

Monetary Policy and Bank Excessive Risk-Taking

Taha Zaghoudi¹, Samir Maktouf²

Abstract: The aim of this paper is to investigate the relationship between monetary policy and bank excessive risk-taking for a panel of 22 countries over the period 1990- 2014. The sample covers countries from Latin America, OECD and South East Asia. By performing panel cointegration and panel GMM models, results indicate that the adoption of an expansionary monetary policy through high money supply and low interest rates increases non-performing loans. However, a restrictive monetary policy with high interest rates attracts riskier investors.

Keywords: Monetary policy; non-performing loans; fully modified ols; panel GMM

JEL Classification: E44; E51; E52; G21

1. Introduction

La crise financière de 2008 a démontré la réelle fragilité des systèmes financiers qu'on disait les plus avancés au monde. La défaillance et l'effondrement des marchés financiers internationaux ont eu des effets destructeurs sur l'économie réelle dans le monde entier. L'expansion rapide des crédits et l'éclatement d'une série de bulles d'actifs dans les marchés immobiliers ont, d'une part, attisé la flamme de la crise entraînant des perturbations dans les marchés mondiaux du crédit et, d'autre part, fragilisé la stabilité économique mondiale.

Les décideurs et les chercheurs ont mis en doute les réelles causes de la crise, en essayant de fournir des explications sur les forces créatrices de la fragilité du système financier mondiale. Il semble y avoir un consensus sur les causes possibles de la crise telles que: l'échec de la réglementation et de contrôle, le développement d'instruments de crédit complexes sur les marchés et les pratiques de mauvaise gouvernance. D'autre part, les banques centrales sont également blâmées pour leurs options fréquentes des politiques monétaires trop accommodantes, qui ont attisé

¹ Research Assistant, Faculty of Law, Economics and Management of Jendouba, University of Jendouba, Jendouba, Tunisia, Address: Avenue de l'Union du Maghreb Arabe, Jendouba 8189, Tunisia, Corresponding author: zedtaha@gmail.com.

² Professor, Faculty of Economics and Management of Tunis, University of Tunis El Manar, Address: Université de Tunis El Manar, Campus Universitaire Farhat Hached, B.P. n° 94 – ROMMANA, Tunis 1068, Tunisia, Tel.: +21671872253, Tunis, Tunisia, E-mail: samir.maktouf@yahoo.fr.

un vif débat parmi les économistes. Selon cet argument, une période prolongée de taux d'intérêt extrêmement bas et les conditions de liquidité laxistes encouragent les institutions financières à prendre plus de risques. Les partisans de ce point de vue soutiennent que la politique monétaire est une force motrice importante dans l'émergence de la crise financière. Cette affirmation est encore plus controversée, car de nombreuses banques centrales ont abaissé les taux d'intérêt en réponse à la crise dans une tentative pour surmonter la récession.

À la lumière de ces développements, le débat sur la relation entre la politique monétaire et la stabilité financière s'est intensifié. Au cours de la période de pré-crise, les banques centrales ne tiennent pas compte, la plupart du temps de l'aspect de la stabilité financière, car la sagesse conventionnelle pour la pratique de la politique monétaire est uniquement de maintenir la stabilité des prix. Assurer la stabilité des prix est avancée comme étant la meilleure contribution des banques centrales pour améliorer le progrès économique, alors que les outils macroprudentiels sont pris en charge par les autorités de réglementation et de surveillance. Cependant, les récentes crises ont démontré que les actions de la politique monétaire peuvent avoir des conséquences sur la stabilité des banques et peuvent influencer leurs comportements et les rendre insensibles aux risques.

Toutefois, l'évolution des techniques de transfert de crédit due à l'innovation financière a souvent été considérée comme pouvant contribuer à la stabilité financière. Certes, les mutations financières ainsi que les nouveaux instruments financiers ont contribué à l'amélioration de la rentabilité, mais ils ont poussé les banques à prendre plus de risques. Cette prise de risque est principalement due aux changements apportés au comportement des banques après la vague de la libéralisation financière dans les années 70. D'abord, la concurrence résultante de la dérèglementation du système bancaire devrait éroder la valeur de la franchise de la banque et de l'encourager à poursuivre des politiques plus risquées dans une tentative de maintenir ses anciens bénéfices. Puis, la hausse des opérations de hors bilans et l'accroissement des activités de transfert du risque via la titrisation que les banques utilisent généralement, d'une part, pour diversifier et atténuer la concentration du risque de crédit et, d'autre part, comme source de financement alternative. Mais, après la crise des subprimes de 2007, une réévaluation générale des risques inhérents aux instruments financiers structurés est observée dans l'ensemble de la communauté financière.

Suivant cette optique, nous considérons que la politique monétaire visant à baisser le taux d'intérêt réel, la soif de rentabilité et l'accroissement de la concurrence des marchés financiers sont des facteurs fortement responsables de la mutation comportementale des banques qui optent pour une prise de risque qui les rend plus vulnérables à la survenue d'une crise bancaire. Ainsi, ce chapitre sera consacré, d'abord à l'étude de l'effet de la politique monétaire et du comportement spéculatif des banques sur leurs prises excessives de risque et ensuite à l'évaluation de l'effet

de cette prise excessive de risque sur la survenue d'une crise bancaire.

2. Revue de la Littérature

2.1. Fondements Théoriques

Plusieurs auteurs comme (Fisher, 1933), (Hayek, 1939) et (Kindleberger, 1978) auparavant, soutiennent que les conditions monétaires accommodantes sont un ingrédient classique de la fluctuation des activités financières et économiques entre croissance et récession. En effet, un faible taux d'intérêt pourrait induire un déséquilibre financier par une baisse de l'aversion des banques et d'autres investisseurs aux risques. Cette partie du mécanisme de transmission monétaire a été récemment référencée comme le premier des trois canaux de prise de risque qui se rapportent à la façon dont les variations des taux de la politique monétaire affectent la perception ou la tolérance au risque (Borio et Zhu, 2008). De même, veine, Adrian et (Shin, 2010) font valoir que la faiblesse persistante des taux faibles impliquent une courbe abrupte de rendement pendant un certain temps, une marge nette d'intérêts plus élevés à l'avenir, et donc une plus grande capacité de prise de risque du secteur bancaire.

Le second mécanisme concerne la recherche de plus de rendement, avec un faible taux d'intérêt nominal, ce qui incite les gestionnaires d'actifs des banques à prendre davantage de risques (Rajan, 2005). Les faibles taux d'intérêt peuvent augmenter les incitations qui poussent les gestionnaires d'actifs à prendre davantage de risques pour un certain nombre de facteurs. Certains facteurs sont d'ordre psychologique ou comportemental comme la soi-disant illusion monétaire: les investisseurs peuvent ignorer le fait que les taux d'intérêt nominaux peuvent refuser de compenser l'inflation. D'autres peuvent refléter des contraintes institutionnelles ou réglementaires. Par exemple, les compagnies d'assurance-vie ainsi que les fonds de pension gèrent généralement leurs actifs en faisant référence à leurs passifs. Dans certains pays, les engagements sont liés à un taux nominal minimum garanti de retour ou rendements qui reflètent les hypothèses actuarielles à long terme plutôt que le niveau actuel des rendements.

De façon générale, lorsque les taux d'intérêt sont bas pour une période prolongée de temps, les banques, pour faire face à une réduction de la marge entre le débiteur et le taux de dépôt, se trouvent incitées à passer à des actifs plus risqués avec des rendements attendus plus élevés. Dès lors, un mécanisme plus ou moins similaire pourrait être mis en place lors de la rémunération des cadres gestionnaires des banques et qui serait directement lié à leurs rendements. Une baisse des rendements sûrs des actifs sûrs tels que les obligations à forte notation émises par le gouvernement impliquent des compensations inférieures pour les gestionnaires qui veulent jouer en toute sécurité, et vice versa. Plus largement, le lien entre les taux

d'intérêt bas et la prise de risque excessive est également influencée par la concurrence, la structure des systèmes de primes de gestion et les lacunes en matière de surveillance et de régulation (Salas & Saurina, 2003; Kouwenberg & Ziemba, 2007).

Le troisième mécanisme est que la politique monétaire pourrait également influencer sur la prise de risque par le biais de la façon dont la banque centrale va réagir face aux chocs négatifs. L'engagement, par exemple, d'une banque centrale pour les taux d'intérêt plus bas futurs dans le cas d'un choc menaçant, réduit la probabilité de subir des grands risques à la baisse, ce qui encourage les banques à assumer plus de risques (effet de transparence). C'est un problème typique de l'aléa moral. Il convient de souligner ici que cet effet opère à travers les taux attendus d'intérêt plutôt que les faibles taux actuels eux-mêmes. Cependant, l'ampleur de cet effet dépend toutefois du niveau actuel du taux directeur. Par ailleurs, (De Nicolò & Lucchet, 2011), expliquent que la réduction des taux d'intérêt prévus ont tendance à correspondre à une position de risque plus élevée quand il y a plus de place pour l'expansion monétaire, c'est à dire lorsque les taux actuels sont élevés.

Dans la même optique (Altunbas et al., 2010), expliquent que la prise de risque peut aussi être influencée par le niveau de l'activité économique. En effet, au cours de l'expansion économique, les agents deviennent moins averses au risque en raison de l'anticipation des profits plus élevés de leurs investissements. Par conséquent, l'assouplissement monétaire pourrait, en stimulant l'activité économique réelle, inciter les gestionnaires d'actifs à occuper des positions à risque élevé.

2.2. Evidences Empiriques

Plusieurs études empiriques ont essayé de vérifier l'existence d'un lien entre la baisse du taux d'intérêt et le comportement de prise de risque des banques et de mettre en évidence les principales caractéristiques de cette relation. Néanmoins, les études empiriques sur les canaux de prise de risque sont encore peu nombreuses. Dans ce qui suit, nous résumons brièvement ces études et leurs principales conclusions.

(Angeloni et al., 2010), en utilisant un modèle à vecteur autoregressif, cherchent à identifier les canaux de prise de risque des banques en Europe et au États-Unis. Ils emploient trois mesures de risque différentes: la consommation et le ratio des prêts hypothécaires au total des prêts comme risque de financement bancaire, le ratio des actifs aux dépôts pour calculer le levier bancaire comme mesure du risque du coté de l'actif bancaire et, en fin, la volatilité du marché boursier pour le risque général du secteur des entreprises. Ces auteurs montrent que l'orientation de la politique monétaire affecte, avec un décalage, la prise de risque bancaire, cependant la force, le profil et l'importance de l'impact de la politique monétaire sur le risque de la banque dépendent de la mesure du risque employé et sont différents entre la zone US et l'euro. Plus précisément, ils constatent que la baisse des taux de la politique monétaire a une influence positive et significative sur le risque de bilan des banques

à la fois aux États-Unis et dans la zone euro, et une influence positive significative sur l'endettement bancaire uniquement aux États-Unis. D'autre part, les effets sur la volatilité du marché boursier sont insignifiants dans les deux zones.

(De Nicolo et al., 2010) tentent d'illustrer l'effet de la politique monétaire sur la prise de risque des banques aux États-Unis à travers deux approches différentes. Ces auteurs ont mené une enquête trimestrielle sur les conditions de prêts aux entreprises, puis sur la base de cette enquête ils construisent deux mesures ex-ante de la prise de risque des banques: la notation moyenne de risque interne et la moyenne de la propagation relative entre les taux de prêt et le taux effectif des fonds fédéraux. Leurs résultats montrent que, d'une part, les taux de la politique monétaire affectent négativement à la fois la notation du risque et la propagation et que, d'autre part, cet effet négatif est d'autant plus prononcé que le secteur bancaire se caractérise par une faible capitalisation. Cependant, et dans un deuxième exercice, ils étudient l'impact des variations des taux directeurs sur le niveau de risque global des portefeuilles d'actifs des banques en utilisant des données au niveau des banques individuellement. En utilisant le ratio des actifs à risque pondérés par le total de l'actif comme mesure du risque bancaire, ils constatent une forte relation négative entre les taux d'intérêt réels et le degré de risque des actifs des banques. En fait, l'augmentation des actifs à risque pondérés en réponse à la baisse des taux de la politique monétaire est absolument faible lorsque la banque est faiblement capitalisée.

Se basant sur un modèle vecteur autoregressif à facteurs augmentés (FAVAR), (Buch et al., 2010) ont utilisé à la fois des séries chronologiques et des données en niveau des banques aux États-Unis collectées à partir des rapports annuels des banques durant la période 1985-2008 pour explorer l'effet net des chocs macroéconomiques et la politique monétaire, sur le risque de crise bancaire. En utilisant la part des prêts non performants dans le total des prêts comme un indicateur de prise de risque de la banque, ils observent une diminution du risque de la banque suite à un choc d'une politique monétaire expansionniste. Leur résultat est semblable aux conclusions de (De Graeve et al., 2008), mais pas aux conclusions d'autres études empiriques qui fournissent des preuves en faveur des canaux de prise de risque. En ce qui concerne les sources d'hétérogénéité entre les banques, les résultats montrent que la réponse négative du risque bancaire à un choc de politique monétaire est plus faible pour les banques dont les ratios de capital est élevé, alors qu'il est plus élevé pour les banques qui sont fortement engagées dans le prêt immobilier. D'autre part, la taille des banques n'a montré aucun effet significatif sur la réponse aux risques de chocs d'une politique monétaire.

(Brissimis et Delis, 2010) ont analysé l'impact de la politique monétaire sur les prêts bancaires, la prise de risque et la rentabilité pour la zone Euro et les États-Unis. Dans le cadre de leur étude sur les canaux de prise de risque, ces auteurs sont plutôt plus soucieux de savoir si les taux d'intérêt ont un effet différentiel sur le risque bancaire en raison de certaines caractéristiques des bilans bancaires. Ils analysent la réponse

hétérogène des banques aux États-Unis et dans 12 pays de la zone Euro pour la période s'étalant de 1994 à 2007 en termes de leurs décisions de prise de risque suite à un changement dans la politique monétaire. Pour leur étude, ces auteurs, ont choisi la liquidité, la taille des banques et la part du marché comme indicateurs spécifiques aux banques et ils ont constaté que l'impact d'un changement de la politique monétaire sur le risque de crédit est plus faible pour les banques bien capitalisées et liquides.

D'autres, comme (Delis & Kouretas, 2011), examinent l'impact des faibles taux d'intérêt sur la prise de risques des banques en utilisant une grande base de données trimestrielles collectée des bilans des banques dans les 16 pays de la zone euro pour la période 2001-2008. Cependant, ces auteurs, dans leur étude, se sont plus préoccupés par le niveau des taux d'intérêt que par des changements de politiques monétaires. Le ratio des actifs risqués à l'actif total et le ratio des prêts non performants au total des prêts étant leurs indicateurs de risque, ils estiment des équations de risque en utilisant différents taux d'intérêt. Les auteurs constatent que les faibles taux d'intérêt augmentent la prise de risque des banques, alors que ce résultat est robuste aux différentes spécifications et à l'utilisation des données annuelles. En outre, leur analyse empirique révèle que l'impact de la faiblesse des taux d'intérêt sur les actifs à risque est plus faible pour les banques bien capitalisées, mais il est amplifié pour les banques avec des activités de hors bilan élevées.

Par ailleurs, (Maddaloni & Pedyro, 2011), ont utilisé les données des enquêtes sur l'offre de crédit dans la zone Euro et États-Unis pour analyser l'impact de la faiblesse des taux d'intérêt sur les normes de crédit qui s'appliquent aux entreprises et aux ménages au cours de la période de 2003 à 2008. Ces derniers ont montré que l'application de faibles taux d'intérêts à court terme favorise l'assouplissement des normes standards. Par contre, ceci n'est pas observé avec des taux d'intérêt à long termes. Plus encore, ils montrent aussi que l'activité de titrisation affaiblit la supervision bancaire et que l'application prolongée de faibles taux d'intérêts augmente le laxisme bancaire.

Généralement, ces études empiriques se sont focalisées sur l'impacte des changements des politiques monétaires principalement via la baisse des taux d'intérêts sur la prise excessive de risque des banques. Alors que l'acte de prendre plus de risque est souvent lié au changement de comportement des banques. En effet, de nouveaux outils financiers ont favorisé la mutation des comportements bancaires si bien que l'activité de titrisation permettant aux banques de se débarrasser des créances douteuses devient une pratique plus rentable que l'activité d'intermédiation traditionnelle. Certes, ces outils améliorent la rentabilité bancaire mais un retournement brusque ou une attaque spéculative soudaine conduit inévitablement à une crise bancaire.

3. Données et Méthodologie

3.1. Données

Les données exploitées dans cette étude ont été extraites de la base de données de la Banque Mondiale (2015) ainsi que la base de donnée de (Demirgüç-Kunt & Levine, 2012). Notre panel est constitué de 22 pays d'Amérique latine, de l'OCDE et du Sud-Est Asiatique, qui ont connu des crises bancaires entre 1990 et 2014. Notre échantillon de pays est regroupé dans le tableau suivant :

Tableau 1. Pays qui ont connu des crises bancaires entre (1990-2014)

Pays	
Argentine (1990/91/95/01/02/03)	Mexique (1994/95/96)
Colombie (1998/99/2000)	Philippines (1997/98/99/00/01)
France (2008/09/10)	Poland (1992/93)
Allemagne (2008/09)	Portugal (2008/09/10)
Greece (2008/09/10/11/12)	Spain (2008/09/10)
Indonesia (1997/98/99/00/01)	Thailand (1997/89/99/00)
Ireland (2008/09)	Tunisie (1991/92/93/95/01)
Italie (2008/09/10)	Turquie (2000/01)
Japon (1997/98/99/00/01)	UK (2007/2008)
Korea (1997/98)	USA (2007/2008)
Malaysie (1997/98/99)	Uruguay (2000/01/02/03/04/05)

Source: Base de données de la banque mondiale (2015) et Systemic Banking Crises Database: An Update (Luc Laeven and Fabián Valencia) IFM 2012

3.1.1. Variable Dépendante

Pour mesurer la prise de risque des banques trois variables sont mises à contribution; le ratio des crédits non performants (NPL), l'indice de stabilité bancaire (Zscore) et le ratio des provisions sur les créances douteuses (Provnpl). En effet, le ratio NPL donne une indication de la qualité des actifs en termes du potentiel de l'exposition adverse aux gains et aux valeurs de marché des fonds propres due à l'aggravation de la qualité des prêts. Généralement, les crédits non performants permettent de refléter le niveau de risque de portefeuille des crédits ou des prêts d'une banque. Les niveaux plus élevés de ce rapport indiquent un portefeuille de prêts plus risqués car une partie des prêts non performants se traduirait probablement par des pertes pour la banque (Delis & Kouretas, 2011). La deuxième mesure proposée par Roy (1952) et utilisée par (Goyeau & Tarazi, 1992), (Boyd et al. 2006), (Laeven & Levine, 2006) et (Uhde & Heimeshoff, 2009), indique la distance d'éloignement de l'insolvabilité. Ainsi, une valeur plus élevée de Zscore indique un faible risque de défaut. Mathématiquement, Zscore peut être notée comme suit:

$$Zscore_i = \frac{ROA_i + (\frac{E}{TA})_i}{\sigma(ROA_i)} \dots \dots \dots I$$

Où ROA_i est le rendement des actifs des banques, $(\frac{E}{TA})_i$ le ratio des capitaux propres et $\sigma(ROA_i)$ représente l'écart-type du rendement d'actifs. Par ailleurs, le ratio Zscore représente la probabilité d'un choc négatif sur les bénéfices qui poussent les banques à faire défaut (Yeyati & Micco, 2003). En effet, lorsque Zscore augmente avec une rentabilité et une capitalisation boursière élevée, il diminue avec un bénéfice instable capturé par l'écart de rendement des actifs. Par conséquent, une valeur plus élevée de Zscore implique un bon niveau de stabilité bancaire et donc moins de risques.

Nous avons choisi comme troisième mesure de risque la variable des provisions sur les créances douteuses (Provnpl). Cette dernière est souvent sollicitée en tant que baromètre de la santé bancaire. De façon générale les banques constituent des provisions pour esquiver d'éventuels risques de contre partie et de non remboursement de prêts accordés. Ainsi, l'augmentation des provisions est souvent synonyme de montée de risque. En effet, l'application d'une politique monétaire restrictive qui vise à baisser le volume de la masse monétaire en circulation, augmente le taux d'intérêt, diminue les réserves et les dépôts bancaires, ce qui conduit à une dégradation de la qualité des prêts et à une montée significative des provisions.

3.1.2. Variables Explicatives

Pour expliquer la prise excessive de risque des banques nous retenons 5 variables relatives aux différentes dimensions macroéconomiques et monétaires des banques. Elles représentent les différents indicateurs de mesure de la prise excessive de risque des banques et elles sont regroupées dans le tableau suivant ainsi que leurs signes respectifs attendu:

Tableau 2. Indicateurs de mesures de prise de risque excessive par les banques

Variables	Signes	Interprétations
GPIB	(+/-)	(+) Une bonne condition économique signifie des investissements rentables et donc une baisse du risque . (-) Par ailleurs une bonne condition économique incite les banques à chercher plus de profits et donc s'exposer à plus de risques.
INF	(+/-)	(+) la hausse de l'inflation se traduit par une hausse des coûts de dépenses des entreprises locales et donc augmente la probabilité de leurs insolvabilités. (-) la baisse de l'inflation détériore la liquidité bancaire et augmente ainsi l'insolvabilité des banques
TIR	(+/-)	(-) un faible taux d'intérêt pourrait induire un déséquilibre financier par une baisse de l'aversion des banques et d'autres investisseurs aux risques. (+) un taux d'intérêt élevé attire les investisseurs à risque
M2R	(+)	Une augmentation de la masse monétaire par rapport aux réserves de change augmente la vulnérabilité des pays aux sorties soudaines

		de capitaux et ce qui conduit à un effondrement rapide du taux de change.
CAP	(-)	Une baisse de la capitalisation boursière augmente le risque bancaire

Source: L'auteur

3.2. Méthodologie

Dans cette étude nous adoptons une stratégie empirique à deux volets méthodologiques nous permettant de choisir la méthode d'estimation la plus appropriée. La règle de choix réagit à ce que les variables de nos modèles sont cointégrées ou pas. S'il existe au moins une variable cointégrée alors on utilise la méthode des moindres carrés modifiée (FMOLS) pour le modèle en panel cointégré et sinon on applique la méthode des estimateurs GMM système sur des données de panel dynamiques de (Arellano & Bover, 1995) et (Bundell & Bond, 1998).

3.2.1. Méthode GMM-système

Cette approche nous permet de faire face à un certain nombre de défis d'identification et, par conséquent, c'est la méthode d'estimation appropriée pour plusieurs raisons.

Nous choisissons d'estimer un modèle empirique dynamique dans lequel nous introduisons la variable dépendante retardée avec les variables explicatives qui expliquent la persistance et la nature dynamique du risque. En outre, les taux d'intérêt sont considérés comme endogènes dans les équations de risque bancaire. En d'autres termes, le sens de la causalité entre la politique monétaire et le risque de la banque n'est pas évident et, par conséquent, il est nécessaire de contrôler la causalité inverse comme une forme particulière d'endogénéité. Parallèlement à la variable de politique monétaire, certaines des variables de contrôle ne sont pas strictement exogènes. L'endogénéité entre le risque et les caractéristiques spécifiques des banques, qui sont des variables explicatives dans notre modèle, pose un autre problème d'identification. Dans ce contexte, l'estimateur GMM proposé par (Arellano & Bover, 1995) et (Blundell & Bond, 1998) est la méthode la plus pratique car elle intègre à la fois la persistance du risque et la possible endogénéité des caractéristiques spécifiques de la banque en utilisant des instruments appropriés, représentés par leurs retards respectifs.

Cet estimateur assure l'efficacité et la consistance, à condition que le modèle de régression dynamique n'soit pas soumis à l'autocorrélation de second ordre, et que les instruments utilisés soient valides. Pour cela, nous utilisons les tests d'autocorrélation du premier et du second ordre AR(1) et AR(2). En effet, on pourrait s'attendre à la présence d'une autocorrélation de premier ordre dans les premiers résidus différenciés, la p-valeur de AR (2) doit largement acceptée l'hypothèse nulle d'absence de corrélation en série d'ordre deux en différences premières des erreurs. Parce qu'un ordre supérieur d'autocorrélation impliquerait que les retards de la

variable dépendante n'est pas réellement endogène et donc de mauvais instruments. En outre, la validité des instruments est vérifiée à l'aide de test de restriction et de sur-identification de Sargan.

Notre modèle s'écrit de la manière suivante :

$$y_{it} = \alpha y_{it-1} + \beta X_{it} + \eta_i + \varepsilon_{it} \dots \dots \dots 2$$

Où y_{it} est respectivement pour chaque modèle, les crédits non performants (NPL), l'indicateur de stabilité bancaire (Zscore) et la provision constituée sur les créances douteuses (Provnpl). X_{it} est la matrice des variables de contrôles, η_i représente l'effet spécifique individuel et ε_{it} le terme d'erreur.

Donc nous aurons trois modèles de mesure de risques qui peuvent être écrits comme suit:

$$NPL_{it} = \alpha NPL_{t-1} + \beta_1 GPIB_{it} + \beta_2 CAP_{it} + \beta_3 INF_{it} + \beta_4 TIR_{it} + \beta_5 M2R_{it} + \eta_i + \varepsilon_{it} \dots \dots \dots 3$$

$$Zscore_{it} = \alpha Zscore_{t-1} + \beta_1 GPIB_{it} + \beta_2 CAP_{it} + \beta_3 INF_{it} + \beta_4 TIR_{it} + \beta_5 M2R_{it} + \eta_i + \varepsilon_{it} \dots \dots \dots 4$$

$$Provnpl_{it} = \alpha Provnpl_{t-1} + \beta_1 GPIB_{it} + \beta_2 CAP_{it} + \beta_3 INF_{it} + \beta_4 TIR_{it} + \beta_5 M2R_{it} + \eta_i + \varepsilon_{it} \dots \dots \dots 5$$

3.2.2. Méthode des Moindres Carrées Modifiée

Une régression impliquant des niveaux d'intégration d'ordre 1 I(1) des variables estimée par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO), peut produire de faux résultats. En particulier, la présence d'une intégration I(1) des variables peut provoquer une régression fallacieuse. Cependant, il est bien connu que si les séries sont cointégrées, le MCO statique est conforme, convergeant à un rythme plus rapide que ce qui est standard (Hamilton, 1994). La méthode des moindres carrés modifiée (FMOLS), nous permet de vérifier l'existence ou pas d'une relation de long terme entre les variables du modèle à estimer. Cette méthode d'estimation a été proposée par (Phillips et Hansen, 1990), puis étendue par (Phillips, 1995). C'est une procédure semi-paramétrique d'estimation des paramètres d'une relation de cointégration qui permet de corriger le biais d'endogénéité de long terme. Cette technique utilise des estimateurs de noyau des paramètres de nuisance qui affectent la distribution asymptotique de l'estimateur MCO. Afin d'atteindre une efficacité asymptotique, cette technique modifie la méthode des moindres carrés en prenant en compte les effets de corrélation des séries et test l'endogénéité des variables explicatives résultant de l'existence d'une relation de cointégration.

(Phillips et Hansen, 1990) montrent que l'estimateur FMOLS fonctionne bien, même avec de petits échantillons quand on veut faire des inférences sur un système cointégré. L'utilisation de FMOLS nous permet de contribuer à la littérature

empirique concernant l'estimation d'un modèle de panel cointégré avec des variables non-stationnaires. C'est, par FMOLS que nous pouvons estimer un modèle à variables multiples qui identifie les principaux déterminants du niveau de prise de risque et explique, au moins dans une mesure notable, la variation dans le temps du risque bancaire.

4. Résultats et Interpretations

Dans le but d'éviter toute régression factice, il est obligatoire de vérifier la stationnarité des séries en panel ainsi que l'absence de relation de cointégration entre elles.

Pour vérifier la stationnarité des séries en panel nous avons sollicité les test de (Levin, Lin et Chu, 2002) et (Im, Pesaran & Shin, 2003) suivant lesquels, l'hypothèse nulle signifie la présence d'une racine unitaire et, donc, la non stationnarité de la série en question. De plus, la particularité de ces deux tests réside dans le fait que le premier (LLC, 2002) permet la présence d'effets spécifiques individuels et d'hétérogénéité entre les individus, alors que le second (IPS, 2003) permet la possibilité d'une hétérogénéité quant à la présence même d'une racine unitaire dans le panel.

Les résultats des tests sont fournis par le tableau suivant:

Table 3. Test de racine unitaire en panel en niveau

Variables	Levin,Lin et Chu		Im,Pesaran et Shin	
	Statistique	P-value	Statistique	P-value
NPL	-6.21049	0.0000	-2.12234	0.0169
GPIB	-9.35229	0.0000	-8.58800	0.0000
INF	-183.310	0.0000	-87.9998	0.0000
TIR	-1.42433	0.0772	-1.33671	0.0907
m2r	-17.0940	0.0000	-22.1136	0.0000
CAP	-9.94980	0.0000	-3.51186	0.0002
zscore	-0.87092	0.1919	-0.74039	0.2295
Provnpl	-3.77521	0.0001	-3.62873	0.0001
NPL	-6.21049	0.0000	-2.12234	0.0169

Source: Calcul L'auteur

L'hypothèse nulle de présence de racine unitaire n'a pas pu être rejetée en niveau pour les séries TIR et zscore. En vue de rendre ces séries stationnaires nous les avons différenciées au premier ordre et les résultats sont fournis par le tableau suivant:

Table 4. Test de racine unitaire en panel en première différence

Variables	Levin,Lin et Chu		Im,Pesaran et Shin	
	Statistique	P-value	Statistique	P-value
TIR	-27.0216	0.0000	-23.2066	0.0000
zscore	-9.55112	0.0000	-8.09777	0.0000

Source: Calcul L'auteur

Après une première différenciation, les variables sont stationnaires en différence première “ I(1) ”, ce qui laisse supposer une relation de cointégration entre ces variables non stationnaires en niveau.

Pour tester l'existence de relation de cointégration entre les variables de nos trois modèles nous avons sollicité le test proposé par (Pedroni, 1997; 1999; 2004) selon lequel, l'hypothèse nulle signifie l'absence de cointégration.

Table 5. Test de Pedroni cointégration en panel

Variables	Levin,Lin et Chu		Im,Pesaran et Shin	
	Stat. Panel	Stat. Groupe	Stat. Panel	Stat. Groupe
TIR	-0.985223 (0.1623)	0.585561 (0.7209)	-1.015572 (0.1549)	-0.369783 (0.3558)
zscore	-2.217880 (0.0133)	-4.394762 (0.0000)	-2.699923 (0.0035)	-4.600342 (0.0000)
ProvNpl	1.896614 (0.9711)	0.432692 (0.6674)	1.752641 (0.9602)	-0.526751 (0.2992)

Source: Calcul L'auteur

Ce tableau montre que le test de (Pedroni, 1997 ; 1999 ; 2004) accepte l'hypothèse nulle d'absence de relation de cointégration entre les modèles NPL et ProvNpl et leurs variables explicatives. Par ailleurs, le test rejette l'hypothèse nulle d'absence d'une relation de cointégration entre les variables du modèle Zscore. Par la suite, on peut dire qu'il existe une relation de long terme entre la stabilité bancaire et ses variables explicatives.

Les résultats des estimations des trois modèles sont donnés par le tableau suivant:

Tableau 6. L'effet de la politique monétaire sur la prise excessive de risque des banques

Modèles	ME_{NPL} (GMM)	$ME_{ProvNpl}$ (GMM)	ME_{Zscore} (FMOLS)
	t-Statistic	t-Statistic	t-Statistic
ME_{t-1}	84.77200 (0.0000)	1.01E+11 (0.0000)	-
GPIB	-3.954368 (0.0001)	-3.684187 (0.0003)	5.593271 (0.0000)
CAP	-3.669624	4.225457	2.686414

	(0.0003)	(0.0000)	(0.0075)
INF	4.216202 (0.0000)	4.066478 (0.0001)	-0.250905 (0.8020)
TIR	-2.968566 (0.0032)	-3.193535 (0.0015)	0.608066 (0.5435)
M2R	-3.134413 (0.0018)	-3.096506 (0.0021)	3.218823 (0.0014)

Source: Calcul L'auteur

Signif. codes: 0 (***) 0.001 (**) 0.01 (*) 0.05 (.) 0.1 () 1

Les résultats des estimations concernant le premier modèle ME_{NPL} , montrent que toutes les variables sont statistiquement significatives avec un signe négatif à une exception faite pour l'inflation (INF) qui affiche un signe positif. En fait, l'orientation de la politique monétaire mesurée par la variation du taux d'intérêt réel donnant une significativité négative à 5%, suggère que la baisse de ce taux impacte négativement la qualité du portefeuille de prêts et par conséquent, la solidité financière des banques. En d'autres termes, la prise de risque des banques augmente lorsque le taux d'intérêt réel diminue. Ceci est en cohérence avec les conclusions de la littérature empirique précédente (Diamond & Rajan, 2005) selon lesquelles une baisse du taux d'intérêt à long terme incite les gestionnaires d'actifs à prendre plus de risque pour plus de rendement. Par contre, et comme c'est indiqué dans (Altunbas et al. 2010), la baisse de la qualité du portefeuille de prêts est probablement renforcée par la réduction du financement des coûts de liquidité des banques suite à la baisse des taux d'intérêt à court terme (Diamond et Rajan, 2009; Adrian et Shin, 2009).

Par ailleurs, la variable masse monétaire par rapport aux réserves est statistiquement significative à 5% avec un signe négatif pour les deux modèles ME_{NPL} , $ME_{ProvNpl}$ et positif pour ME_{Zscore} . Cela signifie qu'une politique monétaire expansionniste augmentant la masse monétaire, induit à long terme une baisse du risque ainsi que la provision sur le risque et favorise la stabilité bancaire. Cela peut être expliqué par le fait qu'une augmentation de la masse monétaire favorisant la baisse du taux d'intérêt attire les emprunteurs averses aux risques et stabilise le rendement des prêts bancaires. De plus, les ménages et les investisseurs ayant des projets à risques ont plutôt une préférence aux taux d'intérêt plus élevés puisqu'ils pensent qu'ils seront gagnants si leurs investissements sont rentables. Mais, un phénomène contraire peut se produire lorsque ces taux bas sont pratiqués sur des prêts immobilières qui attirent les ménages les plus faibles en pouvoir de remboursement désirant acquérir un logement.

D'autre part, la variable relative à l'inflation est statistiquement significative à 1% avec un signe positif indiquant qu'une hausse du taux d'inflation augmente le risque ME_{NPL} et $ME_{ProvNpl}$. En effet, la croissance de la masse monétaire implique une hausse des niveaux des prix attendus et par conséquent une augmentation de

l'inflation, ce qui affecte négativement la capacité des emprunteurs à rembourser leur dettes puisque les coûts des dépenses ont augmenté.

En ce qui concerne l'impact des variables macroéconomiques, la croissance du PIB est significativement négative à 1%, comme indiqué dans la première colonne du tableau 2.6, ce qui implique que la probabilité de défaut de paiement est liée négativement au taux de croissance du PIB. Une bonne condition économique est toujours associée à une augmentation du nombre de projets pouvant être rentables à terme, qui, à son tour, conduit à une réduction du risque de crédit global d'une banque (Kashyap & Stein, 1995; Altunbas et al, 2010). En outre, les emprunteurs gagnent plus et, par conséquent, leur capacité à rembourser leurs prêts serait plus élevée en période de bonne conjoncture économique. Ce résultat est cohérent avec les conclusions de (Gambacorta, 2009), (Altunbas et al., 2010) et (Lopez et al., 2012), alors qu'il est à l'opposé de (Delis & Kouretas, 2011) font état d'une relation positive entre la croissance du PIB et des risques dans le secteur bancaire européen. Une interprétation possible de cette relation positive est que dans les moments de bonnes conditions macroéconomiques, les banques à la recherche d'un rendement élevé ont tendance à accorder plus de crédits et adoucissent leurs normes de contrôle. Par contre, et comme l'indiquent nos résultats, ce n'est pas le cas des systèmes bancaires de notre étude.

La variable relative à la capitalisation bancaire est statistiquement significative à 1% avec un signe négatif, signifiant que les banques bien capitalisées accordent moins de prêts non performants et donc un niveau de risque assez bas. L'impact négatif du capital sur le risque bancaire suggère que les banques qui affichent une bonne capitalisation et un ratio des capitaux propres par rapport aux actifs élevé sont moins exposées aux risques de l'aléa moral et ont tendance à se comporter de manière plus prudente. Les banques utilisent ce capital en tant que tampon pour contrecarrer le risque de possibles pertes des actifs à risques. D'autre part, les régulateurs ainsi que les marchés n'encouragent pas les banques les plus risquées à accumuler du capital (Altunbas et al. 2012), c'est-à-dire qu'ils n'ont pas à compenser le risque par des niveaux plus élevés de capitalisation. De plus, notre résultat s'aligne avec l'hypothèse de l'aléa moral, qui suggère que lorsque le niveau de fonds propres des banques est faible, les dirigeants des banques ont plus d'incitations à prendre des risques excessifs découlant de l'existence de problèmes d'agence entre les dirigeants des banques et les actionnaires. Ainsi, nous pouvons dire que les banques ayant des niveaux d'investissement plus élevés ont tendance à avoir une meilleure qualité du portefeuille de prêts et, donc, à profiter de la baisse du risque de crédit.

5. Conclusion

Les dernières crises bancaires et financières ont soulevé de nombreuses questions au sujet de la conduite de la politique monétaire. En particulier, des questions concernant la relation entre la politique monétaire et la stabilité financière et bancaire. C'est pourquoi, dans cette étude, nous avons beaucoup insisté sur la façon dont la politique monétaire influence, d'une part, la perception et augmente, d'autre part, l'appétit du risque des intermédiaires financiers.

Nos résultats empiriques montrent que l'adoption d'une politique monétaire expansionniste via l'augmentation de la masse monétaire et l'application de taux d'intérêt bas, peut induire une augmentation de la prise de risque des banques, entraînant un changement dans l'offre de crédit en particulier vers la hausse. Ceci se traduit par une augmentation du volume des crédits non-performants et par conséquent le risque.

6. References

- Adrian, T. & Shin, H.S. (2009). *Money, liquidity, and monetary policy*.
- Donald, Roy A. (1952). Safety first and the holding of assets. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, pp. 431–449.
- Levin, A.; Lin, C. & James Chu, C. (2002). Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of econometrics*, 108(1), pp. 1–24.
- Angeloni, I.; Faia, E. & Duca, M. Lo (2010). *Monetary Policy and Risk Taking*.
- Anil, K. Kashyap & Jeremy, Stein C. (1994). *Monetary policy and bank lending*. In *Monetary policy*, pp. 221–261. *The University of Chicago Press*.
- Arellano, M. & Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of econometrics*, 68(1), pp. 29–51.
- Blundell, R. & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of econometrics*, 87(1), pp. 115–143.
- Borio, C. & Zhu, H. (2008). Capital regulation. Risk-Taking and Monetary Policy: A Missing Link in the Transmission Mechanism. *Bank for International Settlements*, Basle.
- Boyd, J.H. & De Nicolo, G. (2005). The theory of bank risk taking and competition revisited. *Journal of Finance*, 60, pp. 1329–1343.
- Brissimis, S.N.; Delis, M.D. & Tsionas, E.G. (2010). Technical and allocative efficiency in European banking. *European Journal of Operational Research*, 204(1), pp. 153–163.
- Buch, C.M.; Eickmeier, S. & Prieto, E. (2010). Macroeconomic factors and micro-level *bank risk*.
- Goyeau, D. & Tarazi, A. (1992). Evaluation du risque de défaillance bancaire en europe. *Revue d'économie politique*, 102(2), 249–280.
- De Graeve, F.; Kick, T. & Koetter, M. (2008). Monetary policy and financial (in) stability: An integrated micro–macro approach. *Journal of Financial Stability*, 4(3), pp. 205–231.

- Delis, M.D. & Kouretas, G.P. (2011). Interest rates and bank risk-taking. *Journal of Banking & Finance*, 35(4), pp. 840-855.
- Diamond, D.W. & Rajan, R. (2009). The credit crisis: Conjectures about causes and remedies. (No. w14739). *National Bureau of Economic Research*.
- Diamond, D.W. & Rajan, R.G. (2005). Liquidity shortages and banking crises. *The Journal of finance*, 60(2), pp. 615-647.
- Douglas, Diamond W. & Raghuram, Rajan G. (2009). Illiquidity and interest rate policy. Technical report. *National Bureau of Economic Research*. Frankfurt, Mimeo.
- Hayek, F. (1937). *Monetary nationalism and international stability*.
- De Nicol'o, G.; Dell'Ariccia, G.; Laeven, L. & Valencia, F. (2010). *Monetary policy and bank risk taking*. Available at SSRN 1654582.
- Fisher, I. (1933). The debt-deflation theory of great depressions. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, pp. 337-357.
- Hamilton, J.D. (1994). *Time series analysis*. volume 2. Princeton: Princeton university press.
- Boyd, H.J. (2006). Bank risk-taking and competition revisited: new theory and new evidence. *International Monetary Fund*.
- Kashyap, A.K. & Stein, J.C. (1995, June). The impact of monetary policy on bank balance sheets. In *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 42, pp. 151-195. North-Holland.
- Kouwenberg, R. & Ziemba, W.T. (2007). Incentives and risk taking in hedge funds. *Journal of Banking & Finance*, 31(11), pp. 3291-3310.
- Im, K.; Pesaran, M. & Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of econometrics*, 115(1), pp. 53-74.
- Laeven, L. & Levine, R. (2006). Corporate governance, regulation, and bank risk taking. *World Bank Mimeo*.
- Gambacorta, L. (2009). Monetary policy and the risk-taking channel. *BIS Quarterly*.
- Laeven, L. & Levine, R. (2009). Bank governance, regulation and risk taking. *Journal of Financial Economics*, 93(2), pp. 259-275.
- Maddaloni, A. & Peydró, J.L. (2011). Bank Risk-taking, Securitization, Supervision, and Low Interest Rates: Evidence from the Euro-area and the U.S. Lending Standards. *Review of Financial Studies*, 24(6), pp. 2121-2165.
- Manthos, Delis D. & Georgios, Kouretas P. (2011). Interest rates and bank risk-taking. *Journal of Banking & Finance*, 35(4), pp. 840-855.
- Arellano, M. & Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of econometrics*, 68(1), pp. 29-51.
- Nicolo, G.D. & Lucchetta, M. (2011). Systemic Risks and the Macroeconomy. In *Quantifying Systemic Risk*. *National Bureau of Economic Research, Inc, NBER Chapters*, pp. 113-148.
- Phillips, P. (1995). Fully modified least squares and vector autoregression. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, pp. 1023-1078.
- Phillips, P. & Bruce, H. (1990). Statistical inference in instrumental variables regression with $i(1)$ processes. *The Review of Economic Studies*, 57(1), pp. 99-125.

- Pedroni, P. (1997). On the role of cross sectional dependency in panel unit root and panel cointegration exchange rate studies. *Indiana University manuscript*.
- Pedroni, P. (1998). Testing for convergence to common steady states in nonstationary heterogeneous panels. Technical report. *Working paper in economics*, Indiana University.
- Pedroni, P. (2001). Purchasing power parity tests in cointegrated panels. *Review of Economics and Statistics*, 83(4), pp. 727–731.
- Raghuram, Rajan G. (2005). Has financial development made the world riskier? Technical report. *National Bureau of economic Research*. Review December.
- Blundell, R. & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of econometrics*, 87(1), pp. 115–143.
- Blundell, R. & Bond, S. (2000). Gmm estimation with persistent panel data: an application to production functions. *Econometric reviews*, 19(3), pp. 321–340.
- Roy, A.D. (1952). Safety Örst and the holding of assets. *Econometrica* 20, pp. 431-449.
- Salas, V. & Saurina, J. (2003). Deregulation, market power and risk behaviour in Spanish banks. *European Economic Review*, 47(6), pp. 1061-1075.
- Adrian, T. & Song Shin, H. (2010). Liquidity and leverage. *Journal of financial intermediation*, 19(3), pp. 418–437.
- Uhde, A. & Heimeshoff, U. (2009). Consolidation in banking and financial stability in Europe: Empirical evidence. *Journal of Banking & Finance*, 33(7), pp. 1299-1311.
- Altunbas, Y.; Gambacorta, L. & Marques-Ibanez, D. (2010). Bank risk and monetary policy. *Journal of Financial Stability*, 6(3), pp. 121–129.
- Altunbas, Y.; Gambacorta, L. & Marques-Ibanez, D. (2012). Do bank characteristics influence the effect of monetary policy on bank risk? *Economics Letters*, 117(1), pp. 220–222.
- Yeyati, E.L. & Micco, A. (2003, April). Banking Competition in Latin America. In *Latin-American Competition Forum*. Retrived from website: <http://www.oecd.org/dataoecd>.