

CAHIER D'ÉTUDES WORKING PAPER

N° 81

FLUCTUATIONS ECONOMIQUES ET DYNAMIQUE DE LA CONSTITUTION DE PROVISIONS POUR CREANCES DOUTEUSES DES BANQUES LUXEMBOURGEOISES

SABBAH GUEDDOUDJ

JANVIER 2013



BANQUE CENTRALE DU LUXEMBOURG

EUROSYSTEME

CAHIER D'ETUDES

WORKING PAPER

N° 81

**FLUCTUATIONS ECONOMIQUES ET DYNAMIQUE DE LA CONSTITUTION DE
PROVISIONS POUR CREANCES DOUTEUSES DES BANQUES
LUXEMBOURGEOISES**

Sabbah Gueddoudj

Janvier 2013

Table des matières

ABSTRACT	3
RÉSUMÉ NON-TECHNIQUE	4
1. INTRODUCTION	7
2. LES DÉTERMINANTS DES PROVISIONS POUR CRÉANCES DOUTEUSES	10
2.1. Les facteurs internes	12
2.2. Les facteurs externes	14
3. MÉTHODE ÉCONOMÉTRIQUE.....	16
3.1. L'estimateur des modèles des moments généralisés en différences premières	16
3.2. La spécification économétrique	18
4. L'ANALYSE EMPIRIQUE	20
4.1. Description des variables introduites dans le modèle.....	20
4.2. Les résultats d'estimation	21
5. CONCLUSION.....	24
BIBLIOGRAPHIE	27
ANNEXES	33

**FLUCTUATIONS ECONOMIQUES ET DYNAMIQUE DE LA CONSTITUTION DE
PROVISIONS POUR CREANCES DOUTEUSES DES BANQUES
LUXEMBOURGEOISES**

Sabbah Gueddoudj¹

Abstract

This work uses dynamic panel data methods to identify the determinants of the loan loss provisioning ratio in the Luxembourg banking sector from 1995 Q1 to 2011 Q4. The study is motivated by the theoretical framework assuming that both macroeconomic and microeconomic variables have a strong impact on the loans quality and quantity. The empirical results for Luxembourg confirm the findings of previous studies: both macroeconomic and bank-specific variables have a large impact on the development of the loan loss provisioning ratio. Indeed, the results show that GDP growth, house prices, ROA and the solvency ratio have a negative impact on the loan loss provisioning ratio, whereas the unemployment and interest rate increase the ratio.

JEL classification codes : G21, C23.

Keywords: loan loss provisioning ratio Luxembourg banking system, macroeconomic factors and specific banking factors, dynamic data panel methods.

¹ Cette note d'étude ne reflète pas nécessairement les opinions de la Banque centrale du Luxembourg. Je tiens à remercier les membres du département de la stabilité financière et en particulier M. Abdelaziz Rouabah et M. Gaston Giordana pour leurs commentaires, leurs suggestions et leurs relectures.

Résumé non-technique

Cette étude est consacrée à l'analyse de l'impact des chocs macroéconomiques et /ou sectoriels sur la constitution des provisions pour créances douteuses des banques luxembourgeoises. Le risque de crédit est largement tributaire du niveau des créances douteuses, variable d'intérêt, pour la stabilité financière et le système économique dans son ensemble. Selon Bernstein (1996), le nombre de prêts non-performants constitue un élément crucial dans la définition des coûts des banques. Une hausse de ces derniers peut, en effet, provoquer une faillite bancaire, comme ce fut le cas avec la crise asiatique de 1997 et la crise des subprimes en 2007. Le rôle déstabilisant des créances improductives dans le cadre des crises financières n'est donc plus à démontrer.

Dans cet axe de recherche, il est fréquent de recourir à des méthodes de panels dynamiques. La méthode des moments généralisés (MMG) est préconisée pour obtenir une estimation non biaisée. Les estimateurs MMG ont pour principale caractéristique de corriger des biais de mesure ainsi que des biais d'endogénéité.

Pour cette analyse en panels dynamiques, des données d'une nature macro-économique ainsi que des données individuelles sont utilisées. Les données bancaires proviennent de la base de données de la BCL. Elles sont de fréquence trimestrielle. La période d'observation couvre les années 1995-2011. L'échantillon du panel exploité est non cylindré. Il contient 363 banques au maximum.

La variable à expliquer est le ratio des provisions pour créances sur clientèle rapportées aux créances sur clientèle. Les changements de règles du reporting bancaire nous imposent, à partir de 2008, l'usage des provisions pour grands risques en tant que proxy pour les créances à la clientèle. Comme nous le verrons ultérieurement, le ratio des provisions rapportées aux créances sur clientèle peut

être assimilé à une mesure appropriée des créances douteuses pour les banques luxembourgeoises.

Les variables explicatives figurant dans la relation estimée sont le PIB, le chômage, le taux d'intérêt, l'indice des prix des biens immobiliers, le ratio des provisions pour créances sur clientèle rapportées aux créances sur clientèle retardé, la profitabilité (Return on Assets, ROA) et le ratio de solvabilité. Selon les travaux de Berger et De Young (1997), les deux dernières variables sont respectivement des proxies de la qualité du management et de l'aléa moral. En effet, une insuffisance en termes de capitaux inciterait les banques à adopter des comportements plus risqués (aléa moral). En outre, une mauvaise gestion du risque de contrepartie est une des sources d'alimentation du ratio des provisions pour créances douteuses, elle se caractérise généralement par une piètre évaluation des projets de crédits et des collatéraux, et/ou d'un manque de monitoring des emprunteurs.

Il y a lieu de souligner l'introduction de deux variables muettes afin de capter les effets de la crise des subprimes et du changement de définition du ratio des provisions pour créances douteuses.

L'équation est estimée avec un certain nombre de retards pour la variable endogène selon la méthode des moments généralisés suggérée par Arellano et Bond (1991). Nous utilisons des estimateurs MMG en différences premières. L'estimateur de ces auteurs consiste à écrire l'équation à estimer en différence première afin d'éliminer l'effet spécifique individuel. Une analyse des coefficients de long terme est également fournie afin de capter la dynamique des facteurs contribuant à l'accumulation des provisions pour créances douteuses.

Pour le Luxembourg, il ressort de cette étude que les variables macroéconomiques telles que le PIB, le chômage, le taux d'intérêt et les prix de l'immobilier ont un impact sur le développement du ratio des provisions sur les créances attribuées à la clientèle. La croissance du PIB et les prix de l'immobilier sont associés

négativement au ratio des provisions pour créances douteuses. En revanche, le taux d'intérêt est un facteur de hausse du ratio des provisions pour créances douteuses. Les variables muettes se révèlent statistiquement significatives traduisant ainsi les effets des changements structurels sur le niveau des provisions pour créances douteuses. Du côté des variables spécifiques, le ratio des provisions pour créances douteuses dépend de la qualité de la gestion du risque de contrepartie. Sur le long terme, une gestion de qualité des risques contribuera à réduire l'importance des provisions pour les créances accordées à la clientèle. En ce qui concerne l'impact de long terme du ratio de solvabilité, il expliquerait fortement l'évolution des provisions pour créances.

Classification du JEL : G21, C23

Mots clés : provisions pour créances douteuses, déterminants macroéconomiques et spécifiques des provisions, méthode des moments généralisés.

1. Introduction

Au cours des dernières décennies, le système bancaire mondial a connu de nombreuses transformations. Devenu plus complexe, il rend le travail analytique difficile dans la compréhension des interactions entre l'ensemble des variables économiques et les prêts non-performants qui peuvent être approximés par le ratio des provisions pour créances douteuses. Une bonne approche du risque de crédit est primordiale en termes de stabilité financière. En effet, un niveau élevé des prêts non-performants -matérialisé par une hausse du ratio provisions pour créances douteuses ou un nombre élevé de jours de retard de paiement de créances- peut s'avérer une source des crises financières.

Les facteurs explicatifs des prêts douteux, dont le proxy peut être le ratio des provisions pour créances sur clientèle rapportées aux créances sur clientèle (ou le ratio des provisions pour créances douteuses)² sont, souvent, analysés dans la littérature économique. Deux axes sont empruntés, le premier met l'accent sur les variables macroéconomiques (Bofondi et Ropele (2011)). Il s'inscrit dans un cadre théorique de cycle réel. Le volume des prêts non-performants dépend du cycle réel, durant les phases d'expansion (de récession) il a tendance à se réduire (à augmenter). Le second axe met en lumière le rôle des variables microéconomiques, comme la qualité du management ou l'aléa moral (Berger et De Young (1997)).

D'autres travaux empiriques récents (Misra et Dhal (2010), Louzis, Vouldis et Metaxas (2010) et Nkuzu (2011)) cherchent à définir les déterminants à la fois macroéconomiques et microéconomiques afin de mieux comprendre les facteurs explicatifs des créances douteuses. Les principales conclusions de ces études mettent en lumière le rôle prépondérant des variables telles que le PIB, le chômage

² Une provision pour créance douteuse est une composante des corrections de valeurs. Il s'agit de provisions prenant en compte la dépréciation constatée des créances sur clientèle, définitive ou non.

et le taux d'intérêt. La diversité des travaux n'empêche pas de faire le constat d'une convergence des principaux résultats pour de nombreux pays. En ce qui concerne les variables spécifiques, il est assez difficile d'établir des résultats similaires pour l'ensemble des pays étudiés. Toutefois, l'abondante littérature empirique montre que la qualité du management et le ratio de solvabilité paraissent comme étant des éléments explicatifs récurrents à l'évolution des créances douteuses. Notons que, les conclusions par pays semblent relativement proches malgré des différences en termes de définitions du proxy créances douteuses et des méthodes de reporting des données bancaires. Généralement, le rendement sur actif sert à mesurer le comportement des gestionnaires à l'égard du risque. Une rentabilité élevée est souvent associée à une prise de risque importante. De même, les banques inefficaces affichent un appétit élevé à l'égard du risque en octroyant des prêts jugés risqués afin de générer des revenus. Ce comportement induit des niveaux élevés de provisions pour créances douteuses. Le ratio de solvabilité décrit, semble-t-il, correctement l'aléa moral. Ainsi, une faible capitalisation incite les banques à adopter un comportement risqué.

Afin de déterminer les différents déterminants luxembourgeois du ratio des provisions pour créances sur clientèle, nous privilégions une approche en panels dynamiques incluant des variables macroéconomiques et spécifiques, plus précisément la méthode des moments généralisés en différences premières (Arellano et Bond (1991)). La variable à expliquer est le ratio des provisions -proxy des prêts non-performants- tandis que les variables explicatives sont la variable endogène retardées, le rendement sur actif, le ratio de solvabilité, le taux de croissance du PIB, le taux de chômage, le taux d'intérêt et l'indice des prix de l'immobilier. La période couverte est relativement longue (1995-2011) et les variables bancaires proviennent de la base de données de la Banque centrale du Luxembourg.

Les principaux résultats de l'estimation indiquent qu'à l'instar des études antérieures, le rôle des variables macroéconomiques dans l'explication de la l'évolution du ratio des provisions pour créances sur clientèle est important. D'après ces mêmes résultats, la croissance du PIB et des prix des biens immobiliers sont des facteurs de baisse du ratio de provisions, tandis que la progression du taux d'intérêt laisse présager un impact positif sur le ratio des provisions.

Les variables microéconomiques agissent également sur le ratio des provisions. Le rendement sur actif est un facteur de baisse du ratio des provisions, en revanche, le ratio de solvabilité n'explique que faiblement la variation de ce ratio.

Cette étude est une contribution aux analyses étudiant les fluctuations économiques et la dynamique des provisions pour créances sur la clientèle pour au moins deux raisons. De manière générale, il s'agit d'une analyse du risque des contreparties des banques luxembourgeoises à l'aide de variables macroéconomiques et microéconomiques. Un tel exercice pour le Luxembourg serait un élément de comparaison avec d'autres pays, même si cette comparabilité reste délicate compte tenu de la divergence des définitions pour les prêts non-performants. En outre, cette étude permet aussi de mesurer l'impact des variables contribuant à l'accroissement du ratio des provisions pour créances sur clientèle au Luxembourg et d'en préciser l'importance, aussi bien à court terme et qu'à long terme

Notre analyse s'articule autour de trois sections. La première section met en lumière les principaux déterminants (ou variables explicatives) des provisions pour créances douteuses à partir de la littérature existante et insiste sur les différentes définitions relatives aux prêts non-performants. La deuxième offre une présentation de la méthodologie économétrique adoptée, en l'occurrence la méthode des moments généralisés en différences premières. La dernière section, enfin, est réservée à l'interprétation des résultats de nos estimations.

2. Les déterminants des provisions pour créances douteuses

La construction d'une variable proxy pour les créances douteuses n'est pas sans conséquence sur les estimations empiriques menées pour les différents pays. Il n'existe pas de définition internationale commune ce qui rend les comparaisons entre les pays délicates. Trois approches sont généralement adoptées. La première repose sur une échelle temporelle. Elle souligne l'importance des retards de paiements (60, 90, 120 voire 180 jours). Le nombre de jours pour qualifier la dette de créances douteuses diffère selon les pays. La seconde définition met en évidence un critère quantitatif, à savoir la constitution de provisions pour faire face à la défaillance d'un emprunteur. Enfin, la dernière approche souligne le rôle des normes qualitatives, telles que la transparence informationnelle, la richesse des emprunteurs, les qualités en termes de management relative à l'évaluation des remboursements futurs, etc³. Pour le Luxembourg, et compte tenu de l'absence d'autres données, l'approche retenue est celle qui repose sur le ratio des provisions rapportées aux créances sur clientèle. Les ratios des provisions pour créances douteuses peuvent être aussi considérés comme une évaluation des prêts non-performants. En effet, la commission des normes comptables définit les provisions comme étant «une constatation comptable d'une diminution de valeur d'un élément d'actif ou d'une augmentation du passif exigible à plus ou moins long terme, précise quant à sa nature mais incertaine quant à sa réalisation....». Les provisions permettent alors aux banques d'ajuster dans leur bilan la valeur de leur portefeuille de crédits à la suite de l'évaluation individuelle du risque de leurs contreparties. Ainsi, si la proportion de prêts non-performants augmente alors la banque est amenée à constituer des provisions pour ajuster la valeur des crédits attribués.

³ Pour une analyse approfondie de ces différentes mesures nous vous renvoyons au document de travail de Bloem et Gorter (2001).

La variable utilisée dans ce document reflète les provisions pour dépréciations collectées par l'autorité de supervision (CSSF). Il y a lieu de rappeler que la norme standard internationale (IFRS-IAS 39) impose un reporting des dépréciations de valeurs qui se définissent comme la différence entre la valeur brute du prêt et la valeur des cash-flows actualisée au taux d'intérêt effectif initial. Selon ces normes, les dépréciations peuvent être liées à un défaut de paiement des intérêts ou du principal mais aussi à une forte probabilité d'insolvabilité. Or, nous ne disposons pas de cette information. Ceci nous conduit à utiliser les provisions comme proxy pour les créances douteuses.

La période d'analyse couvre la période de 1995 à 2011⁴. Elle est suffisamment longue pour déceler la présence de tendance en matière de constitution de provisions des banques luxembourgeoises. Il s'avère qu'un léger trend ascendant du ratio des provisions est observé au cours de ces derniers trimestres. La poursuite de cette tendance pourrait être une source de vulnérabilité des banques luxembourgeoises, en particulier, dans l'hypothèse où elle persisterait (cf. graphique 1).

[Insérer le graphique 1]

Les facteurs relatifs aux provisions pour créances sur clientèle peuvent être internes ou externes. Les déterminants internes sont issus de documents comptables tels que les bilans ou les comptes des pertes et profits. Il est fréquent de les qualifier de variables spécifiques, managériales ou microéconomiques. Tandis que les facteurs

⁴ Précisons ici que pour la construction de la trajectoire temporelle deux sources différentes ont été utilisées, la première utilise le ratio provisions pour créances sur clientèle/ créances sur clientèle et à partir de 2008 l'usage des provisions pour grands risques en tant que proxy pour les créances sur clientèle est introduit.

externes traduisent les évolutions économiques, financières et juridiques affectant la variabilité du ratio des provisions pour créances sur clientèle.

2.1. Les facteurs internes

Les déterminants internes ont largement été discutés par Berger et De Young (1997), lesquels fournissent une étude sur les relations causales entre les créances douteuses et l'efficacité des banques. Quatre hypothèses sont définies puis testées (« bad luck », « bad management », « skimping » et « moral hazard »). Berger et De Young (1997) appliquent un test de causalité au sens de Granger et mettent en évidence des liens bidirectionnels entre la qualité des prêts non-performants et l'efficacité bancaire. A l'instar de ces auteurs nous employons des facteurs internes lors de nos estimations, en particulier le ROA et le ratio de solvabilité.

Les valeurs retardées du ratio des provisions sur les créances de la clientèle sont introduites en tant que variables explicatives afin de capter la persistance qui caractérise souvent les séries économiques et financières, mais aussi de corriger la présence d'autocorrélation des résidus.

2.1.1. Le ratio de solvabilité et l'hypothèse d'aléa moral

Le ratio de solvabilité est calculé à partir des fonds propres des banques rapporté à l'actif total pondéré par les risques y afférents.

Les travaux théoriques et empiriques décrivent une relation négative entre les prêts non-performants et le ratio de solvabilité. L'hypothèse de l'aléa moral explique en partie ce résultat. La notion d'aléa moral est plurielle. Trois niveaux sont fréquemment envisagés. Le premier concerne les entreprises. Les investisseurs, optimistes, croyant qu'ils ne pouvaient pas subir de pertes en cas de chocs négatifs, ont pris des risques démesurés et ont même adopté certains projets dont la

profitabilité est faible. Le deuxième, qui est financier, implique les établissements de crédits qui ont massivement accordé des prêts à des contreparties dont les projets sont risqués. Ils estimaient que les emprunteurs seraient en mesure de rembourser leurs crédits. Cependant, ces banques ne mettaient en œuvre aucun mécanisme de contrôle et de supervision des activités de leurs clients, de sélection des projets et de mesure de risque, ce qui conduirait forcément à des situations de non remboursements.

Le troisième niveau est international et implique les banques étrangères qui ont accordé des crédits aux économies en difficulté, avec des garanties de leurs gouvernements. Ceci a conduit les acteurs économiques à prendre des risques excessifs même en ignorant les évolutions de ces économies. Berger et De Young (1997) expliquaient un tel comportement par une insuffisance de capitaux propres qui inciterait les établissements de crédit à adopter un comportement risqué. Une littérature plus actuelle converge vers cette hypothèse ((Khemraji et Pasha (2004), Chase et al (2005), Dicks et Arellano (2006), Greenidge et Grosvenor (2009), Misra et Dhal (2010), Louzis, Vouldis et Metaxas (2010)).

2.1.2. Le rendement sur les actifs ou Return on assets (ROA) et l'hypothèse de la qualité du management

Le rendement sur les actifs (ROA) est une mesure de la performance des banques. Cet indicateur reflète aussi bien la marge de profit que l'efficacité de la banque. Cette variable semble être un proxy pertinent pour étudier la qualité du management des banques. Une mauvaise gestion du risque est une des sources d'alimentation du ratio des provisions pour créances douteuses, elle se caractérise généralement par une légère évaluation des projets de crédits et des collatéraux, et/ou d'un manque de monitoring des emprunteurs.

Selon les études empiriques les plus récentes, il existerait un lien négatif entre la rentabilité des banques et le proxy des créances douteuses ((Fofack 2005), Iskandar (2005), Seuraj and Watson (2007), Louzis, Vouldis et Metaxas (2010)).

2.2. Les facteurs externes

Les premiers travaux incorporant des facteurs externes ont débuté avec Kindleberger (1978) et Short (1979), qui lient le ratio des provisions pour créances douteuses à certains facteurs économiques. Les déterminants externes sélectionnés pour notre étude sont le taux de croissance du PIB, le taux de chômage, l'indice des prix immobiliers et le taux d'intérêt.

2.2.1. Le taux de croissance du PIB

Le taux de croissance du PIB est omniprésent dans les études relatives aux créances douteuses. Le modèle de référence à l'analyse de l'instabilité est celui de Minsky (1986). Ses travaux s'inscrivent dans la perspective d'un développement d'une théorie keynésienne de l'économie. Cet auteur a forgé le concept de fragilité systémique, qui serait inhérente à la difficulté de concilier dans une économie incertaine le degré de liquidité du système économique et l'endettement comme mode de financement privilégié de l'investissement. Les analyses de Williamson (1987) mettent en relation la croissance cyclique et le développement des créances douteuses. Il décrit, avec précision, le comportement des banques et l'évolution du crédit selon le cycle économique. Il démontre de surcroît que durant les périodes de booms économiques, les crédits sont accordés sans grande difficulté compte tenu de la faiblesse des probabilités de défaut de paiement. Puisque les ménages et les sociétés non-financières ont des revenus et des profits qui leur permettent de couvrir leurs emprunts dans les échéances préétablies, alors que durant les

périodes de récessions, l'offre de crédit bancaire se réduit. Cet argument a été repris par de nombreux auteurs qui aboutissent à des conclusions similaires dans une optique de cycles (Louzis, Vouldis et Metaxas (2010), Bofondi et Ropele (2011) et Nkuzu (2011)).

Par ailleurs selon certains auteurs (Borio et al. (2001)), les créances douteuses émergent et se développent pendant les périodes d'expansions alors que la récession ne serait qu'un catalyseur. Trop de crédits et en plus de mauvaise qualité serait un réel problème pour la stabilité du système financier. Cette surexposition au risque des banques n'est pas immédiatement perçue par ces dernières mais devient manifeste au cours de la récession qui suit.

2.2.2. Le prix de l'immobilier

L'évolution des prix de l'immobilier a un réel impact sur la qualité du crédit. Une baisse du prix de l'immobilier aurait pour effet de réduire la valeur des collatéraux et la capacité des banques à accorder des prêts aux ménages. Effectivement, les biens immobiliers représentent une partie non négligeable du patrimoine des ménages, une baisse du prix de l'immobilier détériore leur niveau de richesse. La relation entre le ratio des provisions pour créances douteuses et le prix des actifs immobiliers devrait être négative (Wu et al. (2003) et Doyran (2011)).

2.2.3. Le taux de chômage

Le taux de chômage a aussi un impact sur la capacité d'emprunt et de remboursement des ménages.

Lawrence (1995) introduit explicitement la probabilité de défaut des ménages dans son modèle théorique. Il démontre que les emprunteurs à faible revenu ont plus de

taux de défaut. Ainsi, la progression du chômage accroît le risque de non remboursement des emprunts bancaires.

Par ailleurs, des travaux empiriques ont montré qu'il existait bien une relation positive entre le taux de chômage et le développement des créances douteuses (Louzis, Vouldis et Metaxas (2010))

2.2.4. Le taux d'intérêt monétaire

Le taux d'intérêt (Euribor à trois mois) affecte le ratio des provisions pour créances douteuses précisément dans le cas des prêts à taux variables. Selon la littérature empirique existante, le lien entre le taux d'intérêt et les créances douteuses est positif. Bofondi et Ropele (2011) montrent qu'une hausse du taux d'intérêt a pour effet immédiat d'augmenter la charge de la dette, ce qui générera une croissance plus élevée des prêts non-performants.

3. Méthode économétrique

3.1. L'estimateur des modèles des moments généralisés en différences premières

Arellano et Bond (1991) ont proposé une extension de la méthode généralisée des moments. Ils partent d'une modélisation autorégressive d'ordre 1 et supposent que les paramètres assurent la convergence du processus. La méthode suppose que les variables introduites soient stationnaires.

La forme de l'équation est fournie par la relation (1).

$$y_{it} = \alpha y_{it-1} + \beta X_{it-1} + u_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$i = 1, \dots, N$$

$$t = 1, \dots, T.$$

$$|\alpha| < 1 \quad (2)$$

Les indices i et t représentent respectivement les banques et le temps. La variable y_{it} est une transformation logistique du ratio des provisions pour créances sur clientèle. Enfin, u_i mesure les effets individuels inobservables ou effets bancaires (spécificité des banques) et ε_{it} est le terme d'erreurs.

Pour cette étude nous avons recours à la méthode des moments généralisés (MMG) proposés Arellano et Bond (1991) puis généralisée par Arellano et Bond (1995). Les tests économétriques reposent sur une transformation en différence première de l'équation (1) ce qui élimine les effets bancaires spécifiques.

Ainsi une réécriture de (1) en différence première donne :

$$\Delta y_{it} = \alpha \Delta y_{it-1} + \beta(L) \Delta x_{it} + \Delta \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$|\alpha| < 1$$

$\beta(L)$ est le vecteur polynomial retard de dimension $1 \times k$ et X_{it} est le vecteur des variables explicatives exogène. Par construction, il est aisé de voir qu'en différence première Δy_{it-1} est corrélée avec le terme d'erreurs $\Delta \varepsilon_{it}$. Toutefois, y_{it-2} est corrélés avec Δy_{it-1} mais pas avec $\Delta \varepsilon_{it}$ et peut servir de variables instrumentales à partir de $t=3$ à T , en supposant que les termes d'erreurs ne sont pas corrélés entre elles. Ces hypothèses se matérialisent par une contrainte sur les moments d'ordre 1 :

$$E(y_{it-s} \Delta \varepsilon_{it}) = 0 \quad t = 3, \dots, T$$

$$s \geq 2$$

L'endogénéité des variables et la corrélation des résidus est source de biais. Il est nécessaire de s'assurer de l'exogénéité des variables explicatives. Les moments d'ordre 1 s'écrivent alors :

$$\begin{aligned} E(X_{it-s}\Delta\varepsilon_{it}) &= 0 \\ \forall s &\geq 2 \\ t &= 3, \dots, T \end{aligned}$$

Ces contraintes sur les espérances mathématiques permettent de rendre consistants les estimateurs de la MMG en différences premières.

La validation générale de ce type de modélisation impose aussi de vérifier l'absence de sur-identification du modèle à l'aide du test de Sargan. Ce test impose que le nombre d'instruments soit supérieur au nombre de variables explicatives.

Il est aussi nécessaire de vérifier les hypothèses de l'inexistence d'autocorrélation des erreurs d'ordre 2 (Test d'Arellano et Bond (1991)). Une validation de l'autocorrélation d'ordre 2 peut mener à des estimations inconsistantes des paramètres.

3.2. La spécification économétrique

L'équation ci-dessous décrit la relation entre le ratio des provisions pour créances sur clientèle filtrée et les variables explicatives définies précédemment :

$$\begin{aligned} PNP_{it} &= \alpha PNP_{it-1} + \sum_{j=1}^2 \gamma_{1j} \Delta PIB_{it-j} + \sum_{j=1}^2 \gamma_{2j} \Delta CHO_{it-j} + \sum_{j=1}^2 \gamma_{3j} \Delta I_{it-j} + \sum_{j=1}^2 \gamma_{4j} \Delta IPI_{it-j} \\ &+ \sum_{j=1}^4 \gamma_{5j} ROA_{it-j} + \sum_{j=1}^4 \gamma_{6j} \Delta RS_{it-j} + \phi DUM + \varphi DUM07 + u_i + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (5)$$

$$\forall i = 1, \dots, 363$$

$$\forall t = 1, \dots, 67$$

$$\alpha < 1$$

La variable à expliquer (PNP) est une transformation logistique du ratio des provisions sur les créances à la clientèle. Cette transformation est nécessaire pour l'obtention de la continuité de la dite variable sur l'intervalle] $-\infty, +\infty$ [.

Les variables PIB, CHO, TI et IPI correspondent respectivement au produit intérieur brut, au taux de chômage, au taux d'intérêt et à l'indice des prix immobiliers résidentiels. Les variables macroéconomiques en différences premières sont stationnaires (voir tableau 3 en Annexes).

Les variables muettes sont respectivement des « proxies » du changement de définition du ratio des provisions sur créances à la clientèle intervenu en 2008 et du début de la crise de 2007.

ROA et RS représentent les variables spécifiques, à savoir le rendement sur actifs (ROA) et le ratio de solvabilité (RS). Afin de conserver le cadre d'analyse des travaux de Berger et DeYoung (1997), quatre retards sont introduits.

L'équation (5) représente donc un ajustement dynamique du ratio des provisions sur créances à la clientèle, la variable endogène retardée étant considérée parmi les variables explicatives. Les résultats obtenus avec l'estimateur MMG en différences premières sont affichés en annexes.

Ajoutons aussi que dans l'estimation de l'équation (5), le nombre des instruments a été soigneusement choisi puisque s'il est plus élevé que le nombre d'unités cela aura pour conséquence de biaiser vers le bas les variances et le test de Sargan, et donc fournirait une mauvaise spécification de l'inférence asymptotique.

Pour la majorité des spécifications sélectionnées, les coefficients ont les signes escomptés et la significativité des variables est assurée. Les tests de Sargan et d'Arellano-Bond qui contraignent la sélection des modélisations sont validés pour la régression MMG en différences premières.

Enfin, une dernière vérification s'impose. Elle consiste à s'assurer que le coefficient de la variable endogène retardée se trouve à l'intérieur de l'intervalle des estimateurs OLS et effets fixes (Roodman (2006)).

Les résultats de l'estimation de l'équation (5) permettent de calculer les coefficients de long-terme. Les résultats de ces derniers sont décrits dans le tableau 5.

$$\gamma_{LTz} = \frac{\sum_{j=1}^4 \gamma_{z,t-j}}{1-\alpha} \quad (6)$$

$$V(\gamma_{LTz}) = V\left(\frac{\sum_{j=1}^4 \gamma_{z,t-j}}{1-\alpha}\right) = \frac{1}{(1-\alpha)^2} V\left(\sum_{j=1}^4 \gamma_{z,t-j}\right) \quad (7)$$

$$z = 1 \dots 6$$

$$V\left(\sum_{j=1}^4 \gamma_{z,t-j}\right) = \sum_1^4 Var(\gamma_{z,t-j}) + 2 \sum_{k \neq s} Cov(\beta_{z,k}, \beta_{z,s})$$

$$S_{t-Student} = \frac{\gamma_{LTz}}{\sqrt{V(\gamma_{LTz})}} \quad (8)$$

4. L'analyse empirique

4.1. Description des variables introduites dans le modèle

Notre échantillon est un panel non cylindré d'un maximum de 363 banques. La période d'étude s'étend de 1995 à 2011 et la périodicité est trimestrielle. Notons que, la disparition de certaines banques se traduit par une divergence entre le nombre d'observations et le produit du nombre de banques par le nombre de trimestres. Les définitions utilisées pour le calcul de certaines variables (cf. Tableau 1) ainsi qu'une analyse élémentaire des statistiques sont fournies en annexes (cf. Tableau 2).

[Insérer le tableau 2]

Les tests préliminaires, ou de spécification, sont les tests de la racine unitaire sur un panel afin de s'assurer de la stationnarité des variables utilisées dans les estimations et les tests de causalité au sens de Granger. Les résultats des tests sont fournis en annexes (tableaux 3 et 4).

4.2. Les résultats d'estimation

Il ressort de nos estimations empiriques un certain nombre de résultats qui rejoignent ceux des nombreux travaux réalisés pour cette problématique. Pour la grande majorité des variables, les coefficients estimés sont statistiquement significatifs et ont le signe escompté.

Les résultats interprétés sont reportés dans la colonne 4 du tableau 5.

[Insérer le tableau 5]

Ces résultats indiquent que l'évolution des provisions pour les créances sur clientèle dépend positivement du niveau de sa valeur passée. Ce résultat est conforme à ceux obtenus par Saurina et al. (2003) et par Nkuzu (2011) comme nous l'avons déjà noté précédemment. Néanmoins, la valeur du coefficient, bien que significatif au seuil de 1%, est relativement faible (0.43) ce qui laisse présager une faible persistance du processus.

Les effets des variables explicatives sur l'accumulation des provisions exigent du temps. C'est une des raisons pour lesquelles seules des variables retardées sont introduites dans notre estimation. Le décalage n'excède pas quatre trimestres.

Les coefficients du taux de croissance PIB sont précédés du signe escompté et sont statistiquement significatifs (-1.92 en t-1 et -0.25 en t-2). La hausse passée du PIB constitue effectivement un frein à la progression des provisions pour créances douteuses. L'accumulation de ces dernières serait contra-cyclique. L'importance du coefficient (-1.92) montre que la dynamique des provisions des banques luxembourgeoises dépend largement de l'évolution du cycle économique.

L'estimation démontre clairement que les provisions sont une fonction croissante du taux de chômage à l'instant t-2. Ainsi, le coefficient de ce dernier est positif et hautement significatif. Notons toutefois que, le résultat concernant le taux de chômage en t-1 est statistiquement non significatif. Un effet d'inertie pourrait expliquer ce constat empirique. La justification résiderait dans une logique d'« l'Etat providence ». En effet, la perte d'un emploi n'a pas de conséquence immédiate sur le revenu compte tenu des indemnités de chômage versées par l'administration de l'emploi au Grand-duché. Son effet négatif sur le niveau de vie n'apparaît qu'au bout de plusieurs mois.

De même, les conclusions relatives au taux d'intérêt, conformes à nos attentes, montre un effet d'inertie. En effet, la relation entre le taux d'intérêt et les provisions n'est pas statistiquement significative en t-1 mais le devient en t-2. Par conséquent, une hausse du taux d'intérêt contribue au développement des provisions pour créances sur clientèle seulement à partir du second trimestre. Deux explications complémentaires pourraient justifier ce retard d'ajustement.

D'un côté, les agents ayant contractés des crédits à taux variables sont sensibles à leurs évolutions à partir d'un certain laps de temps. Une hausse du taux d'intérêt se traduit par un alourdissement de la dette qui, à terme, n'est pas soutenable pour certains emprunteurs. D'un autre côté, la réaction des banques pour la fixation du montant des provisions face à une élévation du taux d'intérêt tient compte de la dégradation des capacités de remboursement des emprunteurs. Le comportement

de provisionnement sert d'outil d'ajustement qui permet de lisser les profits et donc de se prémunir contre un risque de crédit.

L'indice des prix immobiliers résidentiels apparaît être un facteur explicatif des provisions. Les coefficients en t-1 et t-2 sont significatifs et négatifs, ce qui rejoint l'intuition selon laquelle une élévation du prix de l'immobilier aurait pour incidence d'augmenter la richesse des agents économiques. Ainsi, le crédit bancaire est accordé avec une plus grande facilité, ce qui pourrait être interprété comme une source d'instabilité financière à terme. Rappelons que l'un des principaux enseignements des crises financières est que les créances douteuses progressent de manière préoccupante lorsque le marché immobilier s'effondre. L'indice des prix de l'immobilier est fortement lié au cycle financier et le résultat obtenu ne contredit pas cet argument pour le Luxembourg.

Enfin, conformément aux travaux de Berger et de Young (1997), les variables spécifiques affectent négativement les provisions. Le décalage pour ces variables est d'ordre 4 et la significativité statistique n'apparaît qu'à partir du troisième trimestre. Ainsi, pour le ROA, son coefficient n'est significatif qu'au bout d'un an et l'hypothèse d'aléa moral n'est validée qu'au troisième trimestre. Le coefficient du ratio de solvabilité (-0.27) devient hautement significatif en t-3.

Les résultats sur le long terme vont dans le sens de nos attentes et les coefficients des variables explicatives sont tous significatifs. Globalement en ce qui concerne les variables macroéconomiques, le ratio des provisions est largement tributaire de l'activité économique (-3.83) et du chômage (2.77), et dans une moindre mesure du taux d'intérêt (1.70) et de l'indice des prix de l'immobiliers résidentiels (-1.86). Notons aussi que l'estimation démontre clairement que les variables spécifiques freinent grandement le développement des provisions pour créances sur clientèle. Les coefficients de long terme s'élèvent à -6.10 pour le ROA et à -4.94 pour le ratio de solvabilité.

5. Conclusion

Depuis ces dernières années, nous constatons un réel intérêt pour l'étude des relations entre les variables macroéconomiques et les indicateurs bancaires spécifiques. Souvent, les travaux dédiés à cette problématique cherchent à exploiter des documents comptables afin de mettre en exergue l'impact des turbulences exogènes sur la structure des bilans. Notre travail s'inscrit dans cette lignée puisque nous avons essayé de mieux appréhender la dynamique des provisions pour créances sur clientèle à travers des variables macroéconomiques et microéconomiques. Le but de notre étude est double. D'une part, il est d'apporter un nouvel éclairage aux déterminants du ratio des provisions et de mesurer leurs impacts à la fois sur le court terme et sur le long terme. Ce travail est d'autant plus appréciable dans la mesure où il englobe la période de la crise des subprimes. D'autre part, cette étude vient alimenter les analyses théoriques et politiques relatives à la solidité du système bancaire du Grand-duché face aux changements économiques et financiers.

Il est largement admis que l'accumulation des créances est à l'origine des crises financières et ce quelque soit le niveau de développement des pays, et que les chocs financiers se propagent aux activités réelles. Un examen attentif des liens entre hausse du ratio des provisions et des variables macroéconomiques et spécifiques constitue un pré-requis au Luxembourg car une telle investigation permet de définir au mieux des politiques macro-prudentielles visant à prévenir les crises futures.

Ce document de travail est une étude des éléments expliquant le ratio des provisions pour créances sur clientèle rapportées aux créances sur clientèle. Le modèle sélectionné est estimé à l'aide de la méthode des moments généralisés en différences premières proposée par Arellano et Bond (1991).

Les conclusions font apparaître quelques éléments nouveaux dans l'explication de l'évolution des provisions pour les créances sur clientèle au Luxembourg. Nous avons montré le caractère cyclique des provisions pour créances douteuses. L'ajustement de cette variable aux variations de l'activité est synchrone. La croissance économique est un facteur freinant le ratio des provisions par contre un ralentissement économique le stimule. Les provisions s'accroissent à mesure que le chômage augmente. Cette relation n'est vérifiée qu'au bout du deuxième trimestre. Il semblerait qu'il y ait un effet d'inertie entre la variable expliquée et le taux de chômage. Cette conclusion se retrouve également pour le taux d'intérêt.

Les résultats empiriques montrent clairement qu'une hausse du prix de l'immobilier est synonyme de baisse des provisions. Une amélioration de la richesse patrimoniale des agents est un élément essentiel pour l'attribution d'un crédit. Néanmoins, en cas de bulle immobilière, son éclatement est une source d'instabilité pour les banques.

Au terme de l'estimation, on est amené à conclure que les variables spécifiques, telles que le ROA et le ratio de solvabilité réduisent considérablement le développement des provisions. En effet, une meilleure gestion du risque et une réduction de l'aléa moral contribuent à la stabilité financière.

Il convient aussi d'indiquer que ce travail comporte des limites. Certains critères tels que des indices de spécialisation en termes de crédits en fonction des agents (prêts aux ménages, crédits aux entreprises), la taille ou le pouvoir de marché sont absents des régressions. Enfin, la méthodologique choisie n'autorise pas la mesure des interactions entre les variables, les effets de feedbacks ne sont pas représentés.

En somme, le ratio des provisions est un déterminant essentiel pour le développement des crises futures. Cette conclusion est utile pour les travaux visant

à prévoir les crises et les modélisations de type stress-test. Ces modélisations ont révélé que la surveillance financière devrait être renforcée un peu avant et durant les phases de récession lorsque les banques sont fragiles. De surcroît, la connexion entre les variables macroéconomiques, en particulier le PIB, et les provisions pour créances sur clientèle n'est plus à démontrer et une approche en termes de cycle peut s'avérer être d'un grand intérêt pour la régulation du système financier et les banques. Comme la réaction de ces dernières aux chocs macroéconomiques accentue les conséquences de la récession, et fragilise la situation économique dans son ensemble, il serait approprié de mettre en place un cadre réglementaire qui limiterait la cyclicité des activités bancaires.

Bibliographie

Arellano M. et Bond S. (1991) "Some tests of specification for panel data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations," *Review of Economic Studies*, Vol. 58, pp. 277-297.

Berger A.N., Clarke G.R.G, Cull R., Klapper L. et Udell G. (2005) "Corporate governance and bank performance: A joint analysis of the static selection and dynamic effect of domestic, Foreign and State Ownership", Policy research Working Paper series 3632, the World bank.

Berger A.N. et DeYoung R. (1997) "Problem loans and cost efficiency in Commercial Banks", *Journal of Banking and Finance*, Vol. 21, pp. 849-870.

Bercoff J.J., Giovanni, J. et Grimard F. (2002) "Argentinean banks, credit growth and the tequila crisis: A Duration Analysis", Working Paper (non publié).

Bernanke B., et Gilchrist S. (1999) "The financial accelerator in a quantitative Business Cycle framework", in Handbook of Macroeconomics, ed. by J. Taylor & M. Woodford, Vol. 1C, pp. 1341-93.

Bernstein D. (1996) "Asset Quality and Scale Economies in Banking", *Journal of Economics and Business*, Vol. 48, pp.157-166.

Bloem A.M. et Gorter C. (2001) "The treatment of Nonperforming Loans in macroeconomic statistics ", FMI Working Paper , N 01/209.

Bofondi M. et Ropele T. (2011) "Macroeconomic determinants of bad loans: evidence from Italian banks", Occasional Papers of Bank of Italy, N 89

Borio C., Craig F. et Philip L. (2001) "Procyclicality of financial systems and financial stability, BIS Papers N 1, Basel.

Boudriga A., Taktak N., et Jellouli S. (2010) "Bank specific, business and institutional environment deterrminants of banks non performing loans: evidence

from MENA countries”, *Journal of Financial and Economic Policy*, Vol. 1(4), pp. 286-318.

Bourke P. (1989) “Concentration and other Determinants of Bank Profitability in Europe, North American and Australia”, *Journal of Banking and Finance*, Vol. 13, pp. 65-79.

Boyd J.H. et De Nicoló G. (2005) “The theory of bank risk taking and competition revisited,” *Journal of Finance*, Vol. 60, pp.1329-1343.

Boyd J.H., De Nicoló G. et Al Jalal A. (2006) “Bank risk taking and competition revisited: New theory and new evidence,” Manuscript, Carlson School of Management, University of Minnesota.

Brookes M., Dicks M. et Pradhan M. (1994) “An Empirical Model of Mortgage Arrears and Repossessions,” *Economic Modeling*, Vol. 11, pp. 134–144.

Casu B., Girardone C. et Molyneux P. (2004) “Productivity change in European banking: A comparison of parametric and non-parametric approaches”. *Journal of Banking and Finance*, Vol. 28(10), pp. 2521-2540.

Chang Y.T. (2006) “Role of NPL and capital adequacy in banking structure and competition”, Working Paper (non publié).

Collins C. et Senhadji A. (2002) “Lending Booms, Real Estate Bubbles, and The Asian Crisis”, IMF Working Paper, N 02/20.

Dash M.K. et Kabra G. (2010) “The determinant of non performing asset in India”, *Middle Eastern Finance et Economics*, ISSN: 1450-2889 Issue 7.

De Lis F.S., Martinez Pages J. et Saurina, J. (2001) “Credit growth, problem loans and credit risk provisioning in Spain”, *BIS Papers* N 1, pp. 331-353.

De Jonghe O. (2010) “Back to the basics in banking? A micro-analysis of banking system stability.”, *Journal of Financial Intermediation*, Vol. 19, pp. 387–417.

Doyran M.A. (2011) "A Time-Series analysis of US savings and loan performance: major trends and policy issues after the housing crisis", published in Proceedings of New York Conference 2011, Banking Papers, N 611.

Festic M. et Beko J. (2008) "The banking sector and macro indicators some evidence for Hungary and Poland", Professional Papers, NG, st.5-6/2008.

Floro D. (2010) "Loan loss provisioning and the business cycle: does capital matter?", BIS paper N 7.

Fofack H. (2005) "Non performing loan in sub-Saharan Africa, Causal Analysis and macroeconomic implications", World Bank Policy Research Working Paper N 3769.

Gerlach S., Peng W. et Shu C. (2003) "Macroeconomic condition and banking performance", BIS paper N 22.

Greenidge K. et Grosvenor T. (2010) "Forecasting non-performing loans in Barbados. Journal of Business", *Finance and Economics in Emerging Economies*, Vol. 5, pp. 80-107

Hou Y. (2005) "The non performing loans some bank level evidences", Working Paper presented at the 14th AFEQASS conference.

Hu J.L., Yang L. et Chiu Y.H. (2006) "Ownership and Non-performing Loans: Evidence from Taiwan's Banks.", Bank of Taiwan Working Paper.

Hurlin C. et Mignon V. (2005) "Une Synthèse des tests de racine unitaire en données de panel", *Economie et Prévision*, Vol. 169-171, pp.251-295.

Iskandar S. (2005) "Bank run determinants in Indonesia: Bad luck or Fundamental factors?", Bank Central of Indonesia Working Paper.

Jappelli T., Pagano M. et Marco M. (2008) "Households' indebtedness and financial fragility," CSEF Working Paper 208.

Jiménez G. et Saurina J. (2003) "Collateral, type of Lender and relationship banking as determinants of credit risk", Bank of Spain Working Paper.

Kay E.H. et Miyazaki G. (1999) "The Japanese non performing loans problem: securization as a solution, bankruptcy and reorganization, Working Paper, April 14.

Keeton W.R. (1999) "Does faster loan growth lead to higher loan losses?", Federal Reserve Bank of Kansas City, Economic Review, Second Quarter 1999.

Keeton W.R. et Morris C.S. (1987) "Why do banks' loan losses differ?" Federal Reserve Bank of Kansas City, Economic Review.

Khemraji T. et Pasha S. (2004) "The determinants of NPL. An econometric case study of Guyana", The Caribbean Centre for Banking Working Paper., N°18

Kindleberger C. (1978) "Manias, Panics and Crashes: A history of financial crises", Basingstoke, Macmillan.

Kiyotaki N. et Moore J. (1997) "Credit cycles", *The Journal of Political Economy*, Vol. 105(2), pp. 211-248.

Levine R. (1996) "Financial development and economic growth : views and agenda," Policy Research Working Paper Series 1678, The World Bank.

Lawrence E. C. (1995) "Consumer default and the Life Cycle Model", *Journal of Money Credit and Banking*, Vol. 27, pp. 939-954.

Louzis D.P., Vouldis A.T. et Metaxas V.L. (2010) "Macroeconomic and bank specific loans in Greece: a comparative study of mortgage business and consumer loans portfolios", Bank of Greece, Working Paper N°118.

Molyneux P. et Thornton J. (1992). "Determinants of European bank profitability: a note", *Journal of Banking and Finance*, Vol. 16, pp. 1173-1178.

Micco A., Panizza U. et Yanez M. (2004) "Bank Ownership and Performance, Does Politics matters?", Central Bank of Chile N 356.

Misra B.M. et Dhal S. (2010) "Pro-cyclical management of bank's Non Performing Loans by the indian public sector banks", Reserve Bank of India, occasional Working paper.

Nkuzu M. (2011) "Nonperforming Loans and Macro-financial Vulnerabilities in Advanced Economies", IMF Working Paper 11/61.

Rajaraman I. et Vasistha. G. (2002) "Non-performing Loans of public sector banks- Some panel results", Economic and Political weekly, February, 2002.

Rajan R. et Dhal S.C. (2003) "Non-performing Loans and terms of credit of public sector banks in India: An empirical assessment." Occasional Papers, 24:3, pp. 81-121, Reserve Bank of India.

Reddy Y.V. (2004) "Credit policy, systems, and culture", Reserve Bank of India Bulletin, March.

Revell, J. (1979) "Inflation and financial institutions", Financial Times Ltd, London

Reynolds S.E., S. Ratanakomut, et J. Gander (2000) "Bank Financial Structure in Pre-crisis East and Southeast Asia", *Journal of Asian Economics*, Vol. 11, pp. 319-331.

Roodman, D: (2006) "How to Do xtabond2: An Introduction to "Difference" and "System" GMM in Stata", CGD Working Paper N 103.

Rossi S.P.S., Schwaiger M. et Winkler G. (2005) "Managerial behavior and cost/profit efficiency in the banking sectors of central and Eastern European Countries", Der Nederlandsche Bank Working Paper, N 96.

Rouabah A. (2006) "La sensibilité de l'activité bancaire aux chocs macroéconomiques : une analyse en panel sur des données de banques luxembourgeoises", Cahier d'Etudes Working Paper N 21 de la BCL.

Rouabah A. (2007) "Mesure de la vulnérabilité du secteur bancaire luxembourgeois", Cahier d'Etudes Working Paper N 24 de la BCL.

Salas V. et Saurina J. (2003) "Deregulation, market power and risk behavior in Spanish banks", *European Economic Review*, Vol. 47, pp. 1061-1075.

Seuraj S. et Watson P.K. (2007) "Banking regulation. Does compliance pay? Evidence from Trinidad and Tobago", Central Bank of Trinidad & Tobago Working Paper, N 6.

Short B.K. (1979) "The Relation between commercial bank profit rates and Banking Concentration in Canada, Western Europe and Japan", *Journal of Banking and Finance*, Vol. 3, pp.209-219.

Shu C. (2002) "The Impact of macroeconomic environment on the asset quality of Hong Kong's banking sector", Hong Kong Monetary Authority Research Memorandums.

Williamson S.D. (1997) "Costly Monitoring, loan contracts, and equilibrium credit rationing". *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 102(1).

Wu W.C., Chang C.O. et Zekiye S. (2003) "Banking system, real estate markets, and Nonperforming Loans", *International Real Estate Review*, Vol. 6(1), pp. 43-62.

Annexes

Tableau -1- Définitions des variables et signes escomptés

Variables macroéconomiques	Sources	Signes escomptés sur –le niveau des prêts non-performants (PNP).
Indice des Prix de l'Immobilier (IPI)	STATEC	-
Produit Intérieur Brut (PIB)	STATEC	-
Taux de chômage (CHO)	STATEC	+
Taux d'intérêt à court terme (i)	STATEC	+
Variables spécifiques		
Ratio des provisions pour les créances sur clientèle/ créances sur clientèle (PNP)	Tableaux pruden- tiels (CSSF)	? -/+
Ratio de solvabilité (RS)	Tableaux pruden- tiels (CSSF)	-
Return on Assets (ROA)	Tableaux pruden- tiels (CSSF)	-

Tableau -2 - Statistiques descriptives des variables microéconomiques

	PNP	ROA	RS
Moyenne	0.006479	0.178515	0.027796
Ecart-type	0.013605	0.508782	0.007175
Skewness	2.901790	-0.702434	2.659756
Kurtosis	11.94159	21.99978	12.43946
Jarque-Bera	7821.779	24984.11	8081.074
Probabilité	0.000000	0.000000	0.000000
Observations	1652	1652	1652

Tableau -3- Tests de la racine unitaire en panel des différentes variables

Variables	LLC	ADF (sans trend, sans constante, retard d'ordre 2)	PP
PNP	-27.82 [0.0000]	248.12 [0.0000]	278.30 [0.0000]
PIB		302.47 [1.0000]	295.35 [1.0000]
Δ PIB		16481.9 [0.0000]	16415.1 [0.0000]
CHO		94.95 [1.0000]	71.81 [1.0000]
Δ CHO		6931.91 [0.0000]	11911.9 [0.0000]
IPI		41.48 [1.0000]	33.95 [1.0000]
Δ IPI		1893.21 [0.0000]	9744.85 [0.0000]
i		756.66 [0.1829]	800.68 [0.0228]
Δ i		3738.26 [0.0000]	5143.08 [0.0000]
RS	-1.55 [0.6000]	2472.17 [0.0000]	2458.70 [0.0000]
Δ RS	-81.39 [0.0000]	407910 [0.0000]	2058.70 [0.0000]
ROA	-8.84 [0.0000]	454.47 [0.0000]	455.18 [0.0000]

Notes : Δ désigne l'opérateur en différence première. LLC, ADF et PP sont respectivement les acronymes de Levin, Lin and Chu, Augmented Dickey Fuller et Phillips Perron. Les probabilités critiques associées aux t-Student sont reportées entre crochets.

Tableau -4- Test de causalité au sens de Granger

Variables macroéconomiques	$\Delta X^* \rightarrow PNP$	$PNP^{**} \rightarrow \Delta X$
ΔPIB	[0.7044]	[0.0356]
ΔCHO	[0.1016]	[0.3171]
ΔIPI	[0.2471]	[0.0143]
Δi	[0.5953]	[0.0146]
Variables spécifiques		
ROA	[0.6972]	[0.1005]
ΔRS	[0.8826]	[0.8865]

Notes : X représente les différentes variables supposées expliquer NPL, * Hypothèse nulle : X ne cause pas NPL au sens de Granger. ** Hypothèse nulle : NPL ne cause pas X au sens de Granger. Les probabilités critiques sont représentées entre crochets.

Tableau-5- Résultats des estimateurs

Estimation des coefficients à l'instant t-i (i=1,...,4) ⁵			
Modèle	OLS	FE (fixed effect)	GMM en différences premières
PNP_{it-1}	0.8583*** (0.0187)	0.3695*** (0.0943)	0.4355*** (0.9917)
ΔPIB_{t-1}	-0.2067 (1.1795-4)	-0.4103 (0.7487)	-1.9244* (1.0353)
ΔPIB_{t-2}	-2.3024** (1.0816)	-0.4103 (0.7487)	-0.2513** (0.0470)

⁵ Pour l'ensemble du modèle un test de Wald sur la restriction des coefficients a été réalisé et les résultats valident cette modélisation (Wald prob>F = 0, Wald prob>Chi2=0). Rappelons que cet outil présente quelques insuffisances dans la mesure où il est conditionné par le choix de la paramétrisation du modèle.

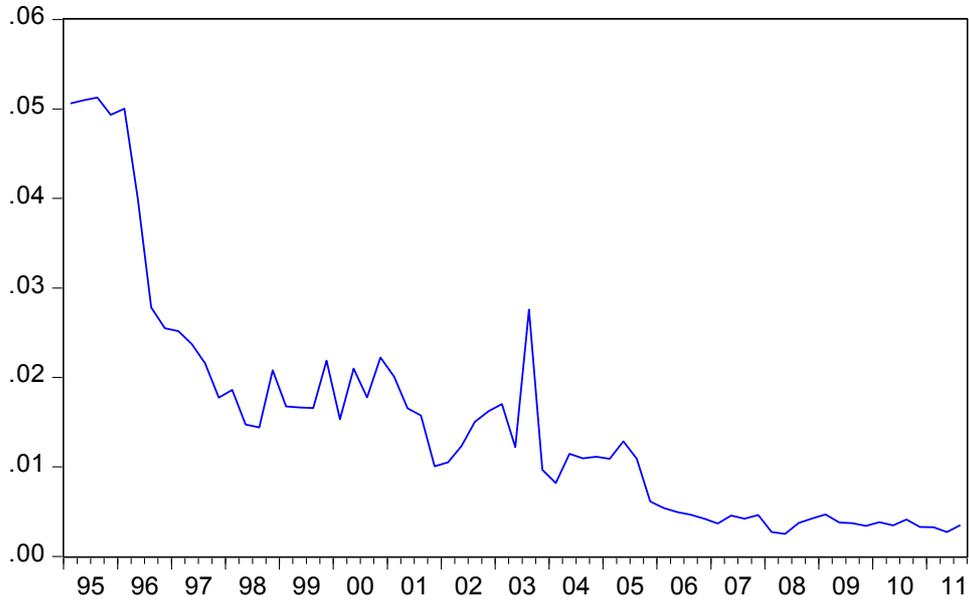
ΔCHO_{t-1}	0.3561 (0.6605)	0.4475 (0.5975)	0.3169 (0.3045)
ΔCHO_{t-2}	0.6349 (0.6649)	0.5255 (0.4319)	1.2301*** (0.2728)
$\Delta \dot{i}_{t-1}$	0.2064** (0.1618)	0.3180* (0.1863)	0.2738 (0.2209)
$\Delta \dot{i}_{t-2}$	0.0944 (0.4095)	0.2531 (0.2979)	0.6761*** (0.2532)
ΔIPI_{t-1}	-0.2921 (0.8767)	-0.4038 (0.5183)	-0.7547* (0.2532)
ΔIPI_{t-2}	-0.4889 (0.6197)	-0.9533 (0.8097)	-0.2880* (0.1515)
DUM	-0.0810 (0.2680)	-0.0112 (0.2220)	-0.2880* (0.2145)
$DUM07$	0.1382 (0.2251)	0.1559 (0.3511)	1.4695*** (0.4358)
ROA_{it-1}	2.0231 (1.9913)	-2.6709* (1.4843)	-0.4144 (0.4358)
ROA_{it-2}	-1.0298 (2.2670)	-1.8754 (1.9285)	0.4024 (1.1309)
ROA_{it-3}	-0.6619 (1.8133)	-0.3882 (0.2979)	-1.7833 (1.2755)
ROA_{it-4}	-0.6789 (0.5536)	-1.6021 (1.9286)	-1.6383*** (0.7811)
ΔRS_{it-1}	-3.0770 (2.0299)	-0.0153 (2.0511)	1.3596 (1.2794)
ΔRS_{it-2}	-2.2717 (3.9962)	-1.6771 (3.2984)	-0.3782 (1.7521)
ΔRS_{it-3}	-0.6164 (4.0832)	-0.8505 (5.1554)	-0.27565*** (1.4786)
ΔRS_{it-4}	-3.0439 (2.8998)	-2.5136* (2.0525)	-3.5018 (2.6241)
Constante	0.9947 (0.2420)	2.4269** (0.5636)	2.0993*** (0.6925)

Estimation des coefficients de long terme déduits du modèle (3)

ΔPIB	-3.8392*		
	[-1.9375]	-	-
ΔCHO	2.7678***		
	[8.8844]	-	-
Δi	1.6964***		
	[2.7990]	-	-
ΔIPI	-1.8621**		
	[2.003]	-	-
ROA	-6.1099***		
	[-5.5272]	-	-
ΔRS	-4.9444***		
	[-2.2754]	-	-
Sargan test p-value	-	-	0.7208
AB-AR2 p-value	-	-	0.1232
Obs.	821	821	821
Nbre Instruments	-	-	47
Nbre Groupe	72	72	72

Notes : Les chiffres entre parenthèses représentent les écarts-types pour les estimations distinguant les variables passées et présentes. Pour les estimations de long terme, les t-de Student sont notés entre crochets. Seuils de significativité sont ***(1%), ** (5%) et *(10%).

Graphique -1- Evolution temporelle du ratio des provisions pour créances à la clientèle de 1995Q1 – 2011 Q4





BANQUE CENTRALE DU LUXEMBOURG

EUROSYSTEME

2, boulevard Royal
L-2983 Luxembourg

Tél.: +352 4774-1
Fax: +352 4774 4910

www.bcl.lu • info@bcl.lu