



HAL
open science

La Gestion opportuniste du ratio de solvabilité bancaire via les ajustements réglementaires des fonds propres : Etude d'un échantillon de banques européennes

Diéne Mohamed Kamara

► To cite this version:

Diéne Mohamed Kamara. La Gestion opportuniste du ratio de solvabilité bancaire via les ajustements réglementaires des fonds propres : Etude d'un échantillon de banques européennes. Accountability, Responsabilités et Comptabilités, May 2017, Poitier, France. pp.cd-rom. hal-01907414

HAL Id: hal-01907414

<https://hal.science/hal-01907414v1>

Submitted on 29 Oct 2018

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.

La Gestion opportuniste du ratio de solvabilité bancaire via les ajustements réglementaires des fonds propres : Etude d'un échantillon de banques européennes

Diéne Mohamed KAMARA

Résumé :

Plusieurs études ont montré l'existence de la gestion opportuniste du ratio de solvabilité à travers les pratiques de « Earning Management ». Toutefois, elles se sont focalisées pour l'essentiel sur la manipulation des provisions. Cette étude examine la gestion opportuniste du ratio prudentiel bancaire via les ajustements réglementaires opérés sur les fonds propres. Ceux-ci sont composés d'ajustements classiques et de filtres prudentiels induits par l'application des IFRS. Adoptant une démarche diachronique et une approche instrumentale, l'étude se base sur un échantillon de banques européennes et utilise des méthodes de régression par données de panel. Les résultats obtenus confirment des possibilités de manipulation du ratio prudentiel.

Mots clés : Earnings Mangement, Ratio de solvabilité, Bâle 2, Ajustements réglementaires, IFRS.

Abstract :

Through Earnings management practice applied to the banking industry, several studies have shown existence of capital adequacy ratio management. However, they are mainly focused mainly on loss loan provision manipulation's. This paper deals with the possibilities of banking industry to manage the prudential ratio via the regulatory adjustments. Such adjustments are based on accounting equities. They are composed of conventional adjustments and prudential filters induced by the application of IFRS. Adopting diachronic and instrumental approaches, the study is based on a sample of European banks and uses regression methods by panel data. The results obtained confirm the possibilities of manipulation of the Prudential ratio.

Key words: Earnings Mangement, Ratio de solvabilité, Bâle 2, Ajustements réglementaires, IFRS..

Introduction

Ce papier s'intéresse à la gestion du ratio de solvabilité dans les banques européennes. La présente étude s'inscrit dans la lignée des travaux précurseurs ayant traité la problématique de la gestion du ratio de solvabilité dans les banques [(Moyer (1990), Barth (1994), Beatty (1995), Beatty et al (1995), Douglas et al (1995), Ahmed et Al (1995), Ahmed (1999), Barth et al (2014), Armignon (2015), Greiner (2015) etc.]. L'étude des pratiques managériales dont l'objectif est de gérer le ratio de solvabilité, tire son intérêt de la réglementation bancaire. Celle-ci impose aux banques de présenter un ratio de solvabilité minimum, afin de fournir une assurance raisonnable sur leur capacité à faire face aux risques encourus. Dans l'Union Européenne (UE), les banques sont tenues d'appliquer la réglementation prudentielle émanant du Comité de Bâle dans le calcul et la présentation de leur ratio de solvabilité. Or, depuis le début des années 2000, la réglementation bâloise a fortement évolué, passant de Bâle 1 à Bâle 3. Parallèlement à l'évolution de la

réglementation prudentielle, les groupes bancaires européens appliquent les normes IFRS depuis 2005.

Comme le rappelle Schiper (1989), un changement de cadre réglementaire offre toujours un potentiel significatif pour une meilleure compréhension des pratiques de Earnings Management. En effet, si un cadre réglementaire fait l'objet de pratiques de gestion opportuniste, alors tout changement dudit cadre pourrait entraîner une évolution des pratiques de gestion opportuniste.

Le ratio de solvabilité bancaire est un rapport entre des fonds propres prudentiels et des exigences en fonds propres pondérées destinées à couvrir les risques. Le mode de calcul des fonds propres prudentiels exige le retraitement des fonds propres comptables afin de ne retenir que ce qui est constitutif d'éléments « antirisque ». Les fonds propres prudentiels subissent ainsi des ajustements réglementaires définis et déterminés par le régulateur. L'objectif des ajustements réglementaires est de maintenir les caractéristiques souhaitées des fonds propres prudentiels en termes d'évaluation, de mesure, de qualité et de stabilité, à des fins prudentielles, pour les établissements bancaires (Armignon et al 2015). Les ajustements réglementaires peuvent être classés en deux catégories. La première catégorie concerne les déductions opérées sur les fonds propres comptables. Il s'agit d'éléments évalués et comptabilisés mais devant être exclus du périmètre prudentiel (par exemple des participations dans des entreprises d'assurance, des actifs incorporels, etc.). La seconde catégorie d'ajustements réglementaires est liée principalement à l'application des IFRS. Communément appelés filtres prudentiels, ces ajustements sont susceptibles d'impacter les fonds propres comptables dans les deux sens (positif ou négatif) en fonction de l'évolution de la valeur des instruments financiers sous-jacents. Il s'agit des éléments dont la variation de valeur est un élément du résultat global en IFRS (*Other Comprehensive Income – OCI*). De facto, ils influencent les fonds propres comptables¹, par exemple les actifs financiers classés dans la catégorie « Disponibles à la Vente –AFS » en IFRS.

Toutefois, les banques semblent disposer d'une latitude managériale leur permettant d'évaluer tout ou partie des ajustements réglementaires de manière discrétionnaire. Ce faisant, elles influencent le niveau du ratio de solvabilité.

L'objectif de cet article est de mettre en évidence les éléments susceptibles d'influencer la gestion opportuniste du ratio de solvabilité via les fonds propres prudentiels. Pour ce faire, il se fonde sur les travaux académiques portant sur le même sujet. Son principal intérêt est sa contribution à une meilleure compréhension des pratiques de gestion du ratio de solvabilité. De nombreuses études focalisées sur l'industrie bancaire ont mis en évidence l'existence de pratiques de gestion du ratio de solvabilité. Elles ont pour caractéristiques communes de faire un focus sur la gestion des résultats et d'en dériver la gestion du ratio de solvabilité.

¹ Ces ajustements réglementaires sont dénommés « Filtres prudentiels » IFRS. Techniquement, les filtres prudentiels concernent plusieurs normes IAS/IFRS, et portent sur des sujets variés tels que: les instruments financiers disponibles à la vente (AFS), les gains actuariels nets sur les engagements de retraite, l'inclusion des parts sociales des établissements mutualistes, l'inclusion des Titres super subordonnés à durée indéterminée TSSDI, la couverture des flux de trésorerie, la réévaluation des immobilisations corporelles, la juste valeur des immeubles de placement, le risque de crédit propre etc. Par la mise en place des filtres prudentiels, le régulateur tente d'amoinrir voire annuler la supposée volatilité des fonds propres comptables induite par l'application des IFRS.

En outre, elles ont pour la plupart, choisi pour variable principale, le niveau de provisionnement (LLP loss loan provision). La présente étude est uniquement axée sur la gestion du ratio de solvabilité, via les fonds propres prudentiels. Plus précisément, elle cherche à montrer que la gestion opportuniste des ajustements réglementaires influence les fonds prudentiels et par conséquent le ratio de solvabilité. A la différence des études antérieures, celle-ci utilise n'utilise pas les LLP, mais les ajustements réglementaires comme variable principale. Adoptant une démarche diachronique et une approche instrumentale, l'étude se base sur un échantillon de banques européennes et utilise des méthodes de régression par données de panel. Les résultats obtenus tendent à confirmer l'existence de possibilités de manipulation des fonds propres prudentiels via les ajustements réglementaires.

La suite de l'article se présente ainsi : une section est dédiée à une brève revue de la littérature permettant de mieux saisir le cadre théorique et bâtir les hypothèses de recherche. Ensuite, une autre section est chargée d'établir le design de la recherche en présentant, l'échantillon, les modèles et les variables de modélisation. Enfin une dernière section se charge de présenter et discuter les résultats de l'étude.

1 Cadre théorique et hypothèses

1.1 Les motivations de la gestion du ratio de solvabilité

Les études portant sur la gestion du ratio de solvabilité ont mis en évidence les motivations des dirigeants de banques. Celles-ci concernent l'objectif d'atteinte d'un seuil minimal afin d'éviter les coûts réglementaires (Moyer 1990), les incitations de *reporting* financier et les attentes et réactions du marché financier (Douglas et al 1995, Ahmed et al 1995, Beatty et al 1995, Beaver 1996, Beaver et al 1996, Barth et al 2012). En outre, Le souci d'être en conformité avec la réglementation prudentielle et d'éviter la sanction de l'autorité de tutelle peut influencer sur la gestion opportuniste du ratio de solvabilité (Combes-Thuélin 2001). De plus, le respect du ratio de solvabilité est l'une des contraintes majeures à laquelle la banque fait face vis-à-vis de son autorité de tutelle, et le non-respect du ratio peut compromettre la continuité de l'exploitation (Galai et al 2012).

L'étude de Moyer (1990) porte sur un échantillon composé de 845 données annuelles de banques entre 1981 et 1986. Le modèle posé par Moyer (1990) suppose que le manager peut influencer le niveau du ratio de solvabilité via les mises en perte ou les LLP. L'étude montre que les banques ajustent les mesures comptables afin de réduire les coûts réglementaires associés à un non-respect du minimum réglementaire. Les résultats sont généralement cohérents avec l'hypothèse que les managers appliquent une pratique de gestion du ratio de solvabilité notamment dans les cas où le ratio a tendance à décliner et tendre vers son minimum.

L'étude de Douglas et al (1995) s'intéresse aux évolutions du ratio de solvabilité relativement aux incitations fiscales et aux exigences de *reporting* financier. Ils examinent l'impact de l'évolution des niveaux des fonds propres, les résultats annuels et les impôts sur

les décisions des banques individuelles à gérer la comptabilisation des éléments suivants : les gains et pertes sur les placements financiers, les provisions, les write off, les actions, les dividendes distribués. L'étude porte sur un échantillon composé de 160 banques, sur une période allant de 1971 à 1991. Les résultats montrent qu'en dépit de leurs activités identiques, les banques varient dans leur capacité et leur volonté de faire face aux exigences de capital réglementaire.

L'article de Beatty et al (1995) examine comment les banques modifient le calendrier et l'ampleur de leurs transactions financières, pour atteindre leurs objectifs relativement au ratio de capital, aux résultats annuels et à la fiscalité. Les auteurs mentionnent qu'une caractéristique commune des études antérieures portant sur ce sujet, est de supposer que lorsque le manager prend une décision concernant une provision ou une transaction, toutes les autres décisions sont figées. En d'autres termes, la simultanéité des décisions a été ignorée par les études antérieures (Principalement Moyer (1990), Scholes, Wilson, and Wolfson (1990), Collins, Shackelford, and Wahlen (1995)). Les auteurs posent l'hypothèse suivante : le manager de banque tente de minimiser les coûts combinés de non-respect du ratio de capital, d'une sous-optimisation des impacts fiscaux et de non-respect des objectifs de résultats. Leurs résultats montrent une possibilité de gestion du ratio de solvabilité.

1.2 Les méthodes de gestion du ratio de solvabilité

La littérature académique a accordé une place significative à la politique de provisionnement comme principale méthode de gestion du ratio de solvabilité. Cette situation est la conséquence du fait qu'une bonne partie des études mettant en évidence la gestion du ratio de solvabilité, avait pour objet principal la gestion des résultats dans l'industrie bancaire. L'article de Moyer (1990) portant sur les incitations à manipuler le ratio de solvabilité présente un modèle basé sur la politique de provisionnement. Dans le cadre de la présente étude, nous étudions la pratique de la gestion du ratio solvabilité à travers les ajustements réglementaires appliqués aux fonds propres prudentiels.

1.3 Question et hypothèses de recherche

Du point de vue de la réglementation bancaire, qui se concentre sur un horizon à long terme, les fonds propres prudentiels sont une ressource pour répondre à des pertes futures. Ils assurent la viabilité de la banque. Du point de vue de la réglementation comptable, les capitaux propres répondent à une finalité quelque peu différente. Or, les fonds propres prudentiels sont au cœur du ratio de solvabilité bancaire.

Le ratio de solvabilité utilise des données comptables pour fournir une information sur le niveau de risque et de solvabilité des banques. Il donne une information sur le niveau de couverture des risques pour tout établissement bancaire. Aussi conviendrait-il, dans le cadre de cette étude, de s'interroger sur la capacité de l'information comptable à servir de base à une information de risque. En d'autres termes comment se fait le passage de l'information comptable à une information de risque ?

Il faut rappeler par ailleurs que les états financiers et les déclarations réglementaires ont des fonctions et des publics différents, donc il est nécessaire de les concilier, pour une

meilleure compréhension de la solvabilité et de la couverture des risques bancaires. D'où la mise en place des ajustements réglementaires qui assurent la liaison entre les états financiers et les déclarations réglementaires.

Partant du postulat selon lequel, une gestion opportuniste des ajustements réglementaires influence le niveau du ratio de solvabilité, nous voulons apporter une réponse précise à la question suivante: Quels sont les facteurs déterminant la gestion opportuniste des ajustements réglementaires ? Une telle interrogation présuppose l'existence de la gestion du ratio de solvabilité. Nous sommes inscrits dans cette logique sur la base des nombreux travaux susmentionnés qui ont mis en exergue ce fait.

La revue de la littérature sur la gestion du ratio de solvabilité est riche d'enseignements sur la nature des variables utilisées. Moyer (1990) avait choisi comme variables explicatives les provisions, les passages en pertes et les gains ou pertes sur titres de placement. L'étude de Collins et al (1995) sur les évolutions du ratio de solvabilité relativement aux incitations fiscales et aux exigences de *reporting* financier, a utilisé des variables explicatives telles que le ratio de capital (pro-forma), le résultat comptable et le taux marginal d'imposition. L'étude de Ahmed et al (1999) qui teste notamment les effets de la gestion du ratio de solvabilité sur la politique de provisionnement, a utilisé les variables explicatives que sont le ratio (résultat d'exploitation/total actif), les prêts non performants, le ratio (fonds propres/total actif), le ROA, l'indice de faillite. Qiang et Al (2009) pour leur étude sur la relation entre les contrats incitatifs des managers et la gestion des résultats dans le secteur bancaire ont utilisé, le total des passages en pertes, le niveau de provisionnement des créances en souffrance, les fonds propres et le total des prêts accordés. Dans leur étude sur la gestion des résultats via les gains de juste valeur issus des AFS Barth et al (2012) ont utilisé le ratio de capital et le résultat avant impôts. Curcio et Hassan (2013) quant à eux, ont utilisé le ratio de capital, le résultat opérationnel rapporté au total actif, le total des provisions sur le total actif et diverses variables macroéconomiques. D'une manière générale, les variables utilisées peuvent être regroupées par nature et classées dans une catégorie selon qu'elles sont en lien avec la qualité de crédit (ou les risques), les fonds propres ou les résultats opérationnels de la banque. Nous en déduisons que les facteurs d'influence de la gestion du ratio de solvabilité concernent la qualité des actifs, le niveau du capital, la performance opérationnelle. Ensuite, nous formulons les hypothèses suivantes :

Hypothèses de Recherche

H1 : La qualité des actifs de la banque exerce une influence négative sur les ajustements réglementaires des fonds propres prudentiels.

H2 : Les ajustements réglementaires enregistrés par les banques sont influencés par la performance opérationnelle.

H3 : Le niveau des fonds propres comptables relativement aux expositions de la banque influence positivement les ajustements réglementaires.

H4 : Le montant total des actifs pondérés en risque influence négativement le niveau des ajustements réglementaires.

H5 : Le niveau des actifs financiers disponibles à la vente (AFS) figurant au bilan de la banque influence les ajustements réglementaires.

H6 : Les ajustements réglementaires sont influencés par le statut de la banque par rapport au marché boursier (banque cotée vs banque non cotée).

2 Design de recherche

2.1 Echantillon, collecte des données et période de l'étude

Notre échantillon porte sur les banques européennes objet du stress test réalisé en 2011 par l'*European Banking Authority* (EBA). Celui-ci avait pour objectif d'évaluer la résilience d'un grand échantillon de banques dans l'UE contre un scénario défavorable mais plausible. Il s'agit précisément d'évaluer la réaction des banques dans le cas d'une détérioration significative des prévisions de base des principales variables macroéconomiques tels que le PIB, le chômage et le coût de l'immobilier etc. Le scénario comprend aussi une contrainte souveraine, avec des *haircuts*² appliqués aux actifs souverains détenus par les banques. Les variations des taux d'intérêt et des spreads souverains affectent également le coût du financement pour les banques dans le stress. La méthodologie des tests de stress, qui a été publiée par l'ABE en 2011, implique une hypothèse de bilan statique, et aussi ne permet pas aux banques de prendre des mesures pour réagir à un choc. La résilience des banques est évaluée par rapport à un point de référence défini par rapport au ratio de solvabilité et fixé à 5% des actifs en risque pondérés (Risk Weighted Assets RWA).

L'échantillon des banques composant le stress test est de 90 banques. Les banques appartiennent à 21 pays d'Europe. Nous avons exclu les banques grecques pour ne pas subir l'influence et les biais potentiels de la crise de la dette grecque (6 banques exclues). Nous avons aussi exclu les banques qui n'étaient plus actives au moment de notre première sélection (14 banques espagnoles, rachetées ou liquidées après la crise financière). L'autre facteur ayant guidé notre choix est la disponibilité des données. Dans cette phase de recherche de données il y a eu principalement deux phases : la collecte des données via Bankscope³ et la collecte d'informations complémentaires via les rapports annuels des banques. Pour compléter les éléments issus de Bankscope, nous avons téléchargé les rapports annuels de chacune des banques pour les exercices de la période d'étude. Après compilation de toutes les données, nous avons cherché à éliminer les données aberrantes⁴ ou manquantes.

L'échantillon final est composé de 39 banques appartenant à différents pays d'Europe (France, Allemagne, Grande Bretagne, Italie, Danemark, Espagne, Portugal, Pays-Bas). Pour

² Il s'agit précisément de ne retenir la valeur des titres que partiellement. Par exemple pour un titre d'une valeur de 1000 on applique un haircut de 10% réduisant ainsi sa valeur à 90%.

³ Bankscope est une base de données contenant les informations financières et comptables de plusieurs milliers de banques. Elle fournit des informations sur les éléments comptables, l'historique des cours de bourse éventuels, les ratios d'analyse importants, les places de cotation etc. Sa profondeur historique de plusieurs années inclut largement notre fenêtre d'étude.

⁴ Le critère de décision a été de considérer comme aberrante toute donnée n'appartenant pas à l'intervalle [moyenne arithmétique + (2 × écart-type)]. Concernant les données manquantes, la règle de décision fixée a été d'exclure les banques présentant un nombre significatif de données manquantes (>10%). Ont été exclues de l'échantillon final : ING, KBC, LANDESBANK et OTP).

tenir compte des différences de change entre les devises, toutes les informations financières ont été converties en EUR au cours officiel du 31 décembre de chaque année de la période d'étude. Notre fenêtre d'étude s'étend de début 2009 à fin 2014. Soit 6 années bancaires. Nous avons exclu l'année 2008 afin d'éviter les biais liés à l'année de première application de la réglementation Bâle 2.

2.2 Les variables de modélisation

2.2.1 La variable expliquée

La variable expliquée concerne les ajustements réglementaires. En fait, le passage du périmètre de consolidation comptable au périmètre de consolidation prudentielle entraîne des ajustements dans les deux sens (positif ou négatif). Pour calculer les ajustements réglementaires (AdjReg), nous avons fait la différence entre les fonds propres comptables consolidés et les fonds propres réglementaires totaux utilisés pour le calcul du ratio de solvabilité.

Dans notre étude, nous considérons que : $FPR = FPC - Adjreg$

Le ratio de solvabilité égal à : $R = \frac{FPR}{RWA} \geq 8\%$ devient $R = \frac{FPC - Adjreg}{RWA} \geq 8\%$

Avec FPC = Fonds propres comptables publiés

FPR = Fonds propres réglementaires.

Adjreg = ensemble des ajustements réglementaires permettant le passage du périmètre comptable au périmètre prudentiel. Dans un souci de cohérence et pour annuler l'effet taille, Adjreg est rapportée au total bilan.

2.2.2 Les variables explicatives relatives à la qualité des actifs

Leur influence vis-à-vis du ratio de solvabilité peut se mesurer à travers le rôle qu'elles jouent dans l'évaluation des risques pondérés. Une augmentation des provisions liée à une détérioration de la qualité de crédit des actifs augmente le niveau des risques pondérés, réduisant par la même occasion le niveau des fonds propres d'où une baisse du ratio (ceteris paribus). Pour approximer l'effet de la qualité des actifs, nous avons choisi trois variables de manière similaire à notre revue de littérature.

a1 = LLR/GL : C'est le rapport entre les réserves de provisions sur prêts et les prêts bruts accordés aux clients. Une augmentation de **a1** traduit une dépréciation de la qualité de crédit des prêts et par conséquent une augmentation de la probabilité de défaut.

a2 = LLP/NIR : C'est le rapport entre les dotations aux provisions de l'exercice et la marge nette d'intérêt, calculée par différence entre les produits d'intérêt et les charges d'intérêt. Ce ratio exprimé en pourcentage fournit une indication sur le niveau de marge consommé par les dotations aux provisions. Les LLP, diminuent le résultat net (et par conséquent les fonds propres).

a3 = Impaired Loans/ Gross Loans : Le ratio a3 exprimé en pourcentage, montre le taux de couverture des créances en souffrance (douteux, compromis, litigieux etc.) par

rapport aux créances brutes. Une augmentation de ce ratio signifie une dégradation du portefeuille de prêts et une augmentation du risque de défaut.

LLP = Loss loan provision : C'est une variable utilisée par plusieurs études sur la gestion du ratio de solvabilité (par exemple, Moyer 1990, Ahmed et al 1999, Oosterboch 2009 etc.). Une augmentation des LLP traduit une dépréciation de la qualité de crédit des contreparties. De plus, les LLP viennent en déduction du résultat comptable. De facto, elles diminuent les fonds propres. Ainsi une augmentation des LLP devrait se traduire par une gestion à la baisse des ajustements réglementaires (*ceteris paribus*). Dans un souci de cohérence et pour annuler l'effet taille, cette variable est rapportée au total bilan.

RWA (risk weighted assets): C'est le dénominateur du ratio de solvabilité. Il est constitué par la somme des risques pondérés (risques de crédit, de marché et opérationnels). Une évolution de RWA entraîne une évolution en sens inverse du ratio. Dans un souci de cohérence et pour annuler l'effet taille, cette variable est rapportée au total bilan.

2.2.3 Les variables explicatives relatives aux fonds propres et aux résultats opérationnels

Ce sont des variables ayant un impact direct sur le total des fonds propres. Les variables choisies dans notre étude sont :

c1 = Total capital ratio : C'est le ratio de solvabilité global de l'année en cours. On suppose que son évolution influence le montant des déductions. Toutes choses égales par ailleurs, une évolution défavorable attendue du ratio entraîne une baisse des ajustements réglementaires.

c2 = Equity/Total Assets : C'est le rapport entre les fonds propres comptables et le total bilan. C'est la version comptable du ratio de solvabilité. Une évolution défavorable attendue (pro forma) de ce ratio entraîne une baisse des ajustements réglementaires. c2 évolue dans le même sens que les ajustements réglementaires.

c3 = Equity/Net Loans : C'est le rapport entre les fonds propres comptables et les créances nettes. C'est aussi une version comptable du ratio de solvabilité. On pourrait avancer que c'est la partie supérieure du ratio c2 explicité supra. De facto, il se comporte de manière similaire à c2. Une évolution défavorable de ce ratio entraîne une baisse des ajustements réglementaires. c3 évolue dans le même sens que les ajustements réglementaires.

o1 = Net Interest Margin : La Net Interest Margin (NIM) c'est la marge nette d'intérêt, qui mesure le chiffre d'affaires net des activités de crédit bancaire. C'est une composante essentielle du Produit net bancaire (chiffre d'affaires global d'une banque). Une augmentation de la marge nette d'intérêts traduit une croissance du résultat (*ceteris paribus*).

o2 = Net interest Revenues / Average Assets : Une augmentation de ce ratio, conduit à une augmentation du résultat et par conséquent des fonds propres (*ceteris paribus*)

o3 = ROAA (Return on Average Assets) : C'est le rapport entre le résultat et les actifs d'exploitation. Une variation positive de ce ratio entraîne une augmentation des fonds propres (*ceteris paribus*). Dès lors, ROAA devrait varier dans le même sens que les ajustements réglementaires

Profit before Tax : Le résultat mesure l'activité de la banque. Il vient en augmentation des réserves éligibles. Il est un élément du Core T1. Comme proxy du résultat le résultat avant impôts est choisi afin d'immuniser l'effet fiscal spécifique à chaque pays. Sous réserve des dividendes distribués et de l'impôt, cette variable évolue dans le même sens que les fonds propres. Dans un souci de cohérence et pour annuler l'effet taille, cette variable est rapportée au total bilan.

AFS : Les variations de valeur des AFS sont traduites par une évolution des OCI. Or ces OCI sont filtrés afin de ne pas faire subir au ratio des fluctuations dues à la juste valeur des instruments financiers. Les AFS jouent un rôle spécial dans les ajustements réglementaires. Selon le Comité de Bâle, les variations de valeur des AFS sont soit neutralisées soit déduites des fonds propres en fonction de la nature de l'instrument (instrument de dette ou instrument de capitaux). Les variations de valeur des AFS peuvent être positives ou négatives. Lorsque les variations de juste valeur des AFS concernent des instruments de dettes, elles devraient être sans effet sur les ajustements réglementaires, en revanche, lorsqu'elles concernent des instruments de capitaux propres, les plus-values latentes sont retraitées alors que les moins-values latentes ne le sont pas. Cette absence de symétrie dans le traitement des AFS instruments de capitaux propres fait que l'impact des AFS sur les ajustements réglementaires peut être positif ou négatif. Dans un souci de cohérence et pour annuler l'effet taille, cette variable est rapportée au total bilan.

2.2.4 *Les variables de contrôle*

Cotation

Elle tente de capter l'effet de la cotation sur la gestion des ajustements réglementaires. C'est une variable muette. 1 pour une société cotée, 0 pour une société non cotée

L'environnement macroéconomique :

C'est une variable de contrôle permettant de tenir compte de la conjoncture économique et de l'effet pays. On suppose qu'une conjoncture économique morose accroît le niveau de risque d'évolution défavorable du ratio de solvabilité. Dans notre étude deux variables sont utilisées pour tenir compte de l'effet pays. Il s'agit tout d'abord du PAYS et de la notation du pays. La prise en compte du pays de nationalité de la banque permet de faire une discrimination afin de tenir compte de l'effet spécifique pays. Chaque pays de l'échantillon est codé par un chiffre (allant de 1 à 15).

Concernant la notation du pays, on suppose qu'une variation négative de la notation d'une période à une autre traduit une augmentation du risque de l'environnement. De ce fait, lorsque la note se déprécie induisant ainsi une croissance du risque, le ratio diminue (ceteris paribus). Nous avons estimé que les notations des grandes agences sont proches. Nous avons choisi l'agence Moody's par commodité et disponibilité de l'information. Les notes ont été codées de 1 à 16. La meilleure note est 1 et la pire est 16. Les notes concernant la période d'étude ont été obtenues sur Moody's. Pour le codage, nous avons classé les notes de tous les pays composant l'échantillon pour chaque année, ensuite nous avons attribué la note 1 à la meilleure notation et ainsi de suite.

Tableau 1 récapitulatif des variables avec les signes attendus dans le cadre d'une régression

<u>Variables</u>	<u>Sens attendu</u>	<u>Origine</u>
A1 = LLR/GL	Négatif	Bankscope
A2 = LLP/NIR	Négatif	Bankscope
A3 = Impaired Loans/ Gross Loans	Négatif	Bankscope
C1 = Total capital ratio	Positif	Bankscope et/ou Rapport annuel
C2 = Equity/Total Assets	Positif	Bankscope
C3 = Equity/Net Loans	Positif	Bankscope
O1 = Net Interest Margin	Positif	Bankscope
O2 = Net interest Revenues / Average Assets	Positif	Bankscope
O3 = ROAA	Positif	Bankscope
RWA	Négatif	Bankscope et/ou Rapport annuel
AFS	Positif ou négatif	Bankscope et/ou Rapport annuel
Cotation	Positif ou négatif	Bankscope et/ou Rapport annuel
Notation Pays	Positif ou négatif	Moody's
Pays	NA	Echantillon EBA
LLP	Négatif	Bankscope
Profit before Tax	Positif	Bankscope et/ou Rapport annuel
Total Assets : sert à annuler l'effet taille	NA	Bankscope et/ou Rapport annuel
Fonds propres comptables consolidés	NA	Bankscope
Fonds propres réglementaires	NA	Bankscope et/ou Rapport annuel

3 Les modèles

Pour gagner en objectivité et faciliter la modélisation, nous avons testé la corrélation des variables via la matrice de corrélation. Celle-ci participe à la construction des différents modèles économétriques et à la sélection des variables à intégrer dans les différents modèles. Les variables (qualité des actifs, fonds propres et aux résultats opérationnels) sont mesurées par différents ratios conformément à la littérature. Nous choisissons les ratios corrélés à la variable endogène et/ou respectant le signe attendu. Ainsi, les ratios retenus sont les suivants : Qualité de l'actif : **a2** (LLP/NIR) ; Fonds propres : **c3** (Equity/ Net Loans) ; Résultats opérationnels : **o3** (ROAA). En sus de ces variables, nous proposons d'autres variables explicatives : **rwadef** (), **afsdef** (), **llpdef** () et **profitdef** (). La matrice de corrélation se présente dans le tableau 3 ci-dessous. Nous constatons une corrélation très forte entre les variables a2 et llpdef de même pour o3 et profitdef. Pour éviter les problèmes liés à la multi-colinéarité, nous omettons les variables llpdef et profitdef dans les différents modèles de régressions. Eu égard de ce qui précède, nous proposons les modèles détaillés ci-dessous.

Tableau 2 : Matrice de corrélation des variables																		
	adjregdef	adjregden1	a1	a2	a3	c1	c2	c3	o1	o2	o3	cotation	pays	note_pays	rwadef	afsdef	llpdef	profitdef
adjregdef	1,0000																	
adjregden1	0,6946*	1,0000																
a1	0,1232	0,0228	1,0000															
a2	-0,0217	-0,0332	0,5223*	1,0000														
a3	0,1846*	0,1871*	0,8889*	0,4818*	1,0000													
c1	-0,0678	-0,0035	0,0410	-0,1183	0,0545	1,0000												
c2	0,2622*	0,2135*	0,4928*	0,1522*	0,3369*	-0,0944	1,0000											
c3	0,4339*	0,3703*	0,3001*	-0,0590	0,1845*	0,2465*	0,5392*	1,0000										
o1	0,1096	0,1286	0,3359*	0,1545*	0,3201*	-0,1715*	0,6748*	0,2522*	1,0000									
o2	0,0785	0,0998	0,3216*	0,1660*	0,3114*	-0,1741*	0,6623*	0,2260*	0,9971*	1,0000								
o3	0,2191*	0,0629	-0,4803*	-0,5566*	-0,3777*	0,1517*	0,0080	0,1192	0,0682	0,0676	1,0000							
cotation	0,1880*	0,1887*	0,0261	0,0504	0,1238	-0,1371*	0,0955	0,0658	0,0679	0,0647	-0,0157	1,0000						
pays	-0,0399	-0,0721	0,0110	-0,2059*	-0,1736*	-0,2165*	-0,0267	0,0369	0,1531*	0,1574*	0,1415*	-0,0904	1,0000					
note_pays	-0,0071	-0,1321	0,5089*	0,5067*	0,3305*	-0,2001*	0,2624*	-0,0828	0,1190	0,1174	-0,4191*	0,1449*	-0,2551*	1,0000				
rwadef	-0,1160	-0,1185	0,3992*	0,3665*	0,2594*	-0,4864*	0,6606*	0,0545	0,6286*	0,6401*	-0,2153*	0,1447*	0,0334	0,4557*	1,0000			
afsdef	-0,0108	-0,0627	0,3191*	0,2591*	0,2147*	-0,1134	0,2059*	0,0502	0,1357*	0,1385*	-0,2167*	0,2339*	-0,4200*	0,5220*	0,2988*	1,0000		
llpdef	-0,0824	-0,0687	0,6202*	0,8182*	0,6039*	-0,1360	0,4233*	0,0577	0,4971*	0,5050*	-0,4849*	0,1177	-0,1182	0,5292*	0,5644*	0,3034*	1,0000	
profitdef	0,1391*	-0,0120	-0,4713*	-0,5902*	-0,4437*	0,0497	-0,0593	0,0695	0,0730	0,0676	0,9731*	0,0196	0,1718*	-0,4171*	-0,1631*	-0,2304*	-0,5429*	1,0000

Tableau 3 : matrice de corrélation des variables retenues							
	a2	c3	o3	rwadef	afsdef	llpdef	profitdef
a2	1,0000						
c3	-0,0590	1,0000					
o3	-0,5566*	0,1192	1,0000				
rwadef	0,3665*	0,0545	-0,2153*	1,0000			
afsdef	0,2591*	0,0502	-0,2167*	0,2988*	1,0000		
llpdef	0,8182*	0,0577	-0,4849*	0,5644*	0,3034*	1,0000	
profitdef	-0,5902*	0,0695	0,9731*	-0,1631*	-0,2304*	-0,5429*	1,0000

3.1 Modèle linéaire simple en panel

Le modèle linéaire simple comporte deux sous modèles. Un premier comportant la variable endogène et les variables explicatives liées à la qualité des actifs, aux fonds propres, aux résultats opérationnels, aux AFS et à RWA. Un second sous modèle intégrant en sus des variables précitées quelques variables de contrôle liées à l'environnement macroéconomique ou à la cotation de la banque.

3.1.1 Modèle 1a : Modèle linéaire simple en panel (variable endogène et variables explicatives)

Ce modèle ne tient compte que de la variable endogène et des variables explicatives susceptibles d'expliquer les ajustements réglementaires.

Il est exprimé de la manière suivante :

$$AdjRegn_{it} = \beta' X_{it} + \varepsilon_{it}$$

Avec : X : les variables explicatives : a2, c3, o3, rwadef et afsdef

A2 = LLP/NIR ; C3 = Equity/Net Loans ; O3 = ROAA ; RWAdef = RWA rapporté au total actifs ; AFSdef = AFS rapporté au total actifs ; ε_{it} = terme d'erreur

3.1.2 Modèle 1b : Modèle linéaire simple en panel avec l'intégration des variables de contrôle

$$AdjRegn_{it} = \beta' X_{it} + VARCONTROLE + \varepsilon_{it}$$

Avec : X : les mêmes variables explicatives : a2, c3, o3, rwadef et afsdef

Avec VARCONTROLE : notepays, pays et cotation.

3.2 Modèle en panel dynamique

Dans le cadre de la modélisation, l'exploration de la matrice de corrélation a permis de constater une forte corrélation entre les ajustements réglementaires de l'année N et l'année N-1. Ainsi, nous avons établi un second modèle qui permet de tester la relation entre les ajustements réglementaires de l'année N et l'année N-1 (l'effet de la persistance des ajustements/ aspect dynamique). Pour étudier cette relation, les modèles d'estimations classiques (MCO et LSDV) ne permettent plus d'obtenir des estimateurs sans biais à cause de la présence de la variable dépendante retardée (probabilité que le terme d'erreur soit lié à la variable retardée). Ainsi, pour parer cette éventualité, d'autres méthodes sont utilisées. Dans le cadre de cette étude nous faisons recours à la méthode des moments généralisés (GMM). Cette dernière repose sur des conditions d'orthogonalité ($COV X\varepsilon = 0$). Ainsi, l'appel à des variables instrumentales permet d'obtenir des estimateurs sans biais lorsque ($COV X\varepsilon \neq 0$). Le modèle à estimer s'écrit :

$$AjReg_{it} = \alpha AjReg_{it-1} + \beta' X_{it} + \varepsilon_{it}$$

$AjReg_{it}$ Représente les ajustements réglementaires ; X : les variables explicatives ;

ε : L'erreur ; les indices i et t représentant respectivement la dimension individuelle et temporelle.

Avant de passer à l'estimation, il convient d'explorer, à nouveau, la matrice de corrélation L'étude de la matrice a permis de sélectionner les variables à inclure dans la modélisation :

- Les variables qui sont corrélées à la variable endogène et non prises en compte parmi les variables explicatives pour cause de présence de multi-colinéarité.
- Les variables qui sont corrélés avec la variable retardée.

Ainsi, les variables **profitdef**, **cotation**, **a3**, **c3** et **c2** sont retenues comme des instruments.

Avec : Profitdef = profit avant impôt rapporté au total actifs ; Cotation = variable dummy indiquant la cotation en bourse ; a3 = Impaired Loans/ Gross Loans ; c2 = Equity/Total Assets ; c3 = Equity/Net Loans

3.3 Caractéristiques de l'échantillon

Les caractéristiques de notre échantillon peuvent être appréciées à travers les statistiques descriptives décrites dans le tableau ci-dessous.

Tableau 4 : statistiques descriptives des variables du modèle

Variable	Mean	Std. Dev.	Min	Max	Observations
adjregdef	overall	-0,0029149	0,0095386	0,176316	N = 212
	between		0,0072395	0,0090925	n = 39
	within		0,0065663	0,0180701	T-bar = 5,4359
a2	overall	41,56943	38,30291	205,161	N = 216
	between		28,63174	104,392	n = 39
	within		28,0909726	158,5078	T-bar = 5,53846
c3	overall	10,75113	3,710749	20,518	N = 218
	between		3,553793	18,052	n = 39
	within		1,578642	17,22213	T-bar = 5,58974
o3	overall	-0,0203795	0,8300649	0,918	N = 224
	between		0,5816637	0,6633333	n = 39
	within		0,6063901	2,883121	T-bar = 5,74359
rwadef	overall	0,4331144	0,1599594	0,8743631	N = 217
	between		0,1561401	0,7766974	n = 38
	within		0,0575287	0,5926659	T-bar = 5,71053
afsdef	overall	0,0761369	0,0531747	0,1920557	N = 215
	between		0,0496585	0,1753439	n = 38
	within		0,0224211	0,1566412	T-bar = 5,65789

Statistique de Adjred-f : La variable expliquée correspondant aux ajustements réglementaires émane d'une différence entre les fonds propres comptables et les fonds propres prudentiels utilisés dans le calcul du ratio de solvabilité. Il est à noter que Adjreg est rapportée au total des actifs afin d'annihiler l'effet taille, de ce fait, il est exprimable en pourcentage du total actif. La moyenne de l'échantillon pour cet item est de -0.3% du total actif d'une banque donnée. Son écart type est sensiblement égal à 0.01. La valeur minimale est de -2.5% pour une valeur maximale de 1.76% du total actif.

Statistique de A2 : La statistique de A2 nous apprend que les banques ont enregistré annuellement en moyenne une dotation aux provisions pour créances correspondant à 40% de la valeur de leur Marge nette d'intérêts⁵ (composante principale du Produit Net Bancaire).

Statistique de C3 : La moyenne de C3 est de 10.75%, pour un écart type de 3.7%, une valeur minimale de 2.21% et une valeur maximale de 20.51%. La dispersion autour de la moyenne est relativement faible, ce qui témoigne que les banques ont des niveaux d'engagement comparables (relativement aux capitaux propres). La valeur maximale est égale au double de la moyenne, ce qui confirme la faiblesse de la dispersion.

Statistique de O3 : Il s'agit du ROAA. Sa moyenne est de -2% pour un écart type de 0.83. La valeur minimale est de -6.36% alors que la maximale est de 91.8%. Le signe négatif du ROAA est expliqué par les résultats déficitaires de certaines banques.

Statistique de RWAdéf : La moyenne de l'échantillon est de 0,433 ce qui signifie que pour une banque donnée le RWA représente 43.3% de son total bilan. La valeur maximale est de 0.874 alors que la minimale est de 0.13. Cette statistique fournit une information précieuse. Elle nous enseigne que les maxima ne sont pas affichés par les grandes banques. Par exemple, HSBC qui est la plus grande banque de l'échantillon (en termes de RWA) présente un RWAdéf moyen de 44% sur la période d'étude.

Statistique de AFSdef : La moyenne de l'échantillon est de 0.076% pour un écart type de 0.05%, un maximum de 0.19% et un minimum de 0. La valeur minimale prise par cette statistique s'explique que certaines banques bien qu'appliquant les IFRS n'ont classé aucun actif financier en AFS (c'est notamment le cas des banques danoises). L'écart type relativement faible témoigne d'une bonne concentration de l'échantillon autour de la moyenne.

⁵ En réalité, dans Bankscope, il s'agit de la marge nette d'intérêt à laquelle est ajoutée (éventuellement) les dividendes sur titres à revenu variable. Compte tenu que l'essentiel du montant est expliqué par la différence entre les produits d'intérêts sur prêts et les charges d'intérêts payées, nous avons considéré qu'il s'agit de la marge nette d'intérêt.

4 Résultats et discussions

4.1 Test de spécification de la présence d'effets individuels

A ce niveau nous avons effectué les tests de spécifications pour tester la présence d'effets individuels. Et, au-delà tester éventuellement la nature de l'effet individuel (aléatoire ou fixe) avec le test de Hausman.

Test de Hausman modèle 1 :

- la procédure du test de Hausman :
 - on accepte la présence d'un effet individuel fixe si la **Prob>chi2 < 0,05**
 - on accepte la présence d'un effet individuel aléatoire si la **Prob>chi2 > 0,05**.

A l'issue de ce test on accepte pour le modèle 1 la présence d'un effet individuel fixe. Ainsi, les résultats des estimations du modèle 1 s'obtiennent avec la spécification d'un effet fixe individuel.

Tableau 5 : Test de Hausmann

	Coefficients			
	(b) fixed	(B) .	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-v_B)) S.E.
a2	0,0000329	0,0000296	3,27E-06	5,15E-06
c3	0,0017768	0,0015613	0,0002155	0,0002566
o3	0,0055178	0,0045756	0,0009422	0,0003302
rwadef	-0,0239144	-0,13001	-0,0109134	0,0059818
afsdef	-0,0551145	-0,229714	-0,0321431	0,0137486

b=consistent under H0 and Ha ; obtained from xtreg
 B = inconsistent under Ha, efficient under H0 ; obtained from xtreg

Test : H0 : difference in coefficients not systematic
 $\chi^2(5) = (b-B)'[(V_b - V_B)^{-1}](b-B)$
 = 17,66
 Prob>chi2 = 0,0034

4.2 Résultats des estimations du modèle 1a

Le modèle est globalement significatif à 1% avec un R2 ajusté à 36%. Les variables c3, o3, rwadef et afsdef sont significatives au seuil de 1% et de signe attendu. La variable a2, qualité des actifs (LLP/NIR), n'est pas significative au seuil de 5%.

Tableau 6 : Résultat modèle 1a

Fixed-effects (within) regression		Number of obs = 184				
Group variable : codebank		Number of groups = 36				
R-sq : within = 0,3619		Obs per group : min = 2				
between = 0,2015		avg = 5,1				
overall = 0,1608		max = 6				
		F(5, 143) = 16,22				
corr (u_i , xb) = -0,5684		prob > F = 0,0000				
adjregdef	coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
a2	0,0000329	0,0000183	1,79	0,075	-3,36E-06	0,0000692
c3	0,0017768	0,0003554	5	0,000	0,0010742	0,0024793
o3	0,0055178	0,0011403	4,84	0,000	0,0032638	0,0077718
rwadef	-0,0239144	0,0078245	-3,06	0,003	-0,0393809	-0,0084478
afsdef	-0,0551145	0,0205223	-2,69	0,008	-0,0956807	-0,0145483
_cons	-0,0094552	0,006277	-1,51	0,134	-0,0218629	0,0029524
sigma_u	0,00825256					
sigma_e	0,00538833					
rho	0,70110765 (fraction of variance due to u-i)					
F test that all u_i=0 :		F(35, 143) = 7,46		Prob > F = 0,0000		

4.3 Résultats des estimations du modèle 1b

Le modèle 1b reprend le modèle 1a avec l'intégration des variables de contrôle telles que pays, notepays et cotation. Nous soulignons à ce niveau que nous faisons recours à une alternative à la technique classique de régression en données de panel pour parer à l'incompatibilité de la spécification de l'effet individuel fixe et les variables muettes et catégorielles. A défaut de cette alternative, certaines variables (cotation et pays) seront omises pour cause de présence de colinéarité.

Le modèle est globalement significatif à 1% avec un R2 ajusté à 66%. On constate que l'intégration des variables de contrôle a permis d'améliorer le pouvoir explicatif du modèle par rapport au modèle initial. Les variables c3, o3 et afsdef sont toujours significatives au seuil de 1% et de signe attendu. La variable rwadef est toujours significative mais au seuil de 5%. La variable a2, qualité des actifs (LLP/NIR), n'est pas significative au seuil de 5%. Les variables de contrôle cotation et notepays sont significatifs au seuil de 5%. Par contre la variable pays n'est pas significative.

Tableau 7 : Résultat modèle 1b

Source	SS	df	MS	Number of obs = 184		
Model	0,011001933	41	0,00026834	F(41, 142) = 9,76		
Residual	0,003905775	142	0,000027505	prob > F = 0,0000		
Total	0,014907708	183	0,000081463	R-Squared = 0,7380		
				Adj R-squared = 0,6624		
				Root MSE = 0,00524		
adjregdef	coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
a2	0,0000179	0,0000185	0,97	0,335	-1,87E-05	0,0000546
c3	0,0015406	0,0003548	4,34	0,000	0,0008391	0,002242
o3	0,0068315	0,0011936	5,72	0,000	0,004472	0,0091911
rwadef	-0,153656	0,0081343	-1,89	0,061	0,0314456	0,0007144
afsdef	-0,0800462	0,21644	-3,7	0,000	0,1228323	0,0372601
cotation	0,136718	0,0064352	2,12	0,035	0,0009506	0,26393
note_pays	0,0007277	0,0002433	2,99	0,003	0,0002468	0,0012086
pays	-0,0006762	0,0004947	-1,37	0,174	0,0016541	0,0003017

4.4 Résultats des estimations du modèle 2 (panel dynamique)

Le modèle est globalement significatif. La variable retardée est significative et de signe attendu. Les variables a2 et c3 ont perdu leur significativité. La variable o3 est significative au seuil de 1%. Les variables rwadef et afsdef ne sont pas significatives, en revanche les signes attendus sont arrivés.

En outre, les tests de validité et de robustesse ont donné des résultats probants, eu égard à la valeur des statistiques.

Tableau 8 : résultat du Modèle 2

Dynamic panel-data estimation, two step system GMM						
Group variable : codebank			Number of obs = 142			
Time variable : années			Number of groups = 34			
Number of instruments = 17			Obs per group : min = 0			
F(6, 33) = 21,49			avg = 4,18			
prob > F = 0,0000			max = 5			
adjregdef	coef.	Corrected Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
adjregn1	0,732492	0,1054652	6,95	0,0000	0,517921 4	0,947062 6
a2	0,0000622	0,0000327	1,9	0,0660	-4,33E-06	0,000128 7
c3	0,0001498	0,0002727	0,55	0,5870	-	0,000704 7
o3	0,0108913	0,0022621	4,81	0,0000	0,0004051 0,006289	0,015493 7
rwadef	-0,0073212	0,0050835	1,44	0,1590	1	0,003021 5
afsdef	0,746818	0,0418017	17,9	0,0830	0,176636 -	0,030021 2
_cons	-0,0082726	0,004071	2,03	0,0500	0,0103644 -	0,159728 1
Instruments for first differences equation						
Standard						
D.(profitdef cotation a3 c3 c2)						
GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)						
L(2/3).adjregdef						
Instruments for Levels equation						
Standard						
profitdef cotation a3 c3 c2 _ cons						
GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)						
DL.adjregdef						

Arellano-Bond test for AR(1) in first differences : z = -2,29 Pr > z = 0,022

Arellano-Bond test for AR(2) in first differences : z = -0,98 Pr > z = 0,326

Sargan test of overid. restrictions : chi2 (10) = 21,66 Prob > chi2 = 0,017

(Not robust, but not weakened by many instruments.)

Hansen test of overid. restrictions : chi2 (10) = 9,67 Prob > chi2 = 0,470

(Robust, but weakened by many instruments.)

4.5 Les discussions des résultats de la modélisation

4.5.1 *Modèle 1a*

C3 représente le rapport entre les capitaux propres comptables et les créances nettes.

L'analyse des résultats du modèle 1a montre que les ajustements réglementaires subissent l'influence conjuguée des capitaux propres comptables et des créances nettes. Toute évolution du rapport entre les capitaux propres et les créances nettes entraîne une évolution (dans le même sens) des ajustements réglementaires (*ceteris paribus*).

Lorsque les créances nettes les ajustements réglementaires augmentent. En effet, une diminution des dotations nettes aux provisions est le résultat d'une moindre dotation brute ou d'une reprise de provision, ceci a un impact direct sur le résultat et par conséquent sur les capitaux propres comptables.

Lorsque que les capitaux propres baissent de même que les créances nettes, mais dans une proportion moindre, alors les ajustements réglementaires augmentent, toutefois, dans ce cas, l'augmentation serait à peine perceptible.

Lorsque que les capitaux propres et les créances nettes évoluent positivement dans le même sens, si la variation positive des capitaux propres est supérieure à celles des créances nettes alors les ajustements réglementaires augmentent, dans ce cas aussi, l'augmentation des ajustements réglementaires serait à peine perceptible.

Toutes choses égales par ailleurs une meilleure gestion opérationnelle des créances accordées permet de conserver le même niveau de fonds propres prudentiels, même si les ajustements réglementaires augmentent. Une dégradation de la qualité de crédit suffisamment compensée par une augmentation des capitaux propres via les résultats ou une augmentation de capital, permet de conserver le même niveau de fonds propres prudentiels, même si les ajustements réglementaires augmentent (*ceteris paribus*).

O3 c'est le rapport entre le résultat et l'actif moyen.

Une variation positive de la performance opérationnelle, entraîne une augmentation des ajustements réglementaires sous réserve que les actifs n'aient pas évolué.

Une baisse du résultat de la banque conjuguée à une baisse des engagements (plus que proportionnelle) conduit à une augmentation des ajustements réglementaires.

Une augmentation de la performance opérationnelle de la banque concomitamment à une croissance des engagements (moins que proportionnelle) entraîne une évolution positive des ajustements réglementaires.

Toutes choses égales par ailleurs, le resserrement de la politique d'octroi de crédit accompagnée d'une restriction des investissements permet de conserver le même niveau de fonds propres prudentiels en dépit de l'augmentation attendue des ajustements réglementaires.

Toutes choses égales par ailleurs, une meilleure performance opérationnelle permet de maintenir le niveau des fonds propres prudentiels même si les ajustements réglementaires augmentent.

AFSdef : Les AFS peuvent varier dans un sens comme dans un autre et influencer les ajustements réglementaires à la baisse ou à la hausse. Dans notre cas, l'analyse des résultats montre qu'une augmentation de 1% des AFS entraîne une diminution de 0.05% des ajustements réglementaires. L'évolution négative des AFS relativement aux ajustements réglementaires peut être justifiée par une forte proportion d'instruments financiers titres de propriété appartenant à la catégorie comptable AFS, car rappelons, seuls ceux-ci sont réajustés (pour rappel, le traitement des AFS instruments de dette exige une neutralisation parfaite des éventuelles plus ou moins-values).

RWAdef : C'est le dénominateur du ratio déflaté par le total actif. RWA est le total des exigences en fonds propres. C'est un indicateur de la qualité des actifs. Toutes choses égales par ailleurs, une augmentation de Rwa traduit une augmentation du risque et par conséquent une baisse du ratio de solvabilité, pour notre étude, une augmentation de 1% de RWA entraîne une diminution de 0.023% des ajustements réglementaires. Dans notre analyse, nous avons considéré que les ajustements réglementaires constituent la différence entre les fonds propres comptables et les fonds propres prudentiels. On peut en déduire que les fonds propres prudentiels constituent aussi une différence entre les fonds propres comptables et les ajustements réglementaires. Par ce fait, pour maintenir un niveau similaire de fonds propres prudentiels, une augmentation de Rwa entraînera une diminution des ajustements réglementaires (ceteris paribus). Une variation positive du Rwa peut être causée par plusieurs causes dont une dégradation de la qualité de crédit des contreparties (effet qualité), un accroissement des engagements de la banque (effet base), une augmentation des exigences en fonds propres pondérés relatives aux risques de marché (évolution défavorable des paramètres de marché) et/ou aux risques opérationnels (augmentation de la collecte de risques opérationnels).

A2 Dans notre étude, cette variable n'est pas significative, de plus le signe attendu n'est pas celui constaté. Ce résultat laisse suggérer que ce ratio n'exerce aucune influence sur les ajustements réglementaires. Toutefois, une analyse plus fine permettrait peut-être de constater qu'une bonne partie de l'influence de la qualité des actifs sur les ajustements réglementaires est captée par le RWA décrit ci-dessus.

4.5.2 *Modèle 1b*

Le modèle est globalement significatif au seuil de 66% avec un R2 ajusté de 66%. L'introduction des variables de contrôle a amélioré le modèle comparativement au modèle 1a.

Le modèle 1b reprend le modèle 1a et y intègre des variables de contrôle telles que pays, notepays, cotation. Les résultats obtenus via le modèle 1b confirment ceux obtenus avec le modèle 1a. En effet les variables explicatives que sont C3, O3, afsdef et Rwadef sont significatives (à 1% et 5% pour RWAdéf) et de signe attendu. La variable A2 n'est pas significative (au seuil de 5%). Concernant les variables de contrôle, la cotation et la notepays sont significatives au seuil de 5%. En revanche, la variable pays n'est pas significatif.

Les tests de présence des effets individuels ont été probants (Test de Fischer). En outre, via le test de Hausman, nous avons constaté que les effets individuels sont fixes. La significativité de la variable contrôle cotation confirme la présence d'effets individuels. La cotation d'une banque implique une exigence de publication d'informations financières à

laquelle ne sont pas soumises les banques non cotées. Ceci pourrait expliquer l'influence qu'exerce la cotation sur les ajustements réglementaires.

La note pays tient compte de l'évolution de la notation d'origine de la banque. Une dégradation de la note pays pourrait traduire une dépréciation de la qualité de l'environnement macroéconomique de la banque, entraînant ainsi une augmentation du risque de contrepartie. Ce risque est d'autant plus accentué que la banque en question détient un important portefeuille de titres souverains (exposition souveraine). C'est à notre sens pour cette raison que la note pays pourrait influencer les ajustements réglementaires.

L'appartenance à un pays matérialisée par la variable pays n'a pas été significative dans le modèle. En d'autres termes, le modèle n'a pas capté l'effet pays. L'explication pourrait se situer dans la manière dont la variable pays a été instrumentalisée (classement fortuit codant les pays de 1 à 15) ou encore par le fait que la réglementation concernant les ajustements réglementaires est appliquée de la même manière dans les pays composant l'échantillon.

4.5.3 *Modèle 2*

La régression par panel dynamique a fourni un modèle significatif, toutefois seules quelques variables explicatives ont répondu en termes de significativité. Seule la variable retardée concernant les ajustements réglementaires (de N-1) et la variable O3 sont significatives. Ce résultat laisse supposer que le poids du lissage des ajustements réglementaires expliquerait une grande part de la nature des ajustements réglementaires de l'année N. Ce résultat est à manier avec précaution et nécessite d'être approfondi à travers d'autres analyses.

L'impact de la performance opérationnelle est toujours présente (seule variable présente dans les trois modèles). On serait tenté d'en tirer une conclusion consistant à avancer que le résultat de l'exercice N serait le premier indicateur du niveau de manipulation des ajustements réglementaires. Toutefois à ce stade, il conviendrait de réaliser d'autres analyses afin de confirmer les résultats obtenus, car cette étude, comme toute recherche admet des limites aussi bien qu'elle ouvre des perspectives.

5 Conclusion, limites et perspectives de recherche

A l'issue de cette étude, on constate que les hypothèses posées sont validées par les modèles proposés. Les variables concernant la qualité des actifs, les résultats opérationnels, le capital, la masse d'AFS et la nature cotée (ou non) d'une banque exercent une influence sur les ajustements réglementaires tels que nous les avons définis. Toutefois, il reste encore tout un champ de recherche à explorer. Dans un premier temps, il conviendrait de mieux comprendre dans quelle mesure et les ajustements réglementaires de l'exercice précédent exercent une influence sur les ajustements réglementaires de l'exercice en cours. Ensuite l'étude présente naturellement une double limite. La première limite est relative au fait qu'elle ne s'est intéressée qu'au ratio Mc Donough (Bâle 2), alors que depuis 2014, la réglementation prudentielle a évolué. En effet, la transition de Bâle 2 vers Bâle 3 n'est pas sans effets sur les ajustements réglementaires. Au contraire, avec Bâle 3, les ajustements réglementaires présentent un nouveau visage. Il conviendrait d'en tenir compte pour gagner adéquatement

une connaissance empirique plus entendue. Pour ce faire, il faudrait faire un exercice de comparaison entre les périodes 2009-2013 et 2014-2016, en utilisant les mêmes proxys mais avec une nette distinction des panels. Par ailleurs, le concept d'ajustements réglementaires tels que présentés ci-dessus, pourrait être davantage affiné. Pour ce faire, il faudrait s'intéresser exclusivement aux filtres prudentiels. Ce qui permettrait de mieux détecter l'impact des IFRS dans la gestion du capital prudentiel, car comme nous l'avons explicité ci-haut, les filtres prudentiels émanent de l'application des IFRS. En outre, il reste possible de faire une discrimination entre les différentes catégories de fonds propres Tier 1, Tier 2 etc. Ceci devrait à notre sens permettre de mieux localiser les éventuelles zones de manipulation des fonds propres prudentiels.

Bibliographie

Articles

- Ahmed, A. S., Takeda, C., Thomas, S. (1999). Bank loan loss provisions: a reexamination of capital management, earnings management and signalling effects. *Journal of Accounting and Economics* 28: 1–25.
- Ahmed, A. S., Takeda, C (1995). Stock Market Evaluation of gains and losses on commercial Banks' investment securities: an empirical analysis. *Journal of Accounting and Economics* 20 (2): 207-225.
- Barth, M., Landsman, W., Wahlen, J. (1995). Fair Value Accounting: effects on bank's earnings volatility, regulatory capital and value of contractual cash flows. *Journal of Banking & Finance* 19: 577-605.
- Barth, M., Beaver, W. H., Wolfson, M. (1990). Components of earnings and the structure of bank share prices. *Financial Analysts Journal* 46 (3).
- Barth, M., Landsman, W. (2010). How did financial reporting contribute to the financial crisis? *European Accounting Review* 19: 399–423.
- Beatty, A., Liao, S. (2011). Do delays in expected loss recognition affect banks' willingness to lend? *Journal of Accounting and Economics* 52:1–20.
- Beatty, A., Chamberlain, S. L., Magliolo, J. (1995). Managing financial reports of commercial banks: the influence of taxes, regulatory capital, and earnings. *Journal of Accounting Research* 33: 231–262.
- Collins, J. H., Douglas, A., Shackelford, Wahlen, J. (1995). Bank differences in the coordination of regulatory capital earnings and taxes. *Journal of Accounting Research* 33 (2): 263-291.
- Curcio, D., Hasan, I. (2013). Earnings – and Capital-Management and Signaling: The use of Loan Loss Provisions by European Banks. *European Journal of Finance*.
- Galai, D., Sulganik, E., Wiener, Z. (2012). Accounting Values versus Market Values and Earnings Management in Banks. *Recent Advances in Finance and Accounting* 37-59.
- Greiner, A. J. (2015). The effect of the fair value option on bank earnings and regulatory capital management evidence from realised securities. *Advances in Accounting*.
- Moyer, S. E. (1990). Capital adequacy ratio regulations and accounting choices in commercial banks. *Journal of Accounting and Economics* 13 (2): 123–154.
- Qiang, C., Terry, W., Minlei, Y. (2009). Equity Incentives and Earnings management: Evidence from the banking industry. *Journal of Accounting, Auditing and Finance* 26 (2).

Shipper, K. (1989). Commentary on earnings management. *Accounting Horizons* 3(4): 91-102.

Cahiers de recherche, rapports et communications dans des congrès

Argimon, I., Düllmann, K., Foos, D., Georgescu, O., Pramor, M., Francis, B., Gaul, L., Nordal, K. (2015). The interplay of accounting and regulation and its impact on bank behaviour: Literature review. Basel Committee on Banking Supervision. Working Paper 28.

Argimon, I., Estrada, A., Dietsch, M. (2015). Prudential Filters, Portfolio Composition and Capital Ratios in European Banks. Banco de Espana, ACPR WP.

Barth, M., Gomez-Biscarri, J., Kasznik, R., Lopez-Espinosa, G. (2012). Fair Value Accounting, Earnings Management and the use of Available-for-Sale Instruments by Bank Managers. Université de Navarr WP.

Basle Committee on Banking Supervision (BCBS 107). Convergence internationale de la mesure et des normes de fonds propres. Juin 2004 disponible sur www.BIS.org.

Basle Committee on Banking Supervision (BCBS 189). Bâle III : dispositif réglementaire mondial visant à renforcer la résilience des établissements et systèmes bancaires. décembre 2010, disponible sur www.BIS.org.

Basle Committee on Banking Supervision (BCBS 23). Overview of the Amendement to the Capital Accord to incorporate market risks. Janvier 1996 disponible sur www.BIS.org.

Basle Committee on Banking Supervision (BCBS 70). Report to G7 Finance Ministers and Central Bank Governors on International Accounting Standards. April 2000 disponible sur www.BIS.org.

CEBS Guidelines on Prudential Filters for Regulatory purposes. Bank of International Settlements December 2004.

Combes-Thuelin, E. (2001). Le lissage du résultat : Enjeux spécifiques du secteur bancaire français. Communication 22ème Congrès AFC Metz, mai 2001.

Committee of European Banking Supervisor (2007). Analytical report on prudential filters for regulatory capital. disponible sur www.BIS.org.