonds propres, toutes choses égales par ailleurs. Pour un seul des trois *benchmarks* utilisés, l'hypothèse apparaît vérifiée : le coefficient sur la variable IFRS ressort significativement positif au seuil de 5% en cas de recours au *benchmark 1* (Panel A) et positif mais non significatif aux seuils usuels en cas de recours aux *benchmark 2* (Panel B) et *benchmark 3* (Panel C). Les écarts importants de significativité obtenue sur le coefficient de la variable IFRS entre les trois échantillons tendent à indiquer que les résultats du test de H_1 sont sensibles à l'échantillon de contrôle utilisé, ce qui révèle la difficulté à constituer un *benchmark* pertinent.

Afin d'asseoir davantage la robustesse de nos conclusions, nous présentons, dans le Tableau 5, les résultats des régressions utilisant comme variable expliquée une mesure alternative du ratio de fonds propres, à savoir le rapport des fonds propres sur les actifs pondérables en risque. Ces derniers sont donnés par la différence entre le total actif et la somme de la valeur des immobilisations corporelles, des immobilisations incorporelles, des actifs d'impôt différés et des avoirs en caisse – ou, alternativement, par la somme des crédits à la clientèle et des autres actifs opérationnels (item « *Other earnings assets* » dans *Bankscope*). La Colonne (1) du Tableau 5 présente les résultats du test de H_1 pour les échantillons totaux IFRS + *benchmark 1* (Panel A), IFRS + *benchmark 2* (Panel B) et IFRS + *benchmark 3* (Panel C). Les résultats sont globalement conformes à ceux obtenus précédemment : la variable *IFRS* ressort significativement positive (au seuil de 5%) en cas de recours au *benchmark 1* mais non différente de zéro en cas de recours au *benchmark 2* et au *benchmark 3*, confirmant ainsi la sensibilité des résultats à l'échantillon de contrôle retenu pour la conduite des tests.

- Test de l'hypothèse H_{1A} -

Les résultats précédents ne permettent pas de conclure clairement quant à l'effet du passage aux IAS/IFRS sur les ratios de fonds propres, vraisemblablement parce que l'ampleur de l'effet diffère suivant certaines caractéristiques des banques. Un moyen d'apporter des conclusions claires consiste à rechercher l'effet gouvernance là où on s'attend à ce qu'il soit le plus fort. L'hypothèse H_{1A} , fondée sur l'intuition selon laquelle la qualité de l'information comptable n'a d'importance qu'en présence d'apporteurs de ressource incités à discipliner la prise de risque, prédit que l'incidence positive de la transition aux IAS/IFRS sur les ratios de fonds propres doit croître avec la soumission des banques à la discipline de marché. Pour mesurer le degré de soumission des banques à la discipline de marché, nous utilisons les deux variables suivantes : le ratio des dettes subordonnées sur le total des dettes et le ratio des dépôts-clients (assurés) sur le total des dettes. Les détenteurs de dette subordonnée sont particulièrement enclins à discipliner la prise de risque, ce pour les motifs suivants. D'une part, ils ne bénéficient pas de la couverture procurée par l'assurance des dépôts ; d'autre part, ils sont placés en dernier rang des créanciers à désintéresser à cas de faillite bancaire.

Tableau 4 – Effet du passage aux IAS/IFRS sur les ratios de fonds propres bancaires

Panel A – Résultats des tests utilisant le benchmark 1 comme échantillon de contrôle

	Variable dépendante : FP / Total actif						
	Colonne (1)	Colonne (2)	Colonne (3)	Colonne (4)	Colonne (5)	Colonne (6)	Colonne (7)
<i>const</i>	0,1833*** 8,24	0,1892*** 6,08	0,1814*** 7,96	0,1834*** 8,26	0,1835*** 8,25	0,1873*** 7,81	0,1871*** 7,85
<i>Cash</i>	-0,1568** -1,99	-0,1588* -1,74	-0,1553* -1,94	-0,1585** -2,02	-0,1560** -1,98	-0,1543** -1,98	-0,1536** -1,98
<i>Div</i>	0,0184 1,48	-0,0041 -0,33	0,0191 1,37	0,0173 1,38	0,0176 1,41	0,0178 1,36	0,0176 1,33
<i>Dép</i>	0,1250 1,34	0,1880 1,34	0,1512 1,48	0,1234 1,33	0,1125 1,21	0,1345 1,42	0,1339 1,41
<i>ROA</i>	0,8175*** 4,02	1,1852*** 4,56	0,8328*** 3,86	0,8286*** 4,09	0,8189*** 4,07	0,7954*** 3,70	0,7955*** 3,70
<i>Liquides</i>	0,0079 0,50	0,0146 0,57	0,0091 0,55	0,0077 0,49	0,0073 0,46	0,0101 0,62	0,0105 0,64
<i>Ln(TA)</i>	-0,2016*** -4,68	-0,2014*** -3,81	-0,2018*** -4,54	-0,2011*** -4,67	-0,2007*** -4,65	-0,2060*** -4,55	-0,2056*** -4,60
<i>Adj_NBP</i>	0,2484* 1,82	0,2592 1,18	0,2743* 1,86	0,2401* 1,74	0,2520* 1,86	0,2366* 1,65	0,2410* 1,69
IFRS (1)	0,0067** 2,52	0,0086* 1,81	0,0111*** 4,05	0,0093*** 3,14	0,0103*** 3,72	0,0086** 2,46	0,0056* 1,96
IFRS*Subdebt (2)		-0,0067 -1,06					
(1) + (2) = 0 [p-val.]		[0,504]					
IFRS*Custdep (3)			-0,0160*** -3,01				
(1) + (3) = 0 [p-val.]			[0,355]				
IFRS*franch.val (4)				-0,0066 -1,61			
(1) + (4) = 0 [p-val.]				[0,459]			
IFRS*fin.health (5)					-0,0110** -2,17		
(1) + (5) = 0 [p-val.]					[0,881]		
IFRS*FVA_1 (6)						-0,0036 -0,78	
(1) + (6) = 0 [p-val.]						[0,163]	
IFRS*FVA_2 (7)							0,0031 0,76
(1) + (7) = 0 [p-val.]							[0,115]
Effets fixes / banque	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes / année	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
N	1 804	1 350	1 737	1 804	1 804	1 716	1 716
R ² ajusté	0,925	0,891	0,920	0,925	0,925	0,928	0,928

*, **, *** indique un test significatif au seuil de 10%, 5% et 1%, respectivement.

Tableau 4 (suite)

Panel B – Résultats des tests utilisant le benchmark 2 comme échantillon de contrôle

	Variable dépendante : FP / Total actif						
	Colonne (1)	Colonne (2)	Colonne (3)	Colonne (4)	Colonne (5)	Colonne (6)	Colonne (7)
<i>const</i>	0,1942*** 3,57	0,1995*** 2,96	0,1924*** 3,49	0,1943*** 3,58	0,1953*** 3,59	0,1974*** 3,45	0,1977*** 3,49
<i>Cash</i>	-0,1067 -1,01	-0,0965 -0,99	-0,1103 -0,90	-0,1150 -1,09	-0,1027 -0,96	-0,1038 -1,00	-0,1006 -1,00
<i>Div</i>	0,0098 1,05	0,0122 1,10	0,0086 0,85	0,0071 0,76	0,0084 0,90	0,0110 1,11	0,0103 1,05
<i>Dép</i>	0,3062*** 3,13	0,3426** 2,38	0,2868*** 3,01	0,3023*** 3,06	0,2718*** 2,77	0,3007*** 3,02	0,2956*** 2,93
<i>ROA</i>	0,8684*** 3,39	1,1546*** 4,33	0,8769*** 3,57	0,8958*** 3,61	0,8619*** 3,47	0,8696*** 3,34	0,8684*** 3,35
<i>Liquides</i>	-0,0124 -0,71	-0,0240 -1,08	-0,0140 -0,80	-0,0127 -0,74	-0,0142 -0,83	-0,0133 -0,74	-0,0127 -0,72
<i>Ln(TA)</i>	-0,1880** -2,41	-0,1987** -2,15	-0,1854** -2,30	-0,1871** -2,40	-0,1873** -2,40	-0,1911** -2,36	-0,1913** -2,39
<i>Adj_NBP</i>	-0,0674 -0,77	-0,1645 -1,40	-0,0653 -0,77	-0,0952 -1,12	-0,0545 -0,66	-0,0758 -0,84	-0,0670 -0,76
IFRS (1)	0,0018 0,72	0,0081*	0,0064**	0,0061*	0,0061**	0,0030	-0,0001 -0,03
IFRS*Subdebt (2)		-0,0122** -2,03					
(1) + (2) = 0 [p-val.]		[0,220]					
IFRS*Custdep (3)			-0,0192*** -2,99				
(1) + (3) = 0 [p-val.]			[0,149]				
IFRS*franch.val (4)				-0,0109*** -2,59			
(1) + (4) = 0 [p-val.]				[0,136]			
IFRS*fin.health (5)					-0,0130** -2,19		
(1) + (5) = 0 [p-val.]					[0,142]		
IFRS*FVA_1 (6)						-0,0023 -0,47	
(1) + (6) = 0 [p-val.]						[0,829]	
IFRS*FVA_2 (7)							0,0047 0,99
(1) + (7) = 0 [p-val.]							[0,225]
Effets fixes / banque	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes / année	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
N	953	804	925	953	953	931	931
R ² ajusté	0,921	0,869	0,921	0,922	0,921	0,921	0,922

*, **, *** indique un test significatif au seuil de 10%, 5% et 1%, respectivement.

Tableau 4 (suite)

Panel C – Résultats des tests utilisant le benchmark 3 comme échantillon de contrôle

	Variable dépendante : FP / Total actif						
	Colonne (1)	Colonne (2)	Colonne (3)	Colonne (4)	Colonne (5)	Colonne (6)	Colonne (7)
<i>const</i>	0,1012*** 5,89	0,1080*** 5,50	0,1018*** 5,90	0,1024*** 5,90	0,1025*** 6,04	0,1023*** 6,00	0,1021*** 5,98
<i>Cash</i>	-0,2324 -1,57	-0,2057 -1,46	-0,2561 -1,49	-0,2408 -1,62	-0,2314 -1,55	-0,2403 -1,63	-0,2417 -1,62
<i>Div</i>	0,0033 0,34	0,0019 0,18	0,0015 0,14	0,0002 0,02	0,0018 0,18	0,0016 0,17	0,0020 0,21
<i>Dép</i>	0,1179 1,06	0,1034 0,80	0,0870 0,82	0,1146 1,04	0,0870 0,82	0,1603 1,54	0,1660 1,56
<i>ROA</i>	0,4131 1,17	0,6967** 2,05	0,3992 1,20	0,4492 1,31	0,4053 1,19	0,4260 1,21	0,4260 1,21
<i>Liquides</i>	-0,0170 -0,87	-0,0318 -1,62	-0,0208 -1,08	-0,0178 -0,92	-0,0192 -1,01	-0,0163 -0,82	-0,0160 -0,81
<i>Ln(TA)</i>	-0,0804*** -3,01	-0,0915*** -3,05	-0,0787*** -2,85	-0,0810*** -3,02	-0,0798*** -2,99	-0,0851*** -3,24	-0,0852*** -3,22
<i>Adj_NBP</i>	0,1642 1,30	0,0658 0,52	0,1724 1,40	0,1320 1,04	0,1814 1,49	0,1524 1,21	0,1488 1,16
IFRS (1)	0,0011 0,39	0,0083 1,38	0,0090** 2,42	0,0064 1,53	0,0072* 1,95	0,0020 0,63	0,0013 0,34
<i>IFRS*Subdebt (2)</i>		-0,0124 -1,55					
(1) + (2) = 0 [p-val.]		[0,200]					
<i>IFRS*Custdep (3)</i>			-0,0233*** -4,22				
(1) + (3) = 0 [p-val.]			[0,001]				
<i>IFRS*franch.val (4)</i>				-0,0110** -2,23			
(1) + (4) = 0 [p-val.]				[0,150]			
<i>IFRS*fin.health (5)</i>					-0,0116** -2,01		
(1) + (5) = 0 [p-val.]					[0,304]		
<i>IFRS*FVA_1 (6)</i>						-0,0030 -0,61	
(1) + (6) = 0 [p-val.]						[0,817]	
<i>IFRS*FVA_2 (7)</i>							-0,0023 -0,52
(1) + (7) = 0 [p-val.]							[0,652]
Effets fixes / banque	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes / année	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
N	1 129	985	1 100	1 129	1 129	1 124	1 124
R ² ajusté	0,847	0,781	0,848	0,848	0,848	0,852	0,852

*, **, *** indique un test significatif au seuil de 10%, 5% et 1%, respectivement.

Tableau 4 (suite)

Les données, extraites de *Bankscope*, couvrent la période 2002-2008. La variable dépendante est donnée par le rapport des fonds propres sur le total actif. Les variables indépendantes comprennent des variables de contrôle du risque du portefeuille d'actif, d'autres variables de contrôle et la variable explicative *IFRS*. Nous utilisons, comme variables *proxy* du risque d'actif, les trois mesures observables suivantes : (1) le ratio des avoirs en caisse sur la somme des avoirs en caisse et des actifs pondérables en risque, *Cash*, (2) un indicateur de diversification des activités, *DIV*, construit à partir de la structure du compte de résultat des banques, et (3) le rapport de la dotation nette annuelle à la réserve de dépréciation des crédits douteux sur le total des crédits, *Dép*. Les autres variables de contrôle incluent le taux de rentabilité de l'actif, *ROA*, la part des actifs liquides dans le total actif, *Liquides*, le logarithme de la taille exprimée en dollars, *Ln(TA)*, et le rapport du produit net bancaire sur le total actif, ajusté du rapport moyen du produit net bancaire sur le total actif dans le secteur bancaire national. La variable *IFRS* est une variable muette prenant la valeur 1 pour les exercices ouverts post-transition aux normes IAS/IFRS dans les banques ayant adopté ces normes pour la présentation des comptes consolidés ; la variable prend la valeur 0 pour les exercices comptables ouverts pré-transition dans ces banques et pour les observations relatives à des banques n'ayant pas adopté les normes internationales sur la période d'étude. *Subdebt*, *Custdep*, *franch.val*, *Fin.health* et *FVA* sont des variables de rang appréciant la position des banques dans la distribution (le découpage est opéré en quartiles) du ratio moyen des dettes subordonnées, des dépôts-clients, de la valeur de franchise, du rapport des fonds propres aux encours pondérables en risque et du poids dans le bilan des instruments financiers à la juste valeur sur les trois ans précédant la transition aux IAS/IFRS. Tous les modèles incluent des effets fixes par banque et des effets fixes par année. Le tableau présente les coefficients de régression obtenus de l'estimation d'un panel à effets fixes et, entre parenthèses, les valeurs des statistiques *t* basées sur la matrice des variances des résidus corrigée pour l'hétéroscédasticité et l'autocorrélation.

Les déposants, à l'inverse, bénéficient de la protection du garant des dépôts, d'où une incitation faible à supporter le coût du *monitoring* de la prise de risque.²²

Sur ces bases, nous procédons comme suit pour le test de H_{1A} . Pour les banques de l'échantillon IFRS, nous calculons la moyenne, sur les trois ans précédant la transition aux normes comptables internationales, du ratio des dettes subordonnées et du ratio des dépôts-clients.^{23, 24} Ainsi, pour une banque adoptant les IAS/IFRS à compter de 2005, il est fait la moyenne de ces ratios sur la période 2002-2004. Pour définir la période de référence au titre de laquelle estimer la moyenne de ces ratios dans l'échantillon de contrôle, nous affectons, à chaque banque du *benchmark*, une date théorique d'adoption des IAS/IFRS, puis faisons la moyenne des variables *proxy* de la soumission à la discipline de marché sur les trois ans de la période de référence retenue. Une fois le calcul de la moyenne du ratio des dettes subordonnées et des dépôts-clients effectué pour l'ensemble des banques de l'échantillon, nous classons les banques (IFRS et non-IFRS) en quartiles suivant l'intensité de la soumission à la discipline de marché. Pour les dettes subordonnées (les dépôts-clients), le premier quartile comprend les banques dotées d'un ratio des dettes subordonnées élevé (d'un ratio des

²² Des mécanismes explicites d'assurance des dépôts existent dans tous les pays de l'échantillon. Cependant, le montant garanti des dépôts est en principe plafonné, ce qui implique que la variable utilisée ne mesure qu'imparfaitement la proportion des dépôts assurés dans le total des dettes. Ne disposant pas d'informations sur la proportion des dépôts assurés dans le total des dépôts levés par les banques, nous utilisons le ratio des dépôts envers la clientèle comme variable *proxy* du ratio des dépôts assurés.

²³ Le choix de mesurer la soumission à la discipline de marché sur la période précédant la transition aux IAS/IFRS, plutôt que sur la totalité de la période d'étude, est justifié par le fait que nous sommes intéressés à apprécier l'intensité de la discipline de marché à la date du changement de normes comptables.

²⁴ Pour les banques IFRS, nous utilisons les données des comptes consolidés, plutôt que les données des comptes individuels, dans la mesure où les effets à attendre du passage aux IAS/IFRS dépendent des caractéristiques du groupe ayant adopté les IAS/IFRS.

Tableau 5 – Effet du passage aux IAS/IFRS sur les ratios de fonds propres bancaires
Mesure alternative de la variable dépendante

	Variable dépendante : FP / Actif pondérable en risque						
	Colonne (1) <i>IFRS seulement</i>	Colonne (2) <i>Interaction = Subdebt</i>	Colonne (3) <i>Interaction = Custdep</i>	Colonne (4) <i>Interaction = franch.val</i>	Colonne (4) <i>Interaction = fin.health</i>	Colonne (5) <i>Interaction = FVA_1</i>	Colonne (6) <i>Interaction = FVA_2</i>
Panel A – Benchmark 1							
<i>IFRS</i>	0,0052** 2,18	0,0058 1,61	0,0108*** 3,92	0,0088*** 3,26	0,0100*** 3,63	0,0073* 1,89	0,0051 1,60
<i>IFRS*Interaction</i>		-0,0028 -0,54	-0,0200*** -3,44	-0,0087* -1,88	-0,0144** -2,10	-0,0039 -0,81	-0,0005 0,16
Variables de contrôle	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes / banque	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes / année	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
N	1 804	1 350	1 737	1 804	1 804	1 716	1 716
R ² ajusté	0,927	0,901	0,923	0,927	0,928	0,930	0,930
Panel B – Benchmark 2							
<i>IFRS</i>	0,0006 0,22	0,0059 1,47	0,0066** 2,01	0,0058* 1,78	0,0058* 1,74	0,0019 0,41	0,0001 0,01
<i>IFRS*Interaction</i>		-0,0084* -1,66	-0,0245*** -3,57	-0,0133*** -2,72	-0,0157* -1,93	-0,0025 -0,46	0,0013 0,33
Variables de contrôle	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes / banque	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes / année	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
N	953	804	925	953	953	931	931
R ² ajusté	0,926	0,876	0,927	0,927	0,927	0,927	0,927
Panel C – Benchmark 3							
<i>IFRS</i>	-0,0012 -0,54	0,0037 1,03	0,0072** 2,30	0,0040 1,24	0,0069* 1,85	0,0002 0,06	-0,0025 -0,85
<i>IFRS*Interaction</i>		-0,0068 -1,46	-0,0249*** -4,15	-0,0109** -2,15	-0,0155** -2,39	-0,0041 -0,86	0,0027 0,69
Variables de contrôle	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes / banque	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes / année	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
N	1 129	985	1 100	1 129	1 129	1 124	1 124
R ² ajusté	0,886	0,855	0,889	0,888	0,888	0,893	0,893

*, **, *** indique un test significatif au seuil de 10%, 5% et 1%, respectivement.

Les données, extraites de *Bankscope*, couvrent la période 2002-2008. La variable dépendante est donnée par le rapport des fonds propres sur le total des actifs pondérables en risque. Les autres variables sont telles que définies précédemment. Tous les modèles incluent des effets fixes par banque et des effets fixes par année. Le tableau présente les coefficients de régression obtenus de l'estimation d'un panel à effets fixes et, entre parenthèses, les valeurs des statistiques *t* basées sur la matrice des variances des résidus corrigée pour l'hétéroscédasticité et l'autocorrélation.

dépôts-clients faible), de sorte que l'intensité de la discipline de marché décroît avec l'appartenance des banques aux quartiles supérieurs de la distribution.^{25, 26} Nous mettons ensuite à l'échelle les variables traduisant l'appartenance aux quartiles en créant deux variables *Subdebt* (pour dette subordonnée) et *Custdep* (pour dépôts-clients) allant de zéro (premier quartile) à un (dernier quartile), puis faisons interagir ces variables avec la variable *IFRS*.²⁷ L'inclusion de la variable d'interaction au modèle testé implique (1) que le coefficient obtenu sur la variable *IFRS* capture l'effet du passage aux IAS/IFRS sur le ratio de fonds propres dans les banques les plus soumises à la discipline de marché (à savoir, les banques financées par beaucoup de dettes subordonnées et celles financées par peu de dépôts-clients) et (2) que le coefficient obtenu sur la variable *IFRS*×*Interaction* capture l'effet incrémental de la transition aux IAS/IFRS suivant l'insoumission à la discipline de marché. Conformément à H_{1A} , on s'attend à un coefficient négatif sur la variable d'interaction.

Les résultats des tests utilisant *Subdebt* et *Custdep* comme variables d'interaction sont présentés, respectivement, dans les Colonnes (2) et (3) du Tableau 4, Panel A (échantillon IFRS + *benchmark 1*), Panel B (échantillon IFRS + *benchmark 2*) et Panel C (échantillon IFRS + *benchmark 3*). Les résultats obtenus sur la variable *IFRS***Subdebt* sont les suivants. Le coefficient de la variable apparaît, comme prédit, toujours négatif mais non significatif aux seuils usuels, excepté en cas de recours au *benchmark 2* (significativité au seuil de 5%). Par ailleurs, l'inclusion au modèle de la variable d'interaction tend à accroître le niveau de significativité du coefficient (positif) obtenu sur la variable *IFRS*. L'utilisation du ratio des dépôts-clients comme mesure de la soumission à la discipline de marché aboutit à des résultats plus probants. Dans les Panels A, B et C, du Tableau 4, le coefficient de la variable d'interaction *IFRS***Custdep* ressort significativement négatif aux seuils de 1%. Par ailleurs, le coefficient de la variable *IFRS* ressort significativement positif (aux seuils de 1%, 5% et 5% dans les Panels A, B et C, respectivement) après l'inclusion de la variable d'interaction au modèle testé. Ces résultats, insensibles au *benchmark* utilisé et non attribuables à un problème de multicolinéarité entre les variables *IFRS* et *IFRS***Custdep*, confirment que l'effet positif du passage aux normes IAS/IFRS sur les ratios de fonds propres diminue avec l'insoumission des banques à la discipline de marché.²⁸

²⁵ Plus précisément, nous procédons de la façon suivante. Nous débutons par calculer, dans l'échantillon IFRS et pour chaque pays j de l'échantillon, la proportion des adoptants des normes internationales en 2005, 2006 et 2007. Puis, dans l'échantillon *benchmark*, nous répartissons de manière aléatoire les banques du pays j dans l'un des trois groupes de date au prorata du nombre d'adoptants IFRS en 2005, 2006 et 2007 dans ce pays. Par exemple, si le pays j compte 50% d'adoptant IFRS en 2005, 20% d'adoptant IFRS en 2006, 30% d'adoptant IFRS en 2007 et 50 banques *benchmark*, ces dernières sont réparties comme suit : 25 banques, sélectionnées de manière aléatoire parmi les 50 banques du *benchmark*, sont affectées au groupe correspondant à l'année d'adoption (théorique) 2005 ; 10 banques, sélectionnées de manière aléatoire parmi les 25 banques du *benchmark*, sont affectées au groupe des adoptants (théoriques) en 2006 ; 15 banques, sélectionnées de manière aléatoire parmi les 50 banques du *benchmark*, sont affectées au groupe des adoptants (théoriques) en 2007. Enfin, il est fait, pour les adoptants théoriques en 2005, 2006 et 2007, la moyenne des variables *proxy* de la soumission à la discipline de marché sur les périodes 2002-2004, 2003-2005 et 2004-2006, respectivement.

²⁶ L'intégralité de la procédure présentée *supra* (définition d'une période de référence, calcul de la moyenne des ratios sur la période de référence et classement des banques en quartiles) est reconduite pour chacun des trois échantillons totaux, de sorte que l'appartenance des banques aux quartiles de soumission à la discipline de marché varie suivant l'échantillon de contrôle utilisé pour les tests.

²⁷ Nous n'incluons pas au modèle testé les variables *Subdebt* et *Custdep* parce qu'elles sont la source d'une multicolinéarité parfaite, du fait de l'incorporation au modèle des effets fixes par banque.

²⁸ Ces résultats sont conformes à Baumann et Nier (2006), notamment, lesquels trouvent que l'effet positif de la transparence des banques (approximée par un indice mesurant la quantité d'informations communiquées sur

Les résultats obtenus en cas d'utilisation du ratio des fonds propres aux actifs pondérables en risque comme variable expliquée (Tableau 5, Colonnes (2) et (3) des Panels A, B et C) sont similaires à ceux obtenus précédemment. Enfin, nous obtenons des résultats (non présentés) sensiblement équivalents lorsque les variables *Subdebt* et *Custdep* sont construites sous forme de variables muettes prenant la valeur 0 (la valeur 1) pour les observations relatives aux banques situées au-delà du ratio médian des dettes subordonnées (en deçà du ratio médian des dettes subordonnées) et en deçà du ratio médian des dépôts-clients (au-delà du ratio médian des dépôts-clients).²⁹ Pareillement, nous obtenons des résultats (non présentés) sensiblement équivalents lorsque le découpage en quartiles de la distribution du ratio moyen des dettes subordonnées et des dépôts-clients est effectué au niveau du seul échantillon IFRS, plutôt qu'au niveau des échantillons totaux (échantillon IFRS + *benchmarks* 1, 2 ou 3).

- Test de l'hypothèse H_{1B} -

Outre l'hypothèse H_{1A} , l'hypothèse H_{1B} prédit que l'effet positif du passage aux IAS/IFRS sur le niveau d'adéquation des fonds propres doit être plus fort dans les banques fragiles financièrement et dans celles dotées d'une valeur de franchise faible. Dans ces banques, en effet, l'incitation des dirigeants à soutenir des activités de transferts de risque est exacerbée. Nous approximons la santé financière par le ratio des fonds propres aux actifs pondérables en risque (cf. la définition du ratio *supra*). Bien qu'elle ne constitue vraisemblablement pas la meilleure mesure possible du risque de défaut des banques, cette variable a l'avantage (1) de pouvoir être construite pour la totalité des banques de l'échantillon et (2) de tendre vers le ratio de fonds propres prudentiel pondéré en risque, lequel est fréquemment utilisé dans la littérature comme indicateur de la fragilité financière des banques. Nous approximons la valeur de franchise d'une banque i situé dans un pays j (c'est à dire sa capacité à générer une rente) par le taux de PNB ajusté, donné par : $(\text{Produit net bancaire}_i / \text{Total actif}_i) - \text{Moyenne de } (\text{Produit net bancaire} / \text{Total actif}) \text{ dans l'échantillon total } \textit{bankscope} \text{ des banques du pays } j$. Ici encore, bien que cette variable ne constitue vraisemblablement pas la meilleure mesure possible de la valeur de franchise, elle présente l'avantage de pouvoir être construite pour la totalité des banques de l'échantillon.

Nous adoptons, pour le test de H_{1B} , une procédure identique à celle retenue précédemment. Après avoir calculé la moyenne du ratio *Fonds propres / Actifs pondérables* et le taux de PNB ajusté sur la période de trois ans précédant l'adoption (l'adoption théorique) des IAS/IFRS dans l'échantillon IFRS (dans les échantillons *benchmark*) et classé les banques en quartiles suivant la santé financière et la valeur de franchise, nous créons deux variables *fin.health* (pour santé financière) et *franch.val* (pour valeur de franchise) allant de zéro à un, puis faisons interagir ces variables avec la variable *IFRS*. Les variables *fin.health* et *franch.val* prennent la valeur 0 pour les observations relatives aux banques situées dans le premier quartile de la distribution du ratio *Fonds propres / Actifs pondérables* et du taux de PNB ajusté, de sorte que l'incitation aux transferts de risque diminue avec l'appartenance des banques aux

l'exposition au risque) sur les ratios de fonds propres décline avec la probabilité que celles-ci soient secourues en cas de difficulté.

²⁹ Dans l'échantillon total « IFRS + *benchmark* 3 », le coefficient de la variable d'interaction *IFRS* × *Custdep* n'est pas significativement différent de zéro (aux seuils usuels) lorsque la variable *Custdep* est construite sous forme d'une variable muette prenant la valeur 0 (la valeur 1) pour les observations relatives aux banques situées en deçà du ratio médian des dépôts-clients (au-delà du ratio médian des dépôts-clients).

quartiles supérieurs de la distribution. De même que précédemment, enfin, cette procédure est reconduite pour chacun des trois échantillons totaux. Conformément à H_{1B} , on s'attend à un coefficient négatif sur les variables d'interaction $IFRS \times fin.health$ et $IFRS \times franch.val$.

Les résultats des tests utilisant *franch.val* comme variable d'interaction sont présentés dans la Colonne (4) du Tableau 4, Panel A (échantillon IFRS + *benchmark 1*), Panel B (échantillon IFRS + *benchmark 2*) et Panel C (échantillon IFRS + *benchmark 3*). Conformément à H_{1B} , les coefficients sur la variable d'interaction $IFRS \times franch.val$ ressortent significativement négatifs au seuil de 1% et de 5% dans les Panels B et C du Tableau 4 ; le coefficient n'apparaît pas être différent de zéro (aux seuils de significativité usuels) en cas de recours au *benchmark 1*. Toutefois, les résultats apparaissent ici sensibles à la façon de mesurer la variable d'interaction. Notamment, les coefficients obtenus sur la variable $IFRS \times franch.val$ n'apparaissent pas être différents de zéro lorsque le découpage en quartiles de la distribution du taux de produit net bancaire ajusté est effectué au niveau de l'échantillon IFRS, plutôt qu'au niveau des échantillons totaux. Les résultats du Tableau 5 (variable expliquée : *Fonds Propres / Encours pondérables*), Colonne (4) des Panels A, B et C, sont dans la lignée de ceux qui viennent d'être discutés : les coefficients de régression obtenus sur la variable d'interaction $IFRS \times FV$ ressortent significativement négatifs aux seuils usuels dans chacun des trois panels.

Les résultats des tests utilisant *fin.health* comme variable d'interaction sont présentés dans la Colonne (5) du Tableau 4, Panel A (échantillon IFRS + *benchmark 1*), Panel B (échantillon IFRS + *benchmark 2*) et Panel C (échantillon IFRS + *benchmark 3*). Conformément à H_{1B} , les coefficients sur la variable d'interaction $IFRS \times fin.health$ ressortent significativement négatifs (au seuil de 5%) dans chacun des trois Panels du Tableau 4. Par ailleurs, après l'inclusion de la variable d'interaction au modèle testé, le coefficient de la variable *IFRS* ressort significativement positif (aux seuils de 1%, 5% et 10% dans les Panels A, B et C, respectivement), ce qui confirme l'hypothèse selon laquelle l'effet positif du passage aux IAS/IFRS est plus fort dans les banques les plus incitées à transférer des risques (à savoir, celles les plus fragiles financièrement). Les résultats du Tableau 5 (variable expliquée : *Fonds Propres / Encours pondérables*), Colonne (5) des Panels A, B et C, sont dans la lignée de ceux qui viennent d'être discutés. Enfin, nous obtenons des résultats (non présentés) sensiblement équivalents lorsque la variable *fin.health* est construite sous forme d'une variable muette prenant la valeur 0 (la valeur 1) pour les observations relatives à des banques situées en deçà du ratio médian *Fonds Propres / Encours pondérables* (au-delà du ratio médian *Fonds Propres / Encours pondérables*). Pareillement, les résultats obtenus (non présentés) sont globalement équivalents lorsque le découpage en quartiles de la distribution du ratio *Fonds Propres / Encours pondérables* est effectué au niveau du seul échantillon IFRS, plutôt qu'au niveau des échantillons totaux.³⁰

- Test de l'hypothèse H_{1C} -

Pour finir, l'hypothèse H_{1C} prédit que l'effet positif du passage aux IAS/IFRS sur le ratio de fonds propres doit être plus fort dans les banques dotées de beaucoup d'instruments financiers

³⁰ Dans l'échantillon total « IFRS + *benchmark 2* », le coefficient de la variable d'interaction $IFRS \times fin.health$ n'est pas significativement différent de zéro (aux seuils usuels) lorsque le découpage en quartiles de la distribution du ratio moyen du ratio *FP / Encours pondérables* est effectué au niveau de l'échantillon IFRS.

à la juste valeur et opérant à proximité du point de défaut réglementaire. C'est dans ces banques, en effet, que la hausse du risque réglementaire induite par l'adoption de la comptabilité en juste valeur doit être plus forte. Nous mesurons le poids dans le bilan des instruments financiers à la juste valeur par le rapport des titres sur le total actif. Bien que tous les titres ne soient pas valorisés à la juste valeur (cas des actifs détenus jusqu'à échéance), la majorité de ceux-ci sont valorisés à leur juste valeur en application d'IAS 39 (cas des actifs et passifs détenus à des fins de transaction et des actifs disponibles à la vente).

Nous adoptons, pour le test de H_{1C} , une procédure identique à celle retenue précédemment. Après avoir calculé la moyenne du ratio *Titres / Total bilan* sur la période de trois ans précédant l'adoption (l'adoption théorique) des IAS/IFRS dans l'échantillon IFRS (dans les échantillons *benchmark*) et classé les banques en quartiles suivant le poids des instruments financiers à la juste valeur, nous créons une variable *FVA_1* allant de zéro à un, puis faisons interagir cette variable avec la variable *IFRS*. La variable *FVA_1* prend la valeur 0 pour les observations relatives aux banques situées dans le premier quartile de la distribution du ratio *Titres / Total bilan*, de sorte que l'usage de la comptabilité en juste valeur augmente avec l'appartenance des banques aux quartiles supérieurs de la distribution. De même que précédemment, enfin, cette procédure est reconduite pour chacun des trois échantillons totaux. Conformément à H_{1C} , on s'attend à un coefficient positif sur la variable d'interaction *IFRS*×*FVA_1*. Parallèlement à *FVA_1*, nous créons une variable *FVA_2* prenant la valeur 1 pour les observations situées simultanément au-delà du ratio médian *Titres / Total bilan* et en deçà du ratio de fonds propres médian. Conformément à H_{1C} , on s'attend à un coefficient positif sur la variable d'interaction *IFRS*×*FVA_2*.

Les résultats des tests utilisant *FVA_1* et *FVA_2* comme variables d'interaction sont présentés dans les Colonnes (6) et (7) des Tableaux 4 et 5, Panel A (échantillon IFRS + *benchmark 1*), Panel B (échantillon IFRS + *benchmark 2*) et Panel C (échantillon IFRS + *benchmark 3*). Les résultats obtenus sont nettement en défaveur de l'hypothèse selon laquelle l'introduction de la comptabilité en juste valeur dans les banques, en augmentant la volatilité des fonds propres prudentiels et le risque de violation des minima réglementaires, a incité les dirigeants des banques à réduire leur risque d'endettement. Quel que soit le *benchmark* utilisé, en effet, le coefficient obtenu sur les variables *FVA_1* ou *FVA_2* ne ressort jamais significativement positif aux seuils usuels.

6 Conclusion

Les résultats obtenus dans cette étude sont globalement conformes à l'hypothèse selon laquelle l'adoption obligatoire des normes comptables IAS/IFRS, en permettant un exercice plus efficace de la discipline de marché, a contraint les banques à opérer avec plus de fonds propres, toutes choses égales par ailleurs. Ces résultats tiennent après contrôle pour le risque du portefeuille d'actif, pour un ensemble de variables classiquement mobilisées dans la littérature empirique traitant des déterminants de la structure de capital et pour la survenance de facteurs non observés survenus à proximité des dates d'adoption des IAS/IFRS, *via* l'inclusion à l'échantillon final de banques locales n'ayant pas opté pour les normes internationales sur la période d'étude.

Ces résultats doivent être lus avec précaution, toutefois. Premièrement, s'ils sont conformes à l'hypothèse d'une stabilité accrue des banques en environnement IFRS, ils n'excluent pas la possibilité que certaines dispositions des normes internationales (notamment celles liées à la comptabilité en juste valeur) aient contribué à l'instabilité récente des secteurs bancaires (Plantin et al. 2008 ; Allen et Carletti 2008). Deuxièmement, l'effet gouvernance de l'adoption des normes internationales étant identifié au niveau des têtes de groupe IFRS, il ne peut pas être exclu la possibilité qu'au niveau des groupes dans leur ensemble, le passage au référentiel international n'ait eu aucun effet sur la politique d'adéquation des fonds propres aux risques. Une telle situation est cependant peu probable. De fait, si le passage aux IAS/IFRS est sans incidence sur la politique d'adéquation des fonds propres au niveau des groupes, comment expliquer que leurs membres aient ajusté, avec coûts et pour un résultat d'ensemble nul au final, leur ratio de fonds propres ? Troisièmement, la stratégie de test utilisée, si elle permet de contrer le problème posé par le biais technique du changement de normes comptables sur la variable expliquée, aboutit à la constitution d'un échantillon IFRS de taille relativement petite. Malgré ces réserves, nos résultats contribuent à éclairer le débat portant sur les incidences économiques de l'introduction des normes comptables internationales dans les banques.

7 Bibliographie

- Allen, F., Carletti, E. (2008). Mark-to-market accounting and liquidity pricing. *Journal of Accounting and Economics*, 45 (2-3): 358-378.
- Ayuso, J., Perez, D., Saurina, J. (2004). Are capital buffers procyclical? Evidence from Spanish panel data. *Journal of Financial Intermediation*, 13 (2): 249-264.
- Ball, R. (2006). International Financial Reporting Standards (IFRS): Pros and cons for investors. Lecture at the Institute of Chartered Accountants in England and Wales, 8 Septembre 2005.
- Banque de France (2005). Les conséquences du passage aux normes IFRS dans les groupes bancaires français. Étude du rapport annuel de la commission bancaire, 2005.
- Barth, M., Landsman, W., Wahlen, J. (1995). Fair value accounting: effects on banks' earning volatility, regulatory capital and contractual cash flows. *Journal of Banking and Finance*, 19 (3-4): 577-605.
- Barth, M. (2004). Fair values and financial statement volatility. In *The market discipline across countries and industries* (Eds, Borio, C., Hunter, W., Kaufman, G. Tsatsaronis, K.). Cambridge, MA: MIT Press.
- Barth, M., Landsman, W., Lang, M. (2008). International accounting standards and accounting quality. *Journal of Accounting Research*, 46 (3): 467-498.
- Baumann, U., Nier, E. (2006). Market discipline, disclosure, and moral hazard in banking. *Journal of Financial Intermediation*, 15 (3): 332-361.
- Beatty, A., Chamberlain, S., Magliolo, J. (1995). Managing financial reports of commercial banks: The influence of taxes, regulatory capital, and earnings. *Journal of Accounting Research*, 33 (2).

- Berger, A., DeYoung, R., Flannery, M., Lee, D., Öztekin, Ö. (2009). How do large banking organizations manage their capital ratios? *Journal of Financial Services Research*, 34 (2-3): 123-149.
- Bleck, A., Liu, X. (2007). Market transparency and the accounting regime, *Journal of Accounting Research*, 45 (2): 229-256.
- Brewer, E., Kaufman, G., Wall, L. (2008). Bank capital ratios across countries: Why do they vary? *Journal of Financial Services Research*, 34 (2-3): 177-201.
- Brüggenmann, U., Hitz, J., Sellhorn, T. (2010). Intended and unintended consequences of mandatory IFRS adoption: Review of extant evidence and suggestions for future research. Document de travail disponible sur : http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1684036.
- Bushman, R., Smith, A. (2001). Financial accounting information and corporate governance. *Journal of Accounting Economics*, 32 (1-3): 237-333.
- Bushman, R., Williams, C. (2007). Bank transparency, loan loss provisioning behaviour, and risk-shifting. Document de travail, Université North Carolina.
- Committee of European Banking Supervisors (2006). The impact of IAS/IFRS on banks' regulatory capital and main balance sheet items. Document de travail.
- Dahl, D., Shrieves, R. (2003). Discretionary accounting and the behaviour of Japanese banks under financial duress. *Journal of Banking and Finance*, 27 (7): 1219-1243.
- Daske H. (2006). Economic benefits of adopting IFRS or US GAAP – Have the expected cost of equity capital really decreased ? *Journal of Business Finance and Accounting*, 33 (3-4): 329-373.
- Daske H., Hail L., Leuz C., Verdi R. (2008). Mandatory IFRS reporting around the world: early evidence on the economic consequences. *Journal of Accounting Research*, 46 (5): 1085-1142.
- DeYoung, R., Roland, K. (2001). Product mix and earnings volatility at commercial banks: Evidence from a degree of total leverage model. *Journal of Financial Intermediation*, 10 (1): 54–84.
- Esty B. (1997a). Organizational form and risk taking in the savings and loan industry. *Journal of Financial Economics*, 44 (1): 25-55.
- Esty B. (1997b). A case study of organizational form and risk shifting in the savings and loan industry. *Journal of Financial Economics*, 44 (1): 57-76.
- Feng, M., Gramlich, J., Gupta, S. (2009). Special purpose vehicles: Empirical evidence on determinants and earnings management. *Accounting Review*, 84 (6).
- Fernandez, A., Gonzalez, F. (2005). How accounting and auditing systems can counteract risk-shifting of safety-nets in banking: some international evidence. *Journal of Financial Stability*, 1 (4): 466-500.
- Fitch (2005). IFRS and their implications for bank analysis and analytical spreadsheets. Document de travail, Fitch Ratings, novembre 2005.
- Fitch (2006). Bank securitisation: IFRS versus Basel II – Risk transfer revealed. Document de travail, Fitch Ratings, juillet 2006.

- Flannery, M., Rangan, K. (2008). What caused the bank capital build-up of the 1990s? *Review of Finance*, 12 (2): 391-429.
- Furlong F., Kwan, S. (2005). Market-to-book, charter value, and bank risk-taking – A recent perspective. Document de travail, Federal Reserve Bank of San Francisco.
- Gebhardt, G., Reichhardt, R, Wittenbrinck, C. (2004). Accounting for financial instruments in the banking industry: Conclusions from a simulation model. *European Accounting Review*, 13 (2): 341-371.
- Gropp, R., Heider, F. (2010). The determinants of bank capital structure. *Review of Finance*, 14 (4): 587-622.
- Gunther, J., Moore, R. (2003). Early warning models in real time. *Journal of Banking and Finance*, 27 (10): 1979-2001.
- Hope, O.K., Thomas, W. (2008). Managerial empire building and firm disclosure. *Journal of Accounting Research*, 46 (3): 591–626.
- Jordan, J., Peek, J., Rosengren, E. (2000). The market reaction to the disclosure of supervisory actions: Implications for bank transparency. *Journal of Financial Intermediation*, 9 (3): 298-319.
- Kanodia, C., Lee, D. (1998). Investment and disclosure: the disciplinary role of periodic performance reports. *Journal of Accounting Research*, 36 (1): 33–55.
- Keeley, M. (1990). Deposit insurance, risk, and market power in banking. *American Economic Review*, 80 (5).
- Lemmon, M., Roberts, M., Zender, J. (2008). Back to the beginning: Persistence and the cross-section of corporate capital structure. *Journal of Finance*, 63 (4): 1575-1608.
- Lepetit, L., Nys, E., Rous, P., Tarazi, A. (2008). Bank income structure and risk: An empirical analysis of European banks. *Journal of Banking and Finance*, 32 (8): 1452-1467.
- Marcus, A. (1984). Deregulation of bank financial policy. *Journal of Banking and Finance*, 8 (4): 557-565.
- Merton, R. (1977). An analytic derivation of the cost of deposit insurance and loans guarantees. *Journal of Banking and Finance*, 1 (1): 3-11.
- Mills, L., Newberry, K. (2005). Firms' off-balance sheet and hybrid debt financing: Evidence from their book-tax reporting differences. *Journal of Accounting Research*, 43 (2): 251-282.
- Ormrod, P., Taylor, P. (2004). The impact of the change to International Accounting Standards on debt covenants: a UK perspective. *Accounting in Europe*, 1(1): 71-94.
- Park, S., Peristiani, S. (2007). Are bank shareholders enemies of regulators or a potential source of market discipline? *Journal of Banking and Finance*, 31 (8): 2493-2515.
- Plantin, G., Sapra, H., Shin, H.S. (2008). Marking-to-market: Panacea or Pandora's box? *Journal of Accounting Research*, 46 (2): 435-460.
- Stiroh, K. (2004). Diversification in banking: Is non-interest income the answer? *Journal of Money, Credit and Banking*, 36 (5): 853–882.

- Stiroh, K., Rumble, A. (2006). The dark side of diversification: The case of US financial holding companies. *Journal of Banking and Finance*, 30 (8): 2131–2161.
- Wu, J. S., Zhang, I.X. (2009). The voluntary adoption of internationally recognized accounting standards and firm internal performance evaluation. *The Accounting Review*, 84(4): 1281-1310.