

Bâle 3 : Quels impacts sur le financement des pays émergents

Jean-Marc FIGUET Thomas HUMBLLOT Delphine LAHET*

LAREFI Working Paper N°2013-07

Résumé

La persistance de crises bancaires démontre l'incapacité des établissements de crédit à s'autoréguler. De ce fait, le Comité de Bâle étend largement le périmètre de la nouvelle réglementation prudentielle. Sur la base de la littérature sur les déterminants des flux de capitaux transfrontières et d'un GMM système, cet article analyse l'impact potentiel de l'accord Bâle 3 sur les flux de capitaux bancaires provenant des banques de 16 pays industrialisés à destination d'un panel de 30 pays émergents. L'un des apports de cette étude est la décomposition de chacune des nouvelles normes en variables explicatives *push* distinctes. Cette désagrégation permet l'étude des trajectoires de chacun des volets de Bâle 3, autorisant une évaluation de leurs impacts respectifs. Cet article démontre le rôle fort de la contrainte de rentabilité des banques dans la gestion de leur bilan et de leur octroi de crédit. Par ailleurs, les ratios de liquidité présentent une menace majeure pour l'octroi de crédit aux pays émergents. Globalement, les résultats de l'article vont dans le sens d'un impact négatif de la nouvelle réglementation prudentielle sur le financement bancaire des pays émergents.

Abstract

Banking crisis persistency highlights the banks' inability to regulate themselves. Therefore, the Basel Comity expands dramatically the perimeter of the new prudential regulation. Based on the determinants of cross-border flows litterature and a GMM system, this article analyzes the potential impact of Basel III on bank capital flows from 16 banks operating in industrialized countries towards a panel of 30 emerging markets. One of the contributions of this paper is the breakdown of each new rule in one specific push explicative variable. This desagregation allows to study the dymanics of each aspect of Basel III and so, an assessment of their respective impact. This article underlines the strong role of the banks' profitability constraint on the management of their balance sheet and credit allocation. More, the liquidity ratios present a major threat for emerging markets. Generally speaking, results tend to show the potential negative impact of the new rules on emerging markets funding.

Mots clés : Bâle 3, financement bancaire, flux de capitaux, pays émergents

JEL : E51, F34, G18

* Larefi, Université de Bordeaux, Montesquieu Bordeaux 4, Ave. Léon Duguit, 33608 Pessac Cedex, France.
figuet@u-bordeaux4.fr, thomas.humbloit@u-bordeaux4.fr, delphine.lahet@u-bordeaux4.fr.

1. Introduction.

Les banques internationales sont soumises à une réglementation prudentielle supposée leur permettre de résister aux chocs par une capitalisation adéquate, et ce faisant de poursuivre leur rôle essentiel de financement de l'économie. Néanmoins, la crise financière débutée en 2007 a montré la fragilité des banques à absorber ces chocs, ce qui s'est notamment traduit par une intervention des Etats, et finalement une contraction des crédits bancaires aux agents non financiers qui déprime la croissance économique (IMF [2012]). La réponse des autorités a été de mettre en place un nouveau cadre réglementaire que devront respecter les banques d'ici à 2019. Les accords de Bâle 3, faisant suite aux accords de Bâle 1 et 2, visent à renforcer la résilience des institutions financières pour leur permettre de faire face par leurs propres moyens à un choc de grande ampleur (BCBS [2010]). Plus précisément, ces accords cherchent à améliorer la solvabilité et nouveauté, la liquidité des banques.

Le ratio de solvabilité reste le rapport entre le montant des fonds propres et les actifs pondérés des risques. Ce ratio, comme précédemment, doit être égal à 8%. Les accords de Bâle 3 prévoient cependant une modification profonde du numérateur et du dénominateur à l'échéance du 1^{er} janvier 2015. Concernant le numérateur, une définition plus stricte du capital bancaire doit être observée avec le renforcement du Tier 1 qui doit représenter 6% des actifs pondérés des risques, et principalement constitué du Core Tier 1 (actions ordinaires, bénéfiques non distribués, actions de préférence) et marginalement du Tier 1 additionnel (titres subordonnés perpétuels...). Le Tier 1 est conçu pour assurer la continuité de l'exploitation. Quant au Tier 2 (2% des actifs pondérés), il doit permettre la liquidation de la banque. Selon Wellink [2011], cette redéfinition du capital facilite la supervision des établissements bancaires, leur comparaison, donc leur valorisation. Concernant le dénominateur du ratio de solvabilité, les principales modifications tiennent à l'évaluation des risques de marché avec une forte augmentation des exigences en fonds propres relatives aux activités de marché et de titrisation (Hannoun [2010]). Ces activités sont à l'origine des pertes bancaires les plus importantes lors de la crise. En revanche, l'évaluation des risques de crédit n'est pas modifiée (BCBS [2010]), les modèles IRB (*Internal Rating Based*) servant de base au calcul des risques. Le ratio de solvabilité est complété par un volant de conservation (*conservation buffer*) égal à 2,5% des actifs pondérés des risques pour s'assurer que les banques puissent mobiliser une part plus importante de capital lors d'une récession économique. L'amélioration de la solvabilité passe également par l'instauration d'un ratio de levier et d'un volant contracyclique. Le ratio de levier minimum est le rapport entre les fonds propres durs et le total du bilan. Il a pour objectif de contraindre le recours à l'endettement en obligeant les banques à financer au moins 3% de leur actif par des fonds propres durs. Le ratio de levier est conçu comme un complément du ratio de solvabilité car ce dernier ne permettrait pas d'écarter totalement une sous-évaluation des actifs pondérés des risques par le biais d'arbitrages

règlementaires (Blum [2008]). Pour éviter le biais procyclique des banques qui est inhérent à la réglementation prudentielle, un volant contracyclique (2,5% des fonds propres) peut être actionné par le régulateur national lorsqu'il considère que l'évolution du ratio crédit agrégé/PIB crée une expansion excessive du crédit et donc une accumulation inacceptable de risque. Enfin, les établissements systémiques (*Systemically Important Financial Institutions, SIFIs*) devront constituer des fonds propres supplémentaires (de 1 à 3.5% des actifs pondérés) afin d'amortir les risques liés à leur taille et interdépendance. Le test de l'Autorité bancaire européenne (*European Banking Authority* [2012]) indique que, pour un échantillon de 152 banques européennes, le déficit en capital à combler d'ici à 2019 pour respecter les différents ratios est supérieur à 500 milliards d'euros.

La crise de 2007 s'est caractérisée par un assèchement de la liquidité sur les marchés, y compris pour les établissements bien capitalisés. Le Comité de Bâle a répondu à cette situation inédite par la mise en place de deux ratios de liquidité (BCBS [2010]), l'un à court terme (introduit en 2015) et l'autre à plus long terme (introduit en 2018). Le ratio de liquidité à court terme (*Liquidity Coverage Ratio, LCR¹*) vise à s'assurer que la banque détient suffisamment d'actifs de qualité pour faire face à ses besoins de liquidités pour les 30 jours prochains en période de crise grave (choc idiosyncratique et généralisé). Pour respecter ce ratio, les banques vont être amenées à rééquilibrer les crédits et les dépôts, les prises et les mises en pension d'actifs liquides. Le LCR, par exemple, a incité les banques à acquérir de la dette souveraine, qui a vu entre-temps sa notation fortement dégradée. Ces portefeuilles souverains, une fois comptabilisés en valeur de marché, ont et auront encore des impacts négatifs sur la rentabilité et la solvabilité des banques (notamment italiennes et espagnoles), rendant encore plus difficile les opérations nécessaires à l'amélioration des ratios de solvabilité qu'impose Bâle 3. Le ratio structurel de liquidité à long terme (*Net Stable Funding Ratio, NSFR²*) va obliger les banques à disposer de ressources longues en face de leurs emplois longs pour éviter les asymétries d'échéances contractuelles trop importantes. Le NSFR modifie le rôle de transformation de maturité des banques (prêt à long terme et refinancement à court terme). La disparition de la marge de transformation pourrait avoir des impacts sur le crédit, qui deviendrait plus coûteux et plus rare³. L'EBA [2012] estime le déficit (*shortfall*) de liquidité à 1,17 billions d'euros pour le LCR et à 1,4 billions d'euros pour le NSFR pour 152 banques européennes.

La mise en place de Bâle 3 pose, d'une part, la question de son efficacité à répondre aux chocs futurs subis par les banques, et d'autre part, la question de son impact sur le financement de l'économie. C'est cette dernière question qui retient notre attention. En particulier, nous cherchons à estimer si la nouvelle réglementation aura des conséquences positives ou négatives sur le financement

1

avec

2

³ On constate également de profondes évolutions des passifs bancaires avec une augmentation notable de la part des « financements sécurisés », ce qui peut avoir pour conséquence un accroissement de la complexité des passifs.

bancaire extérieur des pays émergents. Les pays émergents sont, en effet, fortement dépendants de ce type de financement (CGFS [2009]). Entre 1980 et 2010, les flux de capitaux bancaires ont été multipliés par 8,5 en passant de 8,86 à 75,86 milliards de dollars US représentant, en moyenne, 18% du PIB des pays émergents considérés dans cette étude⁴. Nous nous baserons sur les variables bancaires de la Banque des règlements internationaux (BRI), les *locational banking statistics*, qui mesurent précisément le crédit bancaire transfrontière, ainsi que sur deux pans de la littérature : la quantification des effets des différents ratios de Bâle 3 pour les banques internationales et les déterminants des entrées de capitaux dans les pays émergents.

L'apport de notre article est double. D'une part, par rapport à la littérature existante, proposer, dans les tests économétriques, des variables pouvant représenter le plus précisément possible les différentes composantes et effets du dispositif Bâle 3, au-delà de la seule prise en compte de l'évolution des taux d'intérêt du crédit bancaire. D'autre part, considérer Bâle 3 comme un déterminant à part entière des entrées de capitaux dans les pays émergents, plus précisément comme un facteur *push*, représentant les conditions globales et non spécifiques au pays emprunteur, pouvant impacter son financement sur les marchés internationaux. Ainsi, sur la période 1999-2010, les différentes composantes de Bâle 3, en imaginant qu'elles aient déjà été mises en place, ont-elles eu un impact sur le crédit bancaire international accordé aux pays émergents ? Cela pourra nous permettre d'envisager ce qui pourrait se passer dès lors que les banques internationales respecteront ce dispositif.

La littérature sur les conséquences des ratios de Bâle ne s'est, jusqu'à présent, que peu intéressée aux prêts bancaires aux pays émergents. Selon Van Hoose [2007], les accords de Bâle 1 et 2 se sont traduits par une hausse du coût des prêts et une baisse des volumes accordés. La littérature indique aussi que l'effet porte essentiellement sur la monnaie de financement, le taux d'intérêt et la maturité. Pour Bisignano [2003], les Accords de Bâle 1 n'ont pas favorisé le financement à long terme des pays émergents, les banques étrangères étant fortement incitées par la réglementation à leur accorder des prêts à court terme en dollars. De plus, peu d'articles ont testé économétriquement l'impact du ratio Bâle 1 sur les flux de capitaux internationaux, ou seulement dans le cadre des banques japonaises. Montgomery [2005] montre que les banques japonaises ont réduit massivement leurs actifs risqués à partir de 1988, notamment le crédit national aux entreprises et les prêts internationaux, mais sans en identifier les emprunteurs. Peek et Rosengren [1997] vont plus loin en confirmant empiriquement que les banques japonaises ont rationné, suite à la mise en place du ratio de solvabilité, le crédit international à leurs clients américains. Concernant un potentiel rationnement des clients-pays émergents, King [2001], sans test économétrique, indique que les banques japonaises font partie des responsables du déclenchement de la crise asiatique, du fait du rationnement massif qu'elles ont opéré en tant que créancier commun. Brana et Lahet [2009] en apportent la preuve économétrique,

⁴ Sources : BRI, *Locational banking statistics*, IMF, *World Economic Outlook*, calculs des auteurs.

ce qui met en valeur un canal international de transmission des chocs. Dans ces études, le ratio utilisé est, d'un point de vue microéconomique, celui déclaré par les banques étudiées, disponibles dans certaines bases de données, ou bien, d'un point de vue macroéconomique, il correspond plutôt à un ratio de levier.

En raison de la crise, les Accords de Bâle 2, mis en route en 2006, n'ont été que peu étudiés empiriquement quant à leur impact sur le financement des pays émergents. Néanmoins, sur la base des écarts de taux d'intérêt, Reisen [2001] et Griffith-Jones et Spratt [2001] anticipent que les pays émergents doivent subir un renchérissement du coût du crédit lors du passage de Bâle 1 à 2. Ainsi les *spreads* des emprunteurs notés B devraient augmenter de 350 points de base sous l'approche standard et de 3709 bp sous l'approche IRB. Les emprunteurs notés AA devraient bénéficier d'un repli des spreads de 16 et 18 bp, respectivement sous l'approche standard et IRB. Par la suite, Weder et Wedow [2002] considèrent que l'augmentation des écarts de crédit pour les emprunteurs risqués (CCC) serait de 350 bp avec l'approche standard et de 2041 bp avec l'IRB. Le repli pour les emprunteurs notés A étant de 40 (standard) et 43 (IRB) points de base. Claessens et al. [2008], uniquement pour l'approche IRB, estiment la hausse pour les emprunteurs CCC à 1837 bp. Les « gagnants » seraient les clients BB+ puisque bénéficiant d'une contraction de 178 bp du coût des prêts. Pour les emprunteurs peu risqués (A) l'effet serait nul. Au final, Weder et Wedow [2002], Liebig et al. [2007], Claessens et al. [2008] estiment que l'impact global du passage à Bâle II serait négligeable, voir neutre, sur les prêts aux pays émergents et ce, grâce à la mise en place antérieure de techniques modernes de gestion des risques. Du reste, Figuet et Lahet [2007] montrent empiriquement que le financement bancaire à court terme devrait rester prédominant dans les pays émergents, ce qui est confirmé par les faits : entre les années 2000 et 2010, la part du financement de court terme (inférieur à un an) dans le total des flux est passée de 50 à 60%⁵. Qu'en sera-t-il pour Bâle 3 ? Jusqu'à présent, la plupart des études se sont centrées sur l'augmentation du coût et la baisse du volume des prêts bancaires impactant la croissance économique (BCBS [2010], Macprudential Assessment Group [2010], Frenkel et Rudolph [2010], Cosimano et Hakura [2011], Slovik et Cournède [2011], Slovik [2011]). Ainsi, l'IIF [2011] prévoit que les taux d'intérêt devraient, en moyenne, augmenter de 3,5% entraînant une moindre croissance du PNB de 3,2%. Le MAG [2010], Cosimano et Hakura [2011], Slovik et Cournède [2011] estiment tous une hausse de l'ordre de 15 points de base des *spreads* de taux d'intérêt par point de pourcentage supplémentaire en capital réglementaire. Le MAG [2010] estime la baisse annuelle du PNB mondial sur 2012-2019 à 0,03%, et au-delà anticipe une hausse annuelle de 0,2 à 0,6% de ce PNB du fait de la baisse de la probabilité d'apparition d'une crise bancaire. Quant à la Commission européenne [2011], elle estime que la régulation du système bancaire rapporterait à terme entre 0,3 et 2 points de PIB supplémentaires à l'Union européenne. Concernant l'impact de Bâle 3 sur le financement bancaire extérieur des pays émergents, Ghosh et al. [2011] estiment qu'une hausse de 100 points de base du

⁵ Source : BRI, *Consolidated banking statistics*, Calculs des auteurs.

taux d'intérêt va induire un repli de 3% du volume des flux de capitaux. L'IIF [2010] envisage le même effet mais sans test empirique. Certains articles tendent à nuancer les impacts de Bâle 3 et prévoit un effet global négligeable (Kashyap et al. [2010], Miles et al. [2011]). Il n'existe pas à notre connaissance de test généralisé sur l'impact de Bâle 3 sur le volume de prêts à destination des pays émergents. C'est l'objectif de notre article : sur un plan macroéconomique, tester économétriquement les impacts de la réglementation prudentielle sur la base de variables mesurant le dispositif dans son intégralité (ratios de solvabilité, liquidité, effet de levier).

Le deuxième pan de la littérature sur laquelle nous nous basons, les déterminants des entrées de capitaux, classe traditionnellement ces facteurs en deux catégories (Calvo et al. [1993], Fernandez-Arias [1996]). Les facteurs *push*, ou facteurs globaux, extérieurs aux pays émergents qui reçoivent les capitaux : ce sont les conditions économiques, réelles, commerciales, financières propres aux pays des investisseurs, qui pousseraient ces derniers à préférer investir dans les pays émergents. Dans les premiers articles sur le sujet, qui étudient les déterminants extérieurs des investissements de portefeuille (Calvo et al. [1993] sur l'Amérique Latine dans les années 80), il s'agit essentiellement des taux d'intérêt et de la croissance économique des pays industrialisés⁶, notamment les Etats-Unis. Puis, les études (Hernandez et Rudolph [1995], Fernandez-Arias [1996], Chuhan et al. [1998]) testent en même temps le rôle respectif des facteurs *push* et des facteurs *pull* sur des panels de pays émergents : ces derniers sont spécifiques aux pays émergents, à savoir les fondamentaux favorables qui attirent les capitaux des investisseurs internationaux. Suite à la crise asiatique de 1997, et à celle de 2007-2008, la littérature s'est intéressée au phénomène de contagion et aux indicateurs d'aversion pour le risque des investisseurs. Ainsi, des variables comme le High yield spread, le Ted spread, le VIX... sont testées aux côtés des facteurs traditionnels et apparaissent significativement négatives en tant que facteur extérieurs/*push* pour expliquer les mouvements de capitaux à destination des pays émergents (Jeanneau et Micu [2002], Takats [2010], Hermann et Mihaljek [2010]⁷, Ghosh et al. [2011], Forbes et Warnock [2011], Fratzscher [2011]). Enfin, compte tenu de la crise de 2007-2008 suite à laquelle de grandes banques internationales, maison-mère de nombreuses filiales implantées dans les pays émergents, ont connu des problèmes de liquidité et de solvabilité, les études se concentrent davantage sur les déterminants des prêts bancaires internationaux⁸, et intègrent des

⁶ Les premiers résultats montrent un impact négatif pour ces variables : une baisse de la croissance et des taux d'intérêt bas poussent à investir dans les pays émergents. Plus tard, Jeanneau et Micu [2002] apporteront la preuve d'un impact positif de ces variables traditionnelles, donc d'un effet procyclique de la croissance des pays industrialisés.

⁷ Dans le cadre d'un modèle de gravité, même si les auteurs retiennent le classement traditionnel en facteurs globaux/spécifiques.

⁸ Sur la base des données bancaires de la BRI, soit les *consolidated banking statistics* qui mesurent les créances des banques internationales depuis le pays d'origine, et plus précisément celles des filiales implantées, ainsi que les créances en devises et celles en monnaie locale, les transactions maisons-mères filiales étant compensés dans ces statistiques ; soit les *locational banking statistics* qui mesurent les créances transfrontières. Pour plus

variables bancaires à la fois dans les facteurs globaux (qualité des banques du pays prêteur) et spécifiques (degré d'ouverture du pays aux banques étrangères, santé des banques locales) (Garcia-Herrero et Martinez-Peria [2005], McGuire et Tarashev [2008], Hermann et Mihaljek [2010]). Ferrucci et al. [2004] et Broto et al. [2008] démontrent que durant les années 2000, l'importance des facteurs globaux n'a cessé d'augmenter. A notre connaissance, peu d'études se sont intéressées au dispositif réglementaire de Bâle en tant que facteur explicatif des prêts bancaires internationaux⁹. Le premier article sur le sujet (Buch [2000]) trouve un impact positif de la réglementation bâloise sur les flux de capitaux internationaux, par le biais d'une *dummy* variable après 1988 et dans un cadre *push&pull*. Jeanneau et Micu [2002], dans le même cadre d'analyse, introduisent également une *dummy* variable prenant la valeur 1 pour les pays prêteurs dont les banques ont mis en place le ratio Bâle 1 entre les deuxièmes semestres de 1988 et 1992. Il n'y a pas d'impact sur l'offre de prêts, sauf un très léger en 1992 si l'on ne retient que le crédit interbancaire. Néanmoins, on peut considérer qu'une telle *dummy* variable a un pouvoir explicatif limité. Par la suite, les études de Weder & Wedow [2002] et Liebig et al. [2007], sur la base de variables construites, concluent que Bâle 2 n'aura qu'un effet limité sur les flux de capitaux internationaux bien que cela soit négativement cette fois-ci¹⁰. Ghosh et al [2011], suite à leurs tests sur les déterminants des prêts transfrontières dans un cadre *push&pull*, simulent l'impact de Bâle 3 à travers une seule variable *push* : une hausse des taux d'intérêt réels américains, donc une baisse du différentiel de taux d'intérêt avec les pays émergents, toutes choses égales par ailleurs¹¹. Les auteurs trouvent une baisse de 3% des flux bancaires pour une baisse de 100 points de base du différentiel de taux d'intérêt. Bruno et Shin [2012] testent, en tant que facteurs *push* des prêts transfrontières, le changement de structure du bilan des banques à travers deux variables : le ratio de levier et le montant des fonds propres des banques. Le VIX est retenu comme proxy de l'inverse du ratio de levier des banques, sur la base de l'observation de l'évolution inverse entre le VIX et le ratio de levier de deux grandes banques internationales (Goldman Sachs et Morgan Stanley), ce qui peut apparaître comme une limite de l'article. Selon les auteurs, une augmentation des fonds propres des banques internationales entraîne une hausse des flux de capitaux bancaires internationaux et une hausse du VIX, donc une baisse du ratio de levier, cause une baisse de ces flux.

Dans ce contexte, l'objectif de notre l'article est de déterminer l'impact de facteurs globaux et spécifiques sur l'évolution des prêts bancaires sur un panel de pays émergents, entre 1999 et 2010, et notamment l'impact du dispositif de Bâle 3 en tant que facteurs *push*, en le mesurant le plus

d'informations sur ces différentes mesures, McGuire, P., Wooldridge, P., 2005. The BIS Consolidated banking statistics : structure, uses and recent enhancements. Bank for International Settlements Quarterly Review.

⁹ La commission européenne [2010], en conclusion de son rapport sur les flux de capitaux vers l'Europe émergente (pas de tests économétriques), prévoit qu'une supervision financière plus forte (ratio de capital plus exigeant) pourrait réduire la volonté et la capacité des banques de l'UE 15 à prendre des risques (donc à prêter) aux agents de l'Europe de l'Est.

¹⁰ Il faut noter que ces deux articles ne se placent pas dans un contexte *push&pull*.

¹¹ Les auteurs indiquent qu'il faut ainsi analyser les résultats avec précaution.

précisément possible à travers quatre variables : le coût du capital bancaire, le coût de la dette bancaire, le ratio d'effet de levier et le coût de la liquidité.

Le reste de l'article se décompose comme suit. La partie 2 expose les données testées et les mécanismes attendus. La partie 3 présente les modèles économétriques et les résultats des tests et la partie 4 conclut.

2. Les données.

Les données testées dans les modèles principaux sont définies en annexes dans le Tableau A.1. Les statistiques descriptives sont présentées dans le Tableau A.2.

Les flux de capitaux sont mesurés par les encours internationaux bruts des établissements bancaires déclarants auprès de la BRI vis-à-vis de tous les secteurs d'activité d'un pays individuel. Ce sont les *locational banking statistics* (million \$, 6A). Cette variable permet de mesurer exactement les prêts transfrontaliers (Takats [2010], BRI [2012]). Elle est cohérente avec les principes sous-jacents de la comptabilité nationale, de la construction de la balance des paiements et des statistiques de la dette extérieure et inclut les transactions internationales entre les maison-mères et les filiales.

Les variables explicatives sont classées en deux catégories : les *push* et les *pull*.

2.1. Les facteurs *pull*.

La croissance ou le cycle économique du pays émergent est appréhendé de deux façons :

- le PIB par tête (*ldpibpc*) comme indicateur du niveau de développement (Broto et al. [2008], Forbes et Warnock [2011], Ghosh et al. [2011]).
- le taux de croissance du PIB réel de la zone géographique du pays émergent, anticipé à 8 mois par le FMI, pour l'année suivante (*pibanti*), comme mesure des perspectives de croissance future du pays et de progression des rendements des investissements¹².

Le degré d'ouverture commerciale (*ldc*) est approximé par la somme des importations et des exportations en pourcentage du PIB. Cette variable mesure l'intégration des pays à l'économie mondiale, et permet d'évaluer la compétitivité du pays. De plus, un pays bien intégré commercialement bénéficie, en général, d'un accès facilité aux financements internationaux (Jeanneau et Micu [2002]).

Sur le plan financier, nous testons le différentiel de taux d'intérêt réel entre le pays émergent et les Etats-Unis (*txdifusa*). Il ne s'agit pas d'un « pur » facteur *pull* puisque qu'il comprend une

¹² Cette dernière variable n'a jamais été testée empiriquement mais l'ensemble des études s'accordent sur le fait que le PIB est un proxy des perspectives de développement du pays (Jeanneau et Micu [2002], Weder et Wedow [2002], Ferrucci et al. [2004], Takats [2010]).

composante internationale. Cette variable peut servir à mesurer les stratégies de *carry trade* des investisseurs, nationaux et internationaux (Jeanneau et Micu [2002]). Néanmoins, la stabilité du taux d'intérêt américain tend à la classer comme facteur *pull*. Traditionnellement, une augmentation du différentiel, signe de rentabilité relative plus élevée des investissements dans les émergents, attire les capitaux. Parallèlement, une augmentation du différentiel correspond à une détérioration relative de la solvabilité du pays emprunteur et potentiellement à une augmentation du coût du service de sa dette, ce qui induit une augmentation relative du risque de crédit de l'emprunteur et donc une diminution de l'afflux de capitaux.

L'attractivité financière des marchés émergents est appréhendée de deux façons :

- par la rentabilité totale du « Standard & Poor's IFCI » pour chaque pays émergent (*ldifcipf*). L'indice regroupe plus de 2000 entreprises localisées dans 21 pays en 2012 et révèle l'attractivité potentielle des marchés financiers et est lié à l'amélioration des politiques macroéconomiques (Jeanneau et Micu [2002], Ferrucci et al. [2004]). Un coefficient positif est donc attendu.
- par la rentabilité totale du « JPMorgan Emerging Markets Bond Index + composite » (*ldembicf*) représente l'attractivité financière globale des pays émergents. L'indice porte sur des instruments de dette extérieure incluant les Brady bonds en Dollar US, les Eurobonds et les créances négociables émises par les entités souveraines. S'agissant d'un indice de rentabilité, la première hypothèse serait de voir les flux de capitaux attirés par une rentabilité plus forte. Néanmoins, l'augmentation du rendement des obligations d'Etat est un indicateur de risque et/ou de tensions économiques (Alberola et al. [2012]). Concernant cette variable, le signe est donc ambigu.

Enfin, une *dummy* variable (*bcbs*) qui prend la valeur 1 pour les pays émergents membres du Comité de Bâle, sur leur période d'adhésion, est intégrée dans les régressions. Le signe attendu est positif, reflétant l'impact attractif du développement de la réglementation financière dans un pays émergent.

2.2. Les facteurs *push*.

Le taux d'épargne moyen des pays industrialisés en pourcentage de leur PIB (*txspigdp*) représente la capacité de placements des pays industrialisés, notamment sur les marchés financiers émergents. Une relation positive entre épargne et flux de capitaux internationaux est liée à la loi des rendements décroissants : plus l'épargne des pays industrialisés augmente, plus les rendements y sont faibles, les meilleurs couples rendement/risque étant servis les premiers, et l'abondance d'épargne diminuant le coût des prêts. Ceci induit une recherche de rentabilité plus élevée à l'extérieur. De plus, cela est aussi lié aux stratégies de diversifications internationales des portefeuilles : l'épargne des pays industrialisés peut être considérée comme un proxy du processus d'allocation des ressources internationales aux investissements les plus productifs (Claessens [1995]).

L'attractivité des marchés financiers mondiaux est mesurée par l'indice mondial MSCI, en dollar US (*ldmscif*). Cet indice de performance cumulative (base 100 en Juillet 1997) porte sur les larges et mid-cap de 24 pays industrialisés et 21 émergents. Il couvre 84% de l'ensemble des opportunités d'investissement mondiales en actions, grâce à 2 444 instruments suivis en 2012. Il est lié au développement, à l'amélioration de la liquidité et de la transparence sur les marchés mondiaux, ce qui permet un accès facilité des pays émergents au financement international.

Les variables *push* qui représentent le dispositif Bâle 3 constituent un apport de notre article. Notre objectif est de définir des variables pouvant mesurer au mieux le contenu du dispositif Bâle 3 et ses effets, au-delà d'une simple *dummy* variable (Buch [2000], Jeanneau et Micu [2002]) ou bien du taux d'intérêt sur le crédit bancaire (BCBS [2010], MAG [2010], Kashyap et al. [2010], Ghosh et al. [2011], Slovik et Cournède [2011]). Si Bâle 3 avait déjà été mis en place sur la base des variables retenues, quel en aurait été l'impact sur les flux de capitaux à destination des pays émergents ?

Tout d'abord, le coût du capital bancaire et de la dette s'inscrivent dans la continuité des études sur l'impact de Bâle 3 qui considèrent le coût du crédit bancaire comme un proxy acceptable de l'impact de la réglementation prudentielle (BCBS [2010]). Kashyap et al. [2010] discutent de la validité de l'hypothèse selon laquelle le coût du capital est supérieur à celui de la dette et augmente celui de l'intermédiation bancaire. Ils concluent qu'un accroissement du capital n'aura qu'un effet limité sur le coût des prêts de l'ordre de 6 points de base. Miles et al. [2010] vont jusqu'à remettre en cause la relation entre fonds propres et coût des prêts. En effet, le coût des prêts n'est pas uniquement lié à la réglementation et les banques disposent de différents leviers pour le modérer (Elliot [2009]). Cet aspect est confirmé par la trajectoire des écarts de taux d'intérêt sur le crédit suite à la mise en place des deux précédents accords puisqu'entre les années 1990 et 2010, ils ont diminué de 10%¹³ alors qu'ils étaient censés augmenter dramatiquement selon certaines études (Reisen [2001], Griffith-Jones et Spratt [2001], Figuet et Lahet [2007]). Ainsi, au lieu de s'intéresser directement à la rentabilité de l'actif (le taux d'intérêt des prêts bancaires), notre attention se tourne vers le coût du passif bancaire réparti entre capital et dette. Ce dernier point permet de différencier la dynamique de ces deux variables.

Le coût du capital est représenté par le *Return On Average Equity* des 500 plus grands établissements bancaires des pays industrialisés¹⁴ (*ldroe*). Nous retenons une relation positive entre coût du capital et ROE, en lien avec les travaux de Berger [1995], Nier et Baumann [2006] et Flannery et Rangan [2008]. Un consensus semble se dégager autour de la baisse du coût du capital (donc du ROE), en lien avec celle du risque ou d'une perte de rentabilité de rentabilité des banques (Elliot

¹³ Source : Banque Mondiale, *World Development Indicators*, calculs des auteurs.

¹⁴ Jusqu'à présent, dans la littérature sur les déterminants des flux de capitaux bancaires, et notamment des IDE bancaires dans les pays de l'Est, le ROE, qui mesure la capacité d'une entreprise à générer des profits à partir de ses fonds propres, est plutôt considéré comme un élément de bonne santé des banques (rentabilité/profitabilité, Cosimano et Hakura [2011], Bruno et Shin [2012], ECB [2010], tout comme le ROA). Une hausse de cette variable, signe de rentabilité meilleure pour la banque aurait un effet positif sur l'offre de crédit en général, et vers les pays émergents.

[2009], BRI [2010], Kashyap et al. [2010], MAG [2010], Cosimano et Hakura [2011], Miles et al. [2011]). Toutefois, on peut s'attendre à une augmentation du coût du capital bancaire : les fonds propres sont, par nature, plus risqués donc plus coûteux que des sources de financement alternatives et ne bénéficient pas des mêmes avantages fiscaux. Cet aspect ignore néanmoins la diminution du risque individuel et collectif des banques liée à la modification de la structure de leur passif. Toutefois, un renchérissement du coût du financement de l'activité bancaire reste probable et repose sur la différence entre coût marginal du stock de capital moins élevé à court terme que le coût marginal des flux (i.e. la levée) de capitaux, suite à l'augmentation en quantité et qualité des fonds propres (Myers et Majluf [1984], Kashyap et al. [2010], Cosimano et Hakura [2011], Ghosh et al. [2011]). L'évolution du coût du capital suite à Bâle 3 peut apparaître incertaine. Dans ces conditions, quel serait l'impact de cette nouvelle réglementation prudentielle sur le volume de prêts bancaires octroyés aux pays émergents ?

Une augmentation (diminution) du coût du capital, donc du passif bancaire, implique que la banque cherche (ne cherche pas) des positions plus rentables donc plus risquées. Cette recherche de rentabilité pourrait se faire au profit des pays émergents, les *spreads* y étant en moyenne de 4,5% supérieurs à ceux des pays industrialisés sur la période¹⁵. Le signe attendu entre coût du capital (ROE) et volume de crédit bancaires accordés aux pays émergents est donc positif. Cet effet peut être contraire à celui désiré par le régulateur car il induit une hausse du risque de la banque. Cet aspect est cohérent avec la théorie bancaire puisque la fonction objectif de la banque est la minimisation du risque sur ses fonds propres sous contrainte de rentabilité (Markowitz [1952]).

Nous testons ensuite le coût moyen de la dette (*ldcmd*) pour appréhender la deuxième composante du passif bancaire, à travers les dépenses d'intérêts par rapport au taux d'intérêt moyen des dettes porteuses d'intérêts des 500 plus grands établissements bancaires des pays industrialisés¹⁶. La sélection de cette variable est directement liée à celle du ROE puisque dans les deux cas, l'attention est portée sur le coût du passif bancaire (réparti entre capital et dette). Une relation positive avec les prêts aux pays émergents implique le respect de la relation risque/rentabilité/coût : une augmentation (diminution) du coût de la dette demande un emploi plus (moins) risqué pour maintenir la rentabilité de la banque. Un signe positif est donc attendu.

Ensuite, on introduit dans les facteurs *push* le ratio de levier des banques internationales (*ldel*), obtenu directement de Bankscope. La variable correspond au ratio de levier (=Equity/Total Assets) moyen des 500 plus grands établissements bancaires des pays industrialisés. Le signe attendu est négatif et repose sur deux explications. Premièrement, une hausse de la valeur de l'effet de levier minimum devrait réduire la prise de risque de la banque (Kashyap et al. [2010], Slovik [2011], Miles et al. [2011]), et pourrait ainsi entraîner une baisse de l'offre de crédit. Deuxièmement, s'agissant d'un ratio, les

¹⁵ Source : Banque Mondiale, *World Development Indicators*, calculs des auteurs.

¹⁶ Demirgüç-Kunt et Huizinga [2004] utilisent ce ratio comme variable expliquée, jugée représentative du coût de la dette bancaire, pour étudier l'impact de la discipline de marché et des mécanismes d'assurance dépôt sur le coût du passif bancaire. Ils lui retirent le taux d'intérêt souverain pour éliminer le taux sans risque.

ajustements peuvent s'effectuer au numérateur et/ou au dénominateur. Ceci est particulièrement problématique en période de tensions puisque le *deleveraging* est la solution la plus rapide pour ramener les ratios à leurs niveaux règlementaires : une hausse (baisse) du ratio peut engendrer une baisse (hausse) de l'actif au dénominateur, et notamment du poste crédit à l'international, et aux pays émergents.

Nous testons aussi le ratio réglementaire de fonds propres de base moyen (Tier 1) tel que présenté par les 500 plus grands établissements bancaires des pays industrialisés (*ldtier1*). Le Tier 1 est primordial dans la réglementation bâloise et mesure la solvabilité de la banque. Comme il est très fortement corrélé avec le ratio de levier, nous ne testons pas ces variables ensemble. Sur le plan technique, cette variable correspond dans Bankscope aux anciennes définitions du Tier 1¹⁷. A peine 20 à 40% des banques considérées publient leurs ratios. On peut supposer que ces établissements sont ceux ayant les meilleurs Tier 1 puisqu'en 2010, le ratio médian s'élève à 12%, pour une moyenne dépassant les 13,5%, ce qui représente plus de 2 fois les exigences de Bâle 3, fixées à 6% à l'horizon 2015. Un Tier 1 plus important et restrictif en qualité des fonds propres devrait se répercuter négativement sur les volumes des crédits par une contraction du dénominateur.

Enfin, concernant les deux ratios de liquidité (LCR et NSFR) mis en place dans le cadre de Bâle 3, le premier proxy que nous utilisons est le taux d'intérêt effectif des *Federal Funds* (*ldff*). Cette variable est, en général, testée en tant que facteur *push* traditionnel. Dans cette étude, elle est toujours considérée en tant que telle, mais rangée spécifiquement dans les variables Bâle 3. Les *Fed Funds* sont ici interprétés comme le coût des exigences réglementaires en termes d'actifs liquides à court terme. Jusqu'à présent dans la littérature, les taux d'intérêt américains étaient considérés comme un proxy de la rentabilité des investissements dans le pays développé. Calvo et al. [1993] obtiennent un signe négatif sur les flux de capitaux vers les pays émergents : une meilleure rentabilité aux Etats-Unis justifiant le maintien des investissements dans le pays. Jeanneau et Micu [2002] trouvent un signe positif, révélant la procyclicité des conditions économiques du pays prêteur vers le pays emprunteur. Il s'agit ici d'appréhender cette variable comme un coût pour la banque prêteuse. Une augmentation du taux indique une hausse du coût de la liquidité et représente un manque à gagner pour la banque. Ainsi, un renchérissement du coût des « ressources » devrait se répercuter à la baisse sur le volume des crédits. Cela peut aussi refléter une période de tensions financières sur les marchés monétaires, donc un moindre investissement sur des supports risqués, comme les émergents. Nous testons également le taux d'intérêt des *Treasury Notes* à 10 ans (*ldLTusa*) qui est envisagé comme étant le coût du financement stable disponible, et représentatif des effets du NSFR du dispositif Bâle 3. La liquidité présentant un coût, un signe négatif est attendu, comme pour le taux des *Fed Funds*. Il faut encore noter que cela va à l'encontre des résultats habituels de la littérature qui trouve un coefficient positif (Hernandez et Rudolf [1995], Fernandez-Arias [1996], Forbes et Warnock [2011]) vu que les T-Notes

¹⁷ Le Core Tier 1 aurait sans doute été une variable plus intéressante, mais elle n'est pas disponible pour l'instant. C'est aussi pour cela que nous ne la ferons pas figurer dans la régression principale.

sont largement utilisés comme une mesure de la rentabilité internationale des investissements. Comme notre variable et celle du taux des *Fed Funds* sont fortement corrélées, elles ne seront pas testées ensemble.

Nous aurions souhaité tester d'autres variables *push* traditionnelles, mais, en raison de forts problèmes de corrélation, cela n'a pas été possible. Le PIB des pays industrialisés ou le PIB mondial est systématiquement testés dans ce genre d'analyse. Néanmoins, dans notre étude, le premier est corrélé avec les variables ayant une forte composante conjoncturelle (taux d'intérêt *Fed Funds*, *T-Notes*, importantes dans notre étude en tant que variables Bâle 3). Idem pour le PIB mondial qui, en plus, est corrélé avec celui des pays émergents, intégré dans nos tests. Concernant la masse monétaire des pays industrialisés, le problème essentiel vient de son inertie. Sa valeur présente dépend fortement des valeurs passées et n'est éliminée qu'après une double différenciation, privant de l'information associée. Par ailleurs, l'utilisation du taux d'épargne des pays industrialisés induit une corrélation entre les deux variables : la masse monétaire disponible correspond à la composante M2 et intègre donc une partie de l'épargne. De plus, la masse monétaire et les taux *Fed Funds* sont corrélés ce qui s'explique par leurs aspects conjoncturels, et sont alternativement utilisés comme proxys de la liquidité mondiale. Nous avons préféré retenir les taux *Fed Funds* comme variable de Bâle 3. Enfin, le VIX est très utilisé pour mesurer les tensions économiques et le stress financier. Cette variable capte les phénomènes de marché et conjoncturels et tend à être corrélée avec les variables intégrant ces effets. Spécifiquement à notre étude, c'est principalement le cas des indices IFCI, EMBI, des taux *Fed Funds* et du ratio de levier. Ces deux dernières variables sont pour nous plus intéressantes car elles sont utilisées en tant que proxys du dispositif Bâle 3 ; les taux *Fed Funds* saisissent les tensions bancaires, ce qui est plus pertinent dans le cadre de l'étude présentée. De surcroît, la forte présence de racines unitaires diminue d'autant l'information disponible lors de la nécessaire double différenciation de l'indice de volatilité. Enfin, pour Bruno et Shin [2012], le VIX est utilisé en tant que proxy de l'inverse de l'effet de levier des banques internationales à cause de la procyclicité de ce dernier et leur relation empirique, ce qui peut expliquer les relations de corrélation dans notre étude. Nous avons préféré introduire un effet de levier au sens du Comité de Bâle.

3. Les modèles, tests et résultats.

Le panel est composé de données annuelles comprises entre 1999 et 2010 de 30 pays émergents¹⁸, jugés représentatifs de chaque zone géographique par l'IIF [2011]. Les 16 pays

¹⁸ Afrique/Moyen-Orient : Afrique du Sud, Arabie Saoudite, Egypte, Emirats Arabes Unis, Liban, Maroc, Nigéria. Amérique latine : Argentine, Brésil, Chili, Colombie, Equateur, Mexique, Pérou, Venezuela. Asie émergente : Chine, Corée du Sud, Inde, Indonésie, Malaisie, Philippines, Thaïlande. Europe émergente : Bulgarie, Hongrie, Pologne, République Tchèque, Roumanie, Russie, Turquie, Ukraine.

industrialisés¹⁹, considérés comme tels par la BRI, sont membres du Comité de Bâle auxquels sont ajoutés Hong-Kong SAR et Singapour.

La spécification du modèle empirique s'écrit :

$$K_{i,t} = \alpha K_{i,t-1} + \beta X_{i,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

Avec $K_{i,t}$ les flux de capitaux bancaires internationaux, $K_{i,t-1}$ la variable expliquée retardée, $X_{i,t}$ l'ensemble des variables *push/pull*, μ_i l'effet fixe pays et $\varepsilon_{i,t}$ le terme d'erreur sans condition quant à sa variance.

La présence de corrélation entre la variable expliquée retardée et les effets fixes du terme d'erreur, connu sous le nom de « dynamic panel biais » (Nickell [1981]), ne permet pas la mise en œuvre des méthodes d'estimations usuelles, surtout en présence de variables explicatives non strictement exogènes car leur différenciation les endogénéise. Ainsi, dans le cadre des panels dynamiques, la Méthode des Moments Généralisée (GMM) est la plus adaptée (Arrelano et Bover [1995]), notamment en présence d'une dimension temporelle faible relative à la dimension individuelle et d'instrumentalisation des variables explicatives endogènes retardées (Roodman [2006]). Par ailleurs, en présence d'échantillon fini et lorsque la dimension individuelle est elle-même faible dans l'absolu, le système GMM est un modèle plus puissant que le GMM différence (Blundell et Bond [1998], Soto [2009]) ; l'instrumentalisation simultanée et distincte des équations en niveaux et en différences rend les instruments exogènes des effets fixes. Ceci réduit le biais des échantillons finis et l'imprécision de l'estimateur même en présence de non-normalité et d'hétéroscédasticité des résidus. Enfin, le système GMM en une étape est aussi puissant que celui en deux étapes pour les petits panels, même en considérant la correction de Windmeijer [2005] (Blundell et Bond [1998], Soto [2009]).

Suite aux tests de Breusch-Pagan/Cook-Weisberg [1979, 1983] et de Koenker (Koenker et Bassett [1982]), nous retenons une structure des résidus hétéroscédastique²⁰. Cette correction de la matrice de covariance²¹ permet de prendre aussi en compte l'autocorrélation existante dans la dimension intra-individuelle révélée par le test de Wooldridge [2002].

Relativement au problème d'instruments pléthoriques, nous suivons les recommandations de Roodman [2008] en limitant le nombre de retards (ici, à un retard) et en synthétisant les instruments²².

Parallèlement, sont reportés trois tests de spécification permettant de valider le modèle :

- Le test d'autocorrélation d'Arrellano-Bond [1995] en différences première et seconde testant la validité des instruments non strictement exogènes.

¹⁹ Allemagne, Australie, Belgique, Canada, Espagne, Etats-Unis d'Amérique, France, Grande-Bretagne, Hong-Kong SAR, Italie, Japon, Luxembourg, Pays-Bas, Singapour, Suède, Suisse.

²⁰ Cette structure des résidus est retenue car les tests sont peu significatifs.

²¹ La fonction « robust » calcule la matrice de covariance des paramètres estimés par encadrement en produisant une matrice asymptotiquement efficace sans faire d'hypothèse quant à sa distribution ou la validité du modèle.

²² La fonction « collapse » permet de créer un instrument pour chaque variable et retard au lieu de chaque période, variable et retard, ce qui réduit le nombre d'instruments.

- Le P de Hansen [1982] pour les systèmes GMM en une étape robustes à l'hétéroscédasticité et à l'autocorrélation. Ce test de sur-identification porte sur l'exogénéité des instruments dans leur globalité.
- Le test en différence de Hansen vérifiant l'exogénéité des sous-groupes d'instruments, respectivement exogène et non strictement exogène. (Non reportés).

Initialement, la présence de racines unitaires dans l'ensemble des variables a été vérifiée par des tests de première (Levin, Lin et Chu [2002] et Im, Pesaran et Shin [2003]) et deuxième générations (Maddala et Wu [1999] et Pesaran [2007]). Aucune des séries ne contenant de racines unitaires, les tests de cointégration sont inutiles.

3.1. Estimations de base.

Les résultats du modèle de base apparaissent dans les tableaux 1, 2 et 3.

Les tests sont effectués par étape, par bloc de variables : d'abord, les variables *push&pull* traditionnelles, puis une à une, les variables représentant le dispositif Bâle 3. La dernière colonne contient toutes les variables et sera le support essentiel de nos commentaires.

Tableau 1. GMM system one-step central.

Variable	gmmdy~p	gmmdy~e	gmmdy~d	gmmdy~l	gmmdy~f	gmmdy~s	gmmdy~l
l2ldkf	0.3367***	0.4946***	0.3437***	0.3525***	0.3035**	0.3459***	0.4106***
	0.1045	0.1083	0.1045	0.1074	0.1128	0.1050	0.1243
	0.0031	0.0001	0.0026	0.0027	0.0117	0.0026	0.0025
ldpibpc	0.3649**	0.4169**	0.3536**	0.3878**	0.3571**	0.3592**	0.3974***
	0.1718	0.1662	0.1707	0.1701	0.1614	0.1732	0.1389
	0.0424	0.0180	0.0473	0.0302	0.0349	0.0470	0.0078
pibanti	0.0056	0.0088*	0.0055	0.0062	0.0042	0.0047	0.0044
	0.0059	0.0043	0.0059	0.0058	0.0063	0.0058	0.0047
	0.3559	0.0515	0.3550	0.2893	0.5105	0.4258	0.3565
ldc	0.1541	0.2348	0.1398	0.1839	0.1401	0.1541	0.2201
	0.1434	0.1523	0.1379	0.1466	0.1466	0.1399	0.1365
	0.2913	0.1339	0.3188	0.2196	0.3470	0.2798	0.1178
txdifusa	0.0000	-0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	0.8234	0.7943	0.7909	0.8390	0.2482	0.8908	0.8185
ldficipf	0.1917**	0.1969**	0.1866**	0.2108**	0.1391	0.1878**	0.0387
	0.0901	0.0922	0.0883	0.0936	0.0906	0.0892	0.0945
	0.0420	0.0413	0.0433	0.0320	0.1353	0.0439	0.6847
ldembicf	-0.4186*	-0.3498	-0.4312*	-0.4105*	-0.4859**	-0.3984*	-0.2741
	0.2170	0.2211	0.2225	0.2193	0.2210	0.2171	0.2253
	0.0636	0.1245	0.0623	0.0713	0.0360	0.0768	0.2336
txspigdp	0.0066	0.0125**	0.0095	0.0065	0.0291***	0.0078	0.0184*
	0.0049	0.0055	0.0077	0.0049	0.0086	0.0054	0.0099
	0.1837	0.0310	0.2277	0.1952	0.0022	0.1595	0.0729
ldmscif	0.1230	-0.1388	0.1296	0.0898	0.1975	0.1116	-0.1156
	0.1324	0.1481	0.1322	0.1419	0.1291	0.1329	0.1415
	0.3607	0.3563	0.3348	0.5316	0.1370	0.4081	0.4208
ldroe		0.0469***					0.0900***
		0.0096					0.0124
		0.0000					0.0000
ldcmd			-0.0301				0.3290**
			0.0624				0.1242
			0.6330				0.0129
ldel				0.1228			-0.9297***
				0.1233			0.2233
				0.3277			0.0003
ldff					-0.0945***	-0.1242***	

					0.0283	0.0380
					0.0023	0.0028
bcbs					0.0520	0.0567
					0.0442	0.0399
					0.2493	0.1666
_cons	0.0214	-0.0097	0.0238	0.0089	0.0307	0.0213
	0.0358	0.0318	0.0351	0.0370	0.0374	0.0358
	0.5545	0.7633	0.5033	0.8117	0.4186	0.5558
ar1p	0.0006	0.0005	0.0005	0.0006	0.0008	0.0006
ar2p	0.1397	0.1699	0.1298	0.1465	0.1078	0.1331
hansenp	0.9946	0.9926	0.9930	0.9921	0.9732	0.9912

Notes : *,** et *** représentent la significativité des coefficients respectivement à 10, 5 et 1%. Sont reportés les coefficients, les écart-types et les t-statistics. L'hypothèse nulle du test d'Arellano-Bond pour le test des AR(1) est l'absence d'autocorrélation d'ordre 1. L'hypothèse nulle du test d'Arellano-Bond pour le test des AR(2) est l'absence d'autocorrélation d'ordre 2. L'hypothèse nulle du test de Hansen-Sargan est la validité des instruments.

Dans la première estimation (Tableau 1), les prêts reçus l'année précédente expliquent les volumes de crédit accordés, soulignant une continuité, une habitude dans le comportement d'offre de crédit des banques internationales. Au même titre que les liens commerciaux, la préexistence de liens financiers et la connaissance de l'emprunteur semblent jouer un rôle important dans les décisions d'octroi de crédit.

Concernant les variables *pull*, seul le PIB par tête est systématiquement significatif avec le signe positif attendu. Concernant les variables *push*, en dehors du taux d'épargne des pays, ce sont uniquement les variables représentant le dispositif de Bâle 3 qui sont significatives : le ROE et le coût de la dette avec le signe positif attendu. L'effet de levier et le coût de la liquidité avec le signe négatif attendu.

Comme variante du modèle (Tableau 2), nous remplaçons la variable « effet de levier » par la variable « Tier 1 » (au sens de Bâle 2). Dans cette configuration, la variable est significativement négative qu'elle soit testée seule avec les variables de contrôle *push&pull* ou dans l'équation totale. Ceci tend à souligner le fort impact négatif du Tier 1 sur les flux de capitaux, d'autant plus qu'il s'agit du coefficient le plus important dans cette régression (-0,7198). La variable retardée, le PIB par tête, le taux d'épargne, le ROE, le « coût de la liquidité à court terme » restent significatifs en conservant leur signe. L'indice d'attractivité financière globale des pays émergents devient significatif en tant que facteur *pull* avec un signe négatif. L'explication en termes de perception du risque des pays émergents prévaut et impacte négativement les flux de capitaux. La variable *pull* « membre du Comité de Bâle » devient significative. A l'inverse, le coût de la dette devient non significatif.

Tableau 2. Modèle GMM system one-step Version « Tier 1 ».

Variable	gmmdy~p	gmmdy~e	gmmdy~d	gmmdy~l	gmmdy~f	gmmdy~s	gmmdy~l
l2ldkf	0.3367***	0.4946***	0.3437***	0.3450***	0.3035**	0.3459***	0.4930***
	0.1045	0.1083	0.1045	0.0995	0.1128	0.1050	0.1167
	0.0031	0.0001	0.0026	0.0017	0.0117	0.0026	0.0002
ldpibpc	0.3649**	0.4169**	0.3536**	0.4043**	0.3571**	0.3592**	0.3997**
	0.1718	0.1662	0.1707	0.1765	0.1614	0.1732	0.1489
	0.0424	0.0180	0.0473	0.0294	0.0349	0.0470	0.0119
pibanti	0.0056	0.0088*	0.0055	0.0051	0.0042	0.0047	0.0041
	0.0059	0.0043	0.0059	0.0056	0.0063	0.0058	0.0042
	0.3559	0.0515	0.3550	0.3743	0.5105	0.4258	0.3328
ldc	0.1541	0.2348	0.1398	0.1905	0.1401	0.1541	0.1928
	0.1434	0.1523	0.1379	0.1503	0.1466	0.1399	0.1585

	0.2913	0.1339	0.3188	0.2150	0.3470	0.2798	0.2335
txdifusa	0.0000	-0.0000	0.0000	-0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	0.8234	0.7943	0.7909	0.9652	0.2482	0.8908	0.4682
ldifcipf	0.1917**	0.1969**	0.1866**	0.1632*	0.1391	0.1878**	0.0548
	0.0901	0.0922	0.0883	0.0935	0.0906	0.0892	0.0938
	0.0420	0.0413	0.0433	0.0914	0.1353	0.0439	0.5636
ldembicf	-0.4186*	-0.3498	-0.4312*	-0.5064**	-0.4859**	-0.3984*	-0.6092**
	0.2170	0.2211	0.2225	0.2154	0.2210	0.2171	0.2421
	0.0636	0.1245	0.0623	0.0257	0.0360	0.0768	0.0176
txspigdp	0.0066	0.0125**	0.0095	0.0007	0.0291***	0.0078	0.0405***
	0.0049	0.0055	0.0077	0.0060	0.0086	0.0054	0.0083
	0.1837	0.0310	0.2277	0.9141	0.0022	0.1595	0.0000
ldmscif	0.1230	-0.1388	0.1296	0.2028	0.1975	0.1116	0.1538
	0.1324	0.1481	0.1322	0.1416	0.1291	0.1329	0.1733
	0.3607	0.3563	0.3348	0.1628	0.1370	0.4081	0.3823
ldroe		0.0469***					0.0365***
		0.0096					0.0107
		0.0000					0.0019
ldcmd			-0.0301				-0.1416
			0.0624				0.1227
			0.6330				0.2580
ldtier1				-0.4003**			-0.7198***
				0.1478			0.2076
				0.0112			0.0017
ldff					-0.0945***		-0.1017**
					0.0283		0.0405
					0.0023		0.0178
bcbs						0.0520	0.0906**
						0.0442	0.0433
						0.2493	0.0452
_cons	0.0214	-0.0097	0.0238	0.0481	0.0307	0.0213	0.0652*
	0.0358	0.0318	0.0351	0.0362	0.0374	0.0358	0.0364
	0.5545	0.7633	0.5033	0.1936	0.4186	0.5558	0.0836
ar1p	0.0006	0.0005	0.0005	0.0011	0.0008	0.0006	0.0012
ar2p	0.1397	0.1699	0.1298	0.1850	0.1078	0.1331	0.1331
hansenp	0.9946	0.9926	0.9930	0.9921	0.9732	0.9912	0.9930

Notes : *,** et *** représentent la significativité des coefficients respectivement à 10, 5 et 1%. Sont reportés les coefficients, les écart-types et les t-statistics. L'hypothèse nulle du test d'Arellano-Bond pour le test des AR(1) est l'absence d'autocorrélation d'ordre 1. L'hypothèse nulle du test d'Arellano-Bond pour le test des AR(2) est l'absence d'autocorrélation d'ordre 2. L'hypothèse nulle du test de Hansen-Sargan est la validité des instruments.

Lorsque nous remplaçons le « coût de la liquidité à court terme » par le « coût de la liquidité à long terme » (Tableau 3), cette variable est significative et négative tout comme la liquidité à court terme dans l'estimation de base (Tableau 1).

Tableau 3. Modèle GMM system one-step Version « coût de la liquidité à long terme ».

Variable	gmmdy~p	gmmdy~e	gmmdy~d	gmmdy~l	gmmdy~t	gmmdy~s	gmmdy~l
l2ldkf	0.3367***	0.4946***	0.3437***	0.3525***	0.3417***	0.3459***	0.5950***
	0.1045	0.1083	0.1045	0.1074	0.1060	0.1050	0.1077
	0.0031	0.0001	0.0026	0.0027	0.0031	0.0026	0.0000
ldpibpc	0.3649**	0.4169**	0.3536**	0.3878**	0.3341**	0.3592**	0.3836**
	0.1718	0.1662	0.1707	0.1701	0.1602	0.1732	0.1545
	0.0424	0.0180	0.0473	0.0302	0.0459	0.0470	0.0190
pibanti	0.0056	0.0088*	0.0055	0.0062	0.0043	0.0047	0.0050
	0.0059	0.0043	0.0059	0.0058	0.0058	0.0058	0.0034
	0.3559	0.0515	0.3550	0.2893	0.4563	0.4258	0.1508
ldc	0.1541	0.2348	0.1398	0.1839	0.1132	0.1541	0.2001
	0.1434	0.1523	0.1379	0.1466	0.1346	0.1399	0.1573
	0.2913	0.1339	0.3188	0.2196	0.4076	0.2798	0.2134
txdifusa	0.0000	-0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	-0.0000
	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	0.8234	0.7943	0.7909	0.8390	0.7166	0.8908	0.9191
ldifcipf	0.1917**	0.1969**	0.1866**	0.2108**	0.1581*	0.1878**	0.1000
	0.0901	0.0922	0.0883	0.0936	0.0895	0.0892	0.0981
	0.0420	0.0413	0.0433	0.0320	0.0879	0.0439	0.3165
ldembicf	-0.4186*	-0.3498	-0.4312*	-0.4105*	-0.3478	-0.3984*	0.1000
	0.2170	0.2211	0.2225	0.2193	0.2155	0.2171	0.2317

	0.0636	0.1245	0.0623	0.0713	0.1173	0.0768	0.6693
txspigdp	0.0066	0.0125**	0.0095	0.0065	0.0122**	0.0078	0.0285**
	0.0049	0.0055	0.0077	0.0049	0.0048	0.0054	0.0127
	0.1837	0.0310	0.2277	0.1952	0.0177	0.1595	0.0329
ldmscif	0.1230	-0.1388	0.1296	0.0898	0.1804	0.1116	-0.0937
	0.1324	0.1481	0.1322	0.1419	0.1400	0.1329	0.1498
	0.3607	0.3563	0.3348	0.5316	0.2079	0.4081	0.5365
ldroe		0.0469***					0.0663***
		0.0096					0.0121
		0.0000					0.0000
ldcmd			-0.0301				0.1332
			0.0624				0.0956
			0.6330				0.1741
ldel				0.1228			0.2341
				0.1233			0.3777
				0.3277			0.5403
ldLTusa					-0.2166		-0.9836***
					0.1312		0.3152
					0.1093		0.0041
bcbs						0.0520	0.0658
						0.0442	0.0416
						0.2493	0.1245
_cons	0.0214	-0.0097	0.0238	0.0089	0.0203	0.0213	-0.0624
	0.0358	0.0318	0.0351	0.0370	0.0351	0.0358	0.0471
	0.5545	0.7633	0.5033	0.8117	0.5677	0.5558	0.1953
ar1p	0.0006	0.0005	0.0005	0.0006	0.0007	0.0006	0.0013
ar2p	0.1397	0.1699	0.1298	0.1465	0.1146	0.1331	0.1518
hansenp	0.9946	0.9926	0.9930	0.9921	0.9911	0.9912	0.9805

Notes : *,** et *** représentent la significativité des coefficients respectivement à 10, 5 et 1%. Sont reportés les coefficients, les écart-types et les t-statistics. L'hypothèse nulle du test d'Arellano-Bond pour le test des AR(1) est l'absence d'autocorrélation d'ordre 1. L'hypothèse nulle du test d'Arellano-Bond pour le test des AR(2) est l'absence d'autocorrélation d'ordre 2. L'hypothèse nulle du test de Hansen-Sargan est la validité des instruments.

La variable retardée, le PIB par tête, le taux d'épargne et le ROE restent significatifs en conservant leur signe. Aucune autre variable n'est significative.

Les estimations des Tableaux 1 et 2 nous semblent donc les plus pertinentes. L'effet de levier n'est pas toujours significatif dans ces équations mais présente le plus fort coefficient dans la régression centrale (Tableau 1). Le ROE est significatif à chaque fois avec le signe positif. Le coût moyen de la dette n'est significatif qu'une fois. Par contre, le coût de la liquidité à court ou à long termes, ressort significativement négatif et le coefficient de la variable à long terme est le plus fort dans la régression où il apparaît.

L'utilisation de la log-différence permet d'estimer l'impact potentiel de Bâle 3 sur les flux de capitaux bancaires. Lors du *Quantitative Impact Study*, le BCBS [2010] estime à 2,1% le montant du déficit en fonds propres des banques du groupe 1²³ compte tenu de l'ensemble des ajustements du ratio (8,4% de fonds propres déjà détenus pour un objectif à 10,5%). Or, le BCBS [2010] envisage qu'une augmentation de 1% des exigences en capitaux puisse être compensée par une baisse de 2% du ROE (pour un ROE théorique à 10%), soit une contraction totale de 42%. En considérant le coefficient dans nos estimations du Tableau 1, ce recul du ROE induirait un fléchissement de 3,78% du volume des prêts accordés aux pays émergents.

²³ Banques ayant du Tier 1 en excès, bien diversifiées et actives à l'international.

Relativement au coût de la dette, celui-ci devrait augmenter de 14,22% de par sa corrélation négative avec le coût du capital (-33,86%)²⁴. Associé au coefficient de 0,3290 du coût de la dette dans le Tableau 1, cela représenterait un afflux de prêts bancaires de l'ordre de 4,68%.

Par ailleurs, le QIS [2010] observe que les banques vont devoir augmenter de 0,2% leur ratio d'effet de levier minimum (2,8% déjà détenu pour un objectif de 3%). En considérant le coefficient du ratio de levier (-0,9297), une augmentation de 6,67% de celui-ci impliquerait une baisse de 6,20% du volume des prêts accordés aux émergents.

Toujours selon le QIS, le Tier 1 devrait augmenter de 25,88% pour passer de 6,3% à 8,5% en 2019, en intégrant le volant de conservation. Dans notre cadre d'analyse, cela se traduirait par une baisse de 18,63% du volume des prêts accordés, sur la base du coefficient du Tier 1 (-0,7198) dans le Tableau 2. De la même manière, pour atteindre les exigences relatives aux ratios de liquidité, les banques devront augmenter de 17% leur LCR et de 7% leur NSFR. Soit, respectivement, une contraction de 2,11% et 6,89% du volume des prêts au regard des coefficients des proxies du LCR (-0,1242 ; Tableau 1) et du NSFR (-0,9836 ; Tableau 3).

Au final, en se basant sur les chiffres du QIS du BCBS et nos estimations, l'accord de Bâle 3 pourrait avoir un effet très négatif sur le financement bancaire extérieur des pays émergents. En effet, le total des évolutions liées aux nouvelles normes donnerait une baisse du volume des crédits bancaires aux pays émergents de 32,95%. Ce résultat permet d'obtenir une vision globale de l'impact de la nouvelle réglementation mais doit être considéré avec prudence. D'une part, il ne prend pas en compte les synergies entre les différentes normes, ni les dynamiques d'ajustements des banques. D'autre part, il fait implicitement l'hypothèse que l'augmentation des exigences en actifs liquides entraîne une augmentation parfaitement égale de leur coût.

3.2. Tests de robustesse.

Nous avons ensuite effectué des tests de robustesse, en considérant un modèle de Moindres Carrés Quasi Généralisés statique puis dynamisé²⁵ en tenant compte de l'autocorrélation d'ordre 1 au sein de chaque panel (annexes A.3 (même méthode que Bruno et Shin [2012]), et A.4). Ces tests confirment la significativité et le maintien des signes de l'ensemble des variables Bâle 3 - le ROE, le coût moyen de la dette (même si non significatif dans les tableaux 2 et 3 pour ce dernier), l'effet de levier et le coût de la liquidité – et de la variable *pull* PIB par tête. On retrouve aussi la variable retardée, le degré d'ouverture commercial avec le signe attendu et, dans une moindre mesure, le taux

²⁴ Résultats non reportés.

²⁵ Bien que nous soyons conscients des problèmes liés à un tel modèle, il se justifie par le modèle statique utilisé et les corrections apportées.

d'épargne des pays industrialisés (tableau A.4) et l'attractivité financière globales des pays émergents (Tableau 3.A). Ces deux tests apportent de la robustesse à nos modèles en GMM one step.

Puis (résultats non reportés), pour tester la robustesse de notre variable « coût de la dette bancaire », nous remplaçons cette variable par les « dépenses d'intérêt » (Source : Bankscope). Cette variable n'est pas significative, la première variable utilisée est donc plus pertinente en termes de résultats. Ce changement n'altère pas les résultats pour la variable retardée, le PIB par tête, le taux d'épargne, le ROE, l'effet de levier et le coût de la liquidité à court terme.

Nous remplaçons ensuite le taux des *Fed Funds* par l'Eonia pour mesurer le coût de la liquidité à court terme. L'Eonia n'est pas significatif, ainsi la variable *Fed Funds* nous apparaît plus pertinente par rapport à notre problématique. La variable retardée, le PIB par tête, le taux d'épargne, le ROE et l'effet de levier maintiennent toujours leur significativité et leur signe. En revanche, aucune autre variable de Bâle n'est significative.

Les autres tests de robustesse s'intéressent à la taille de l'échantillon (résultats non reportés).

En premier lieu, les tests sont effectués par nationalité des banques prêteuses, ce qui suppose de modifier les variables ROE, coût de la dette et effet de levier.

Si l'échantillon est réduit aux banques japonaises, les résultats se maintiennent pour le PIB par tête, le taux d'épargne, le ROE, le coût moyen de la dette et le coût de la liquidité. L'attractivité financière individuelle des pays émergents devient significative avec le signe positif attendu. La variable retardée ressort légèrement non significative. La réglementation prudentielle apparaît moins contraignante pour cette zone, surtout en considérant le ROE ainsi que l'effet de levier qui n'est pas significatif, ce qui est cohérent avec la littérature (Otker-Robe et al. [2010], Slovik et Cournède [2011]).

Concernant les banques américaines, les résultats se maintiennent pour la variable retardée, le PIB par tête, le taux d'épargne, le ROE. Le coût de la dette n'est plus significatif. L'effet de levier redevient significatif avec le signe négatif attendu, et le taux des *Fed Funds* est significatif avec le signe négatif, exprimant ainsi le coût de la liquidité. L'effet de levier est la variable la plus contraignante par rapport aux autres variables Bâle, mais aussi par rapport aux autres zones géographiques. Cet aspect paraît logique puisqu'il s'agit de la seule règle que les banques américaines suivent à ce jour.

Si on s'intéresse enfin seulement aux banques internationales européennes qui prêtent aux pays émergents retenus, les résultats se maintiennent pour la variable retardée, le PIB par tête, le ROE, le coût de la dette, l'effet de levier et le coût de la liquidité à court terme. Le taux d'épargne des pays industrialisés n'est plus significatif. Le degré d'ouverture commercial des pays émergents et leur attractivité financière globale (en tant que variable de risque) redeviennent significatifs. C'est en Europe que les variables Bâle impactent le plus les flux de capitaux, notamment au travers du ROE et du coût de la dette. Ceci est cohérent avec la littérature qui considère que l'Europe sera la zone la plus fortement impactée par la nouvelle réglementation prudentielle et le fait que les banques européennes

sont les plus soumises à cette dernière (Otker-Robe et al. [2010], Ghosh et al. [2011], Slovik et Cournède [2011]).

Lorsque nous modifions l'échantillon de pays émergents en retenant les 20 pays émergents « cœur » définis par le MSCI moins Taïwan²⁶, les résultats se maintiennent pour la variable retardée, le PIB par tête et l'ensemble des variables Bâle excepté la *dummy*. Le taux d'épargne des pays industrialisés n'est plus significatif.

Ainsi, nous obtenons une grande constance dans les résultats pour la variable retardée, le PIB par tête des pays émergents, le taux d'épargne des pays industrialisés (moins fréquemment), le ROE, et le coût de la dette, avec un signe positif. Sortent aussi régulièrement significatives les variables effet de levier (signe négatif) et taux des *Fed Funds* (signe négatif) exprimant effectivement un coût de la liquidité à court terme. Les autres variables significatives *pull*, même si elles le sont moins fréquemment, sont le degré d'ouverture commerciale (+), l'attractivité globale des pays émergents s'entendant en termes de perception du risque (-), l'attractivité individuelle des pays émergents (+).

Au total, à coté de variables *pull* traditionnelles, les variables *push* de Bâle 3 semblent fortement, expliquer l'évolution des flux de capitaux vers les pays émergents.

4. Conclusion.

Au vu de nos simulations, la réduction du coût du capital bancaire liée à celle du risque du système bancaire (comme l'escompte le Comité de Bâle) devrait entraîner celle des flux de capitaux bancaires à destination des pays émergents, à cause d'une moindre recherche de rentabilité. S'ajoutent l'abaissement de l'effet de levier ayant l'impact le plus important pour les flux provenant des Etats-Unis, et l'impact du coût de la liquidité. En considérant un repli du coût du capital bancaire de 42% comme extrapolé des travaux du BCBS [2010], les flux de capitaux bancaires à destination des pays émergents devraient chuter de 3,8%. Cet effet devrait cependant être compensé par le renchérissement du coût de la dette (+14,22%) nécessitant un afflux de prêts de +4,68% pour maintenir l'équilibre comptable entre actif et passif du bilan bancaire. Un ratio d'effet de levier à 3% pourrait contraindre les flux de capitaux à concurrence de -6,20%. L'effet le plus important correspondrait au Tier 1 puisque le comblement de son déficit (+25,88%) induirait une chute de 18,63% des prêts transfrontières. Relativement aux nouvelles exigences en actifs liquides, leur mise en place devrait résulter en une baisse de -2,11% et de -6,89% pour le LCR et le NSFR, respectivement.

Au final, si les nouvelles normes prudentielles étaient appliquées en l'état actuel des modèles bancaires, une contraction de -32,95% des flux de capitaux bancaires à destination des pays émergents serait envisageable.

²⁶ Afrique du Sud, Brésil, Chili, Chine, Colombie, Corée du Sud, Egypte, Hongrie, Inde, Indonésie, Malaisie, Maroc, Mexique, Pérou, Philippines, Pologne, République Tchèque, Russie, Thaïlande, Turquie

En parallèle, il est nécessaire de souligner l'importance de la rentabilité des établissements bancaires pour le financement des emprunteurs, mais aussi la continuité de leur activité, la constitution de fonds propres²⁷, leur capacité à lever des capitaux et à s'endetter à des taux raisonnables. Enfin, l'impact fort du coût de la liquidité est aussi à prendre en compte.

²⁷ A ce sujet Brunner, Dong et Palia [2012] ont démontré que les banques les moins rentables étaient les plus contributrices au risque systémique.

ANNEXES.

Tableau A.1. Présentation des données, construction et source

Variables		Nom	Construction	Source	Signe attendu	
Variable expliquée		Afflux de capitaux bancaires internationaux : ldkf	Log-différence des créances brutes sur tous les secteurs, des banques déclarantes auprès de la BRI localisées dans les pays industrialisés, vers les pays émergents i, au temps t, fin de période	Banque des règlements internationaux, <i>Locational banking statistics</i>		
Variables explicatives	Facteurs Pull/domestiques/spécifiques	Facteurs macroéconomiques	PIB par tête du pays émergent : ldpibpc	Log-différence du PIB par tête brut en prix courants du pays émergent i au temps t, fin de période	Fond monétaire international, World Economic Outlook Databases	+
			PIB réel anticipé du pays émergent pour l'année t+1: pibanti	Taux de croissance anticipé du PIB réel de la zone géographique du pays i à l'instant t pour l'année t+1, fin de période	Fond monétaire international, World Economic Outlook Reports	+
			Degré d'ouverture/Commerce du pays émergent : ldc	Log-différence de la somme des importations et des exportations en part du PIB du pays émergent i, au temps t, fin de période	Banque mondiale, World Development Indicators	+
		Facteurs financiers	Capacité de remboursement relative des pays émergents/Stratégie de carry trade : txdifusa	Taux de croissance du différentiel entre le taux d'intérêts réel du pays émergent i et celui des USA, au temps t, fin de période	Banque mondiale, World Development Indicators	+/-
			Attractivité nationale des marchés financiers des pays émergents : ldifcipf	Log-différence de la rentabilité totale du Standard & Poor's IFCI Emerging Market Index pour le pays émergent i, au temps t, fin de période	Standard & Poor's Index Data Platforms	+
			Attractivité financière globale des pays émergents : ldembicf	Log-différence de la rentabilité totale du JPMorgan Emerging Markets Bond Index + composite, au temps t, en dollars US, fin de période	Thomson Reuters Datastream	+/-
	Facteurs Pull/domestiques : Bâle III	Dummy Bâle	Pays émergents membres du Comité de Bâle : bcbs	Dummy pour les pays émergents i membres du BCBS (1=BCBS; 0=sinon) à la date t		+
	Facteurs Push/extérieurs/globaux : classiques	Facteurs macroéconomiques	Taux d'épargne des pays industrialisés : txspigdp	Taux de croissance du taux d'épargne moyen brut des pays industrialisés, en part du PIB, au temps t, fin de période	Banque mondiale, World Development Indicators	+
		Facteurs financiers	Attractivité des marchés financiers internationaux : ldmscif	Log-différence du MSCI ACWI (All Countries Weighted Index), au temps t, en dollars US courants	Thomson Reuters Datastream	+

Facteurs Push/extérieurs : Bâle III	Facteurs Bâle III liés à la solvabilité	Coût du capital bancaire : ldroe	Log-différence du ROAE moyen (moyenne simple) des 500 plus grandes banques en termes de revenus nets en 2012, des pays industrialisés j, au temps t, fin de période	Bureau Van Dijk's Bankscope Database	+
		Coût moyen de la dette bancaire : ldcmd	Log-différence du coût moyen de la dette (=Interest expense/average interest-bearing liabilities) pour les 500 plus grandes banques des pays industrialisés j, en termes de revenus nets en 2012, au temps t, fin de période	Bureau Van Dijk's Bankscope Database	+
		Ratio d'effet de levier minimum : ldcl	Log-différence du ratio d'effet de levier minimum (=Equity/Total Assets) moyen des 500 plus grandes banques des pays industrialisés j, en termes de revenus nets en 2012, au temps t, fin de période	Bureau Van Dijk's Bankscope Database	-
		Ratio de Tier 1 : ldtier1	Log-différence du ratio de Tier 1 (Tier 1 regulatory capital ratio) moyen des 500 plus grandes banques des pays industrialisés j, en termes de revenus nets en 2012, au temps t, fin de période	Bureau Van Dijk's Bankscope Database	-
	Facteurs Bâle III liés à la liquidité	Coût de la liquidité à court terme : ldff	Log-différence du taux effectif des Federal Funds, au temps t, fin de période	Federal Reserve Bank of New York, Federal Funds Rate Data	-
		Coût de la liquidité à long terme : ldLTusa	Log-différence du taux moyen journalier des obligations d'état américaines à dix ans, au temps t	U.S. Department of the Treasury, Daily Treasury Yield Curve Rates	-

Tableau A.2. Statistiques descriptives

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max	Unit
ldkf	360	.0874105	.2221462	-.6327154	.8501344	Log-difference
l2ldkf	360	.0778624	.2235208	-.6327154	.8501344	Log-difference
ldpibpc	360	.0823662	.1432185	-.9723781	.4022864	Log-difference
pibanti	360	4.858889	1.567374	.8	8.7	Percents
ldc	360	.014665	.1043187	-.4240418	.6219494	Log-difference
txdifusa	360	61.53666	788.5463	-2861.324	9396.711	Percents
ldifcipf	360	.1570542	.4098598	-1.318462	1.347975	Log-difference
ldembicf	360	.1150784	.0969307	-.1020447	.2532787	Log-difference
txspigdp	360	-.5731473	3.485279	-9.95787	3.029704	Percents
ldmscif	360	.0158704	.2435823	-.5715925	.2747647	Log-difference
ldroe	360	-.0605038	1.800608	-4.654483	4.087675	Log-difference
ldcmd	360	-.0700654	.3184454	-.864513	.3737158	Log-difference
ldel	360	.0182976	.0812327	-.1348497	.1569895	Log-difference
ldff	360	-.2826579	.8315975	-2.484907	.8692768	Log-difference
bcbs	360	.0611111	.2398674	0	1	Unit

Tableau A.3. Moindres carrés quasi généralisé statique central.

Variable	glsli~p	glsli~e	glsli~d	glsli~l	glsli~f	glsli~s	glsli~l
ldpibpc	0.3912***	0.4238***	0.3970***	0.3902***	0.3833***	0.3888***	0.4323***
	0.0833	0.0845	0.0857	0.0864	0.0813	0.0834	0.0814
	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
pibanti	0.0103	0.0127*	0.0105	0.0099	0.0083	0.0102	0.0066
	0.0074	0.0076	0.0075	0.0074	0.0071	0.0074	0.0073
	0.1645	0.0923	0.1585	0.1813	0.2440	0.1707	0.3683
ldc	0.1531	0.1942*	0.1593	0.1513	0.1405	0.1521	0.2373**
	0.1110	0.1115	0.1130	0.1133	0.1085	0.1110	0.1073
	0.1679	0.0817	0.1586	0.1817	0.1954	0.1704	0.0270
txdifusa	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	0.6488	0.7199	0.6625	0.6391	0.4571	0.6320	0.5246
ldifcipf	0.0053	0.0044	0.0053	0.0048	-0.0113	0.0049	-0.0550
	0.0381	0.0373	0.0381	0.0384	0.0376	0.0381	0.0358
	0.8888	0.9061	0.8904	0.9008	0.7647	0.8968	0.1244
ldembicf	-0.5652***	-0.5988***	-0.5497***	-0.5697***	-0.6569***	-0.5636***	-0.4898***
	0.1551	0.1558	0.1613	0.1558	0.1535	0.1551	0.1554
	0.0003	0.0001	0.0007	0.0003	0.0000	0.0003	0.0016
txspigdp	0.0072*	0.0096**	0.0049	0.0072*	0.0287***	0.0075*	0.0082
	0.0038	0.0039	0.0076	0.0038	0.0065	0.0039	0.0081
	0.0611	0.0143	0.5189	0.0612	0.0000	0.0540	0.3123
ldmfcif	0.3815***	0.2848***	0.3811***	0.3845***	0.4148***	0.3775***	0.1056
	0.0808	0.0898	0.0810	0.0812	0.0795	0.0812	0.0955
	0.0000	0.0015	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.2688
ldroe		0.0200**					0.0817***
		0.0088					0.0146
		0.0240					0.0000
ldcmd			0.0257				0.5104***
			0.0763				0.1044
			0.7363				0.0000
ldel				-0.0209			-1.1957***
				0.1171			0.2200
				0.8585			0.0000
ldff					-0.1000***		-0.1557***
					0.0250		0.0272
					0.0001		0.0000
bcbs						0.0194	0.0355
						0.0425	0.0426
						0.6485	0.4043
_cons	0.0520	0.0451	0.0493	0.0552	0.0574	0.0518	0.0947**
	0.0464	0.0467	0.0470	0.0470	0.0450	0.0464	0.0463
	0.2624	0.3345	0.2945	0.2399	0.2023	0.2639	0.0407
chi2	144.5250	149.1934	144.4218	145.8071	166.9001	144.7060	224.2942

Notes : *, ** et *** représentent la significativité des coefficients respectivement à 10, 5 et 1%. Sont reportés les coefficients, les écart-types et les t-statistics. Une autocorrélation d'ordre 1 spécifique à chaque panel est considérée. Est reporté le Chi2 avec l'hypothèse nulle que les coefficients sont égaux à zéro.

Tableau A.4. Moindres carrés quasi généralisé dynamique central.

Variable	glsdy~p	glsdy~e	glsdy~d	glsdy~l	glsdy~f	glsdy~s	glsdy~l
l2ldkf	0.4066***	0.4711***	0.4143***	0.4084***	0.3869***	0.4109***	0.4337***
	0.0423	0.0423	0.0426	0.0428	0.0419	0.0426	0.0420
	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
ldpibpc	0.4148***	0.4938***	0.3892***	0.4214***	0.3934***	0.4065***	0.4672***
	0.0798	0.0792	0.0827	0.0833	0.0786	0.0798	0.0777
	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
pibanti	0.0077	0.0102*	0.0075	0.0079	0.0062	0.0072	0.0066
	0.0056	0.0054	0.0055	0.0056	0.0055	0.0056	0.0052
	0.1677	0.0561	0.1754	0.1620	0.2563	0.1931	0.2046
ldc	0.1162	0.2111**	0.0898	0.1236	0.1062	0.1132	0.2254*
	0.1095	0.1072	0.1116	0.1118	0.1073	0.1092	0.1041
	0.2882	0.0489	0.4208	0.2689	0.3224	0.3001	0.0303
txdifusa	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	0.9012	0.9617	0.8819	0.8979	0.6331	0.8586	0.6403
ldficipf	0.0521	0.0583	0.0517	0.0537	0.0352	0.0524	-0.0017
	0.0387	0.0368	0.0387	0.0390	0.0383	0.0386	0.0360
	0.1783	0.1128	0.1814	0.1679	0.3576	0.1747	0.9618
ldembicf	-0.2928*	-0.2820*	-0.3443**	-0.2904*	-0.3651**	-0.2736*	-0.1880
	0.1581	0.1534	0.1646	0.1581	0.1561	0.1588	0.1597
	0.0639	0.0659	0.0365	0.0663	0.0193	0.0849	0.2391
txspigdp	0.0068*	0.0121***	0.0141*	0.0068*	0.0282***	0.0080**	0.0198**
	0.0037	0.0037	0.0073	0.0037	0.0067	0.0038	0.0084
	0.0614	0.0012	0.0538	0.0640	0.0000	0.0345	0.0184
ldmscif	0.2666***	0.0302	0.2689***	0.2629***	0.2948***	0.2494***	-0.1265
	0.0826	0.0942	0.0825	0.0834	0.0812	0.0837	0.0977
	0.0012	0.7486	0.0011	0.0016	0.0003	0.0029	0.1953
ldroe		0.0432***					0.0962***
		0.0095					0.0140
		0.0000					0.0000
ldcmd			-0.0781				0.3169***
			0.0681				0.0973
			0.2519				0.0011
ldel				0.0362			-0.9614***
				0.1184			0.2075
				0.7601			0.0000
ldff					-0.0930***		-0.1244***
					0.0245		0.0263
					0.0001		0.0000
bcbs						0.0416	0.0347
						0.0358	0.0349
						0.2454	0.3199
_cons	0.0063	-0.0117	0.0137	0.0034	0.0123	0.0052	0.0219
	0.0379	0.0366	0.0384	0.0390	0.0372	0.0379	0.0359
	0.8675	0.7498	0.7214	0.9304	0.7420	0.8909	0.5418
chi2	325.9619	380.5182	329.8034	324.4698	345.2427	325.0029	459.9265

Notes : *,** et *** représentent la significativité des coefficients respectivement à 10, 5 et 1%. Sont reportés les coefficients, les écart-types et les t-statistics. Une autocorrélation d'ordre 1 spécifique à chaque panel est considérée. Est reporté le Chi2 avec l'hypothèse nulle que les coefficients sont égaux à zéro.

BIBLIOGRAPHIE.

- Alberola, E., Erce, A., Serena, J., 2012. International reserves and gross capital flows. Dynamics during financial stress. Banco de Espana Documentos de Trabajo 1211.
- Arellano, M., Bover, O., 1995. Another look at the instrumental-variable estimation of error components models. *Journal of Econometrics*, 68, 51-29.
- Bank for International Settlements, 2012. Guidelines to the international locational banking statistics. Monetary and Economic Department.
- Basel Committee on Banking Supervision, 2010. An assessment of the long-term economic impact of stronger capital and liquidity requirements. Bank for International Settlements.
- Basel Committee on Banking Supervision, 2010. Basel III: A global regulatory framework for more resilient banks and banking systems. Bank for International Settlements.
- Basel Committee on Banking Supervision, 2010. Results of the comprehensive quantitative impact study. Bank for International Settlements.
- Bisignano, J., 2003. Qui ont été les privilégiés de Cooke? Perdants et gagnants de la réglementation des fonds propres. *Revue d'économie financière*, 73, 77-96.
- Blum, J., 2008. Why 'Basel II' may need a leverage ratio restriction. *Journal of Banking and Finance*, 32:8, 1699-1707.
- Blundell, R., Bond, S., 1998. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Economics* 87, 115-43.
- Brana, S., Lahet, D., 2009. Capital requirement and financial crisis: the case of Japan and the 1997 Asian crisis. *Japan and the World Economy*, 21, 97-104.
- Broto, C., Diaz-Cassou, J., Erce-Dominguez, A., 2008. Measuring and explaining the volatility of capital flows toward emerging countries. Banco de Espana Documentos de Trabajo 817.
- Bruno, V., Shin, H.S., 2012. Capital flows, cross-border banking and global liquidity. *SSRN Electronic Journal*.
- Buch, C., 2000. Information or regulation : What is driving the international activities of commercial banks ? Kiel Working Paper 1011, Kiel Institute of World Economics.
- Calvo, G.A., Leiderman, L., Reinhart, C.M., 1993. Capital inflows and the real exchange rate appreciation in Latin America – The role of external factors. *International Monetary Fund Staff Papers* 40.
- Chuhan, P., Claessens, S., Mamingi, N., 1998. Equity and bond flows to Asia and Latin America – The role of global and country factors. *Journal of Development Economics*, 55:2, 439-463
- Claessens, S., 1995. The emergence of equity investment in developing countries : Overview. *The World Bank Economic Review*, 9:1, 1-17.
- Claessens, S., Underhill, G.R.D., Zhang, X., 2008. The political economy of Basel II : The costs for poor countries. *The World Economy*, 31:3.
- Committee on the Global Financial System, 2009. Capital flows and emerging market economies, CGFS Papers n°33, Bank for International Settlements.
- Cosimano, T., Hakura, D., 2011. Bank behavior in response to Basel III: A cross-country analysis. *International Monetary Fund Working Paper* 119.
- Elliot, D.J., 2009. Quantifying the effects on lending of increased capital requirements. *Pew Financial Reform Project Briefing Paper* 7.
- European Banking Authority, 2012. Results of the Basel III monitoring exercise based on data as of 31 December 2011.
- European Central Bank, 2010. Beyond ROE - How to measure bank performance. Appendix to the report on EU banking structures.
- European Commission, 2011. Proposal for a regulation of the European parliament and of the council on prudential requirements for credit institutions and investment firms.
- Fernandez-Arias, E., 1996. The new wave of private capital inflows: Push or pull? *Journal of Development Economics*, 48, 398-418.
- Ferrucci, G., Herzberg, V., Soussa, F., Taylor, A., 2004. Understanding capital flows to emerging market economies. *Financial Stability Review: June 2004*, 89-97.
- Figuet, J-M., Lahet, D., 2007. Basel II and its implication for Foreign banks financing Emerging countries. *Revue d'économie du développement*, English version, 2007/1.
- Fonseca, A., Gonzalez, F., 2010. How bank capital buffers vary across countries : The influence of cost of deposits market power and bank regulation. *Journal of Banking and Finance*, 34:4, 892-902.
- Forbes, K., Warnock, F., 2011. Capital Flow Waves: Surges, stops, flight, and retrenchment. *National Bureau of Economic Research Working Paper* 17351.
- Fratzscher, M., 2011. Capital flows, push versus pull factors and the global financial crisis. *ECP Working Paper Series* 1364, July, European Central Bank.
- Frenkel, M., Rudolf, M., 2010. The implications of introducing an additional regulatory constraint on banks' business activities in the form of a leverage ratio. *German Banking Association*.
- Garcia-Herrero, A., Martinez-Peria, M.S., 2005. The Mix of International Banks' Foreign Claims: Determinants and Implications for Financial Stability. Banco de Espana Documentos de Trabajo 525.
- Ghosh, S., Sugawara, N., Zalduendo, J., 2011a. Banking flows and financial crisis - Financial interconnectedness and Basel III effects. *The World Bank Policy Research Working Paper* 5769.
- Ghosh, S., Sugawara, N., Zalduendo, J., 2011b. Bank flows and Basel III - Determinants and regional differences in emerging markets. *Poverty Reduction and Economic Management Network - Economic Premise*, 56.

- Griffith-Jones, S., Spratt, S., 2001. Will the proposed new Basel capital accord have a net negative effect on developing countries? Jubilee Research.
- Hannoun, H., 2010. The Basel III framework: a decisive breakthrough. BoJ-BIS High Level Seminar on Financial Regulatory Reform: Implications for Asia and the Pacific.
- Herrmann, S., Mihaljek, D., 2010. The determinants of cross-border bank flows to emerging markets: new empirical evidence on the spread of financial crises. Bank for International Settlements Working Paper No 315, Monetary and Economic Department.
- Hernandez, L., Rudolph, H., 1995. Sustainability of private capital flows to developing countries. The World Bank Policy Research Working Paper 1518.
- Institute of International Finance, 2010. Interim report on the cumulative impact on the global economy of proposed changes in the banking regulatory framework.
- Institute of International Finance, 2011. Septembre 2011 Global regulatory update.
- International Monetary Fund, 2012. Global recovery stalls, downside risks intensify. World Economic Outlook Update.
- Jeanneau, S., Micu, M., 2002. Determinants of international bank lending to emerging markets countries. Bank for International Settlements Working Papers 112.
- Kashyap, A., Stein, J., Hanson, S., 2010. An analysis of the impact of « substantially heightened » capital requirements on large financial institutions. The Clearing House Association L.L.C.
- King, M.R., 2001. Who triggered the Asian financial crisis. *Review of International Political Economy*, 8:3, Autumn 2001, 438-466.
- Liebig, T., Porath, D., Weder, B., Wedow, M., 2007. Basel II and bank lending to emerging markets: Evidence from the German banking sector. *Journal of Banking & Finance*, 31, 401-418.
- Macroeconomic Assessment Group, 2010. Assessing the macroeconomic impact of the transition to stronger capital and liquidity – Final Report. Bank for International Settlements.
- McGuire, P., Tarashev, N., 2008. Bank health and lending to emerging markets. *Bank for International Settlements Quarterly Review* 12/ 2008.
- Miles, D., Yang, J., Marcheggiano, G., 2011. Optimal bank capital. Bank of England – External MPC Unit Discussion Paper 31.
- Montgomery, H., 2005. The effect of the Basel accord on bank portfolios in Japan. *Journal of the Japanese and international economies*, 19, 24-36.
- Nickell, S., 1981. Biases in dynamic models with fixed effects. *Econometrica*, 49, 1417–26.
- Otker-Robe, I., Pazarbasioglu, C., others, 2010. Impact of regulatory reforms on large and complex financial institutions. International Monetary Fund staff position note 10/16.
- Peek, J., Rosengren, E., 1997. The international transmission of financial shocks: the case of Japan. *The American Economic Review*, 87: 4, 496-505.
- Reisen, H., 2001. Will Basel II contribute to convergence in international capital flows? *Österreichische Nationalbank* 29. Volkswirtschaftliche Tagung 2001.
- Roodman, D., 2006. How to do xtabond2: An introduction to « difference » and « system » GMM in Stata®, Center for Global Development Working Paper 103.
- Roodman, D., 2008. A note on the theme of too many instruments. Center for Global Development.
- Slovik, P., 2011. Systemically important banks and capital regulation challenges. OECD Economic Department Working Papers 916. OECD Publishing.
- Slovik, P., Cournède, B., 2011. Macroeconomic impact of Basel III. OECD Economic Department Working Papers 844. OECD Publishing.
- Soto, M., 2009. System GMM estimation with a small sample. *Barcelona Economics Working Paper Series* 395.
- Takats, E., 2010. Was it credit supply? Cross-border bank lending to emerging market economies during the financial crisis. *Bank for International Settlements Quarterly Review*, 54.
- Van Hoose, D., 2007. Theories of bank behavior under capital regulation. *Journal of Banking and Finance*, 31, 3680-3697.
- Weder, B., Wedow, M., 2002. Will Basel II affect international capital flows to emerging markets? OECD Development Centre Working Papers 199. OECD Publishing.
- Wellnik, N., 2011. Basel III: a roadmap to better banking regulation and supervision. FSI High-Level meeting on the new framework to strengthen financial stability and regulatory priorities.