

# CAHIER D'ÉTUDES WORKING PAPER

N° 21

## LA SENSIBILITÉ DE L'ACTIVITÉ BANCAIRE AUX CHOCS MACROÉCONOMIQUES: UNE ANALYSE EN PANEL SUR DES DONNÉES DE BANQUES LUXEMBOURGEOISES

Abdelaziz Rouabah

Mai 2006



BANQUE CENTRALE DU LUXEMBOURG  
EUROSYSTÈME

## Table des matières

Résumé non technique.....	3
Abstract .....	5
Introduction .....	6
1 Revue de la littérature .....	7
1.1 Marge sur intérêt bancaire .....	7
1.2 Constitution des provisions: pratique et aspects théoriques .....	9
1.3 Les profits bancaires .....	9
2 Les données, le modèle et les méthodologies d'estimation .....	11
2.1 Description des données et de l'échantillon.....	11
2.2 Le modèle et les méthodologies d'estimation .....	12
3 Spécifications empiriques et résultats économétriques.....	13
3.1 La sensibilité de la marge d'intérêt bancaire aux chocs du taux d'intérêt .....	15
3.2 Provisions et cyclicité macroéconomique .....	18
3.3 Sensibilité des revenus nets de transactions et de commissions aux chocs financiers et monétaires.....	21
3.4 L'impact des chocs macroéconomiques sur la profitabilité.....	26
Conclusion .....	30
Bibliographie .....	32

© Banque Centrale du Luxembourg, 2006

Address: 2, Boulevard Royal - L-2983 Luxembourg  
Telephone: (+352) 4774 - 1  
Fax: (+352) 4774 - 4910  
Internet: <http://www.bcl.lu>  
E-mail: [sg@bcl.lu](mailto:sg@bcl.lu)  
Téléc: 2766 IML LU

Reproduction for educational and non commercial purposes is permitted provided that the source is acknowledged.

# LA SENSIBILITÉ DE L'ACTIVITÉ BANCAIRE AUX CHOCS MACROÉCONOMIQUES: UNE ANALYSE EN PANEL SUR DES DONNÉES DE BANQUES LUXEMBOURGEOISES

Abdelaziz Rouabah\*

Mai 2006

## Résumé non-technique

Cette d'étude est dédiée à l'analyse de l'impact des chocs macroéconomiques sur les performances des banques luxembourgeoises. Dans cette perspective, nous avons adopté la même démarche et les mêmes spécifications économétriques que Lehmann et Manz (2005) dans leur analyse relative aux déterminants macroéconomiques de la performance des banques suisses. Ce choix s'explique principalement par la ressemblance des deux économies en matière du degré d'ouverture et de prédominance économique du secteur bancaire. Il y a lieu de noter que contrairement à Lehmann et Manz dont le modèle estimé est basé sur des données annuelles, les résultats de cette analyse sont issus de l'estimation d'équations sur des données à fréquence trimestrielle. Le problème majeur de l'estimation d'un modèle sur des données à fréquence élevée est relatif à l'importance de la volatilité des données nominales des banques par rapport aux agrégats macroéconomiques. Cependant, la normalisation des variables nominales des banques par leurs actifs bilantaires respectifs s'est traduite par une volatilité moins élevée et une stationnarité de l'ensemble des séries.

Notons, par ailleurs, que contrairement aux travaux de Lehmann et Manz, nous avons introduit le taux de change en tant que variable explicative dans certaines régressions. L'introduction de cette variable s'explique à la fois par le degré d'ouverture qui caractérise l'économie luxembourgeoise, mais aussi par le caractère international de sa place financière.

D'une manière générale, les approches empiriques adoptées pour analyser l'impact de l'environnement macroéconomique sur les performances bancaires accordent une attention particulière soit à l'explication de la marge sur intérêt, soit à l'importance des provisions, soit à la profitabilité bancaire. Dans la présente analyse, les différents soldes intermédiaires du compte de pertes et profits ont été modélisés de manière individuelle afin de quantifier l'impact d'un choc macro-économique sur l'agrégat en question.

Les données individuelles des banques utilisées proviennent de la base de données de la BCL. Elles sont d'une fréquence trimestrielle. La période d'observation couvre les années 1994-2005. L'échantillon exploité est non cylindré. Il contient 213 banques et 7013 observations.

Les équations adoptées ont été estimées selon deux méthodologies. Dans un premier temps, l'estimation est réalisée par la méthode des moindres carrés quasi-généralisés (feasible GLS) avec effet fixe préconisée par Baltagi et Wu (1999) pour les données en panel non cylindré et en présence d'autocorrélation des erreurs d'ordre 1. Dans une seconde étape, les équations sont estimées avec des retards de la variable endogène selon la méthode des moments généralisés (GMM) suggérée par Arellano et Bond (1991).

\* Département monétaire, économique et statistiques  
E-mail : abdelaziz.rouabah@bcl.lu

Les principaux résultats issus des estimations révèlent que :

- Les variations du taux du marché monétaire n'ont pas d'influence sur les marges d'intérêt des banques luxembourgeoises ;
- La progression du produit intérieur brut de la zone est un facteur de baisse des niveaux des provisions bancaires au Luxembourg ;
- L'appréciation du taux de change euro-dollar est synonyme de baisse des provisions des banques ;
- La progression des taux de rendement de l'indice européen DJE Stoxx affecte positivement les revenus nets de transactions et de commissions ;
- L'effet de la progression des taux d'intérêt sur les profits des banques luxembourgeoises demeure négligeable. Par contre, les répercussions d'un fléchissement de l'activité économique et d'un choc boursier négatif sur les profits des banques luxembourgeoises semblent, dans une certaine mesure, poser un défi pour les banques.

D'une manière globale, cette analyse nous a amené à évaluer la sensibilité des banques luxembourgeoises à la fois au risque de taux de court terme, aux chocs négatifs sur le marché boursier et à une baisse de l'activité économique au sein de la zone euro. Les résultats empiriques obtenus supportent la solidité du secteur bancaire face aux changements de son environnement macroéconomique, de sorte que les risques d'une instabilité financière liée à des chocs monétaires, financiers ou de l'économie réelle sont contenus et peu probables.

Classification du JEL : G21, E32, C33

Mots clés : Banques, Chocs macroéconomiques, Estimation avec des données en panel

## **Abstract**

This paper investigates the issue of the sensitivity of intermediary balances of the profit and loss account of Luxembourg banks to monetary, financial and macro-economic shocks. The analysis is based on a non-balanced panel with data at quarterly frequency covering the period from 1994 to 2005. The methodology applied is similar to the one of Lehmann and Manz (2005). The estimation results and the simulations seem to indicate that Luxembourg banks are much more sensitive to changes in euro area GDP and to shocks related to the European DJE Stoxx than to monetary shocks. The latter are approximated by a quarterly change of one hundred basis points of the three-month Euribor. The extent of this reactivity should not be overemphasized, as it is not a fundamentally destabilizing factor of the banking sector as a whole.

JEL Classification: G21, E32, C33

Keywords: Banks, macroeconomic shocks, Models with panel data

## Introduction

Au cours de la dernière décennie, le secteur bancaire luxembourgeois a connu de grandes transformations dues à la mutation de son environnement national et international. Ces transformations se sont traduites par une réduction sensible du nombre de banques. En effet, le secteur bancaire luxembourgeois affichait près de 230 établissements bancaires au milieu des années 90 ; tandis qu'à la fin de l'année 2005 le nombre d'entités opérationnelles fut de 157. Il y a lieu de noter que cette tendance s'explique principalement par un phénomène de consolidation du secteur par des stratégies de fusions-acquisitions observées, par ailleurs, dans la majorité des pays européens. Une grande partie des entités bancaires opérant au Luxembourg sont des filiales et/ou succursales de groupes européens. Et la fusion de groupes au niveau d'un pays se manifeste au Luxembourg par un mariage de leurs filiales et de leurs succursales.

L'évolution induite par ce processus de consolidation est susceptible d'affecter la structure et la performance du secteur dans son ensemble. Autrement dit, la concentration produite par les fusions-acquisitions modifie la structure du marché, mais aussi les profits dégagés. Au Luxembourg, ce postulat est à relativiser puisque la plus grande partie des banques opèrent pour des marchés étrangers et que simplement un nombre très restreint d'établissements bancaires offrent leurs services sur le marché national. En dépit de ce fait, le rôle de banques demeure fondamental pour le financement de l'activité économique au Luxembourg. De plus, l'activité bancaire au Luxembourg représente une source non négligeable de revenus. A titre indicatif, la contribution du service bancaire au PIB luxembourgeois est de près de 23%. Le revers du rôle prépondérant du secteur bancaire dans l'économie luxembourgeoise est afférent à la nature conjoncturelle de cette activité. Ce phénomène s'est accentué par le développement contemporain des marchés financiers et par la progression des revenus des commissions dictés en grande partie par la performance du marché. Cette évolution s'est traduite en réalité par un accroissement de la sensibilité des banques aux chocs macroéconomiques.

L'importance du secteur bancaire dans les économies développées, sa spécificité et son rôle dans la stabilité financière ont suscité un intérêt grandissant non seulement des autorités de supervision et des dirigeants de banques privées, mais aussi du monde académique et des banques centrales. Les ratios de l'analyse financière calculés ex-post s'avèrent insuffisants pour évaluer la solidité financière du système bancaire et sa performance face à l'émergence de chocs macroéconomiques dont la nature est par définition aléatoire et imprévisible. L'adoption de modèles macroéconomiques ou misoéconomiques, permettant la réalisation de simulations basées sur différents scénarii serait un complément utile et incontestable à la batterie d'indicateurs financiers traditionnels.

La majorité des travaux dédiés à l'analyse des performances des banques, tels que ceux de Molyneux et Thornton (1992), de Demirguc-Knut et Huizinga (2000), de Goddard et al. (2004) et de Athanasoglou et al. (2005) adoptent des spécifications linéaires pour estimer l'impact de multiples facteurs internes et externes aux banques sur leurs performances en matière de profits ou de marge d'intérêt. Lehmann et Manz (2005) ont étendu l'analyse en estimant séparément plusieurs équations relatives aux soldes intermédiaires annuels du compte de pertes et de profits des banques suisses. De plus, ils ont simulé l'impact de chocs économiques, issus du modèle macroéconomique de la Banque nationale suisse, sur le profit et la capitalisation des banques.

Dans cette analyse nous adoptons les mêmes spécifications que celles de Lehmann et Manz pour l'analyse des déterminants macroéconomiques de la performance des banques luxembourgeoises. Ce choix s'explique principalement par la ressemblance des deux économies en matière du degré d'ouverture et de prédominance économique du secteur bancaire. Il y a lieu de noter que contrairement à Lehmann et Manz dont le modèle estimé est basé sur des données annuelles, les résultats affichés dans la présente étude

sont issus de l'estimation d'équations sur des données à fréquence trimestrielle. Le problème majeur de l'estimation d'un modèle sur des données à fréquence élevée est relatif à l'importance de la volatilité des données nominales des banques par rapport aux agrégats macroéconomiques. Cependant, la normalisation des variables nominales des banques par leurs actifs bilantaires s'est traduite par une volatilité moins élevée et une stationnarité de l'ensemble des séries. Il y a lieu de noter que contrairement aux travaux de Lehmann et Manz, nous avons introduit le taux de change en tant que variable explicative dans certaines spécifications adoptées dans cette analyse. L'introduction de cette variable s'explique à la fois par le degré d'ouverture qui caractérise l'économie luxembourgeoise, mais aussi par le caractère international de sa place financière.

Cette étude est basée sur une approche en panel. Elle couvre une période assez longue (1994-2005). Les données utilisées sont d'une fréquence trimestrielle ; elles sont extraites de la base de données de la Banque centrale du Luxembourg. L'objectif de cette contribution est la quantification, à travers l'estimation de multiples équations, de l'impact de la variabilité de l'environnement macroéconomique sur les performances financières des banques commerciales. Dans ce cadre, l'analyse couvre plusieurs soldes intermédiaires du compte de pertes et profits : la marge sur intérêt, les revenus de commissions et de transaction, les provisions et les profits.

La suite de l'article est organisée de la manière suivante. La première partie est un rappel de la littérature relative à la rentabilité bancaire et ses déterminants. La seconde partie décrit le modèle adopté et les méthodes d'estimations utilisées. La troisième partie est réservée à l'interprétation des résultats.

## **1 Revue de la littérature**

Quoique différents les uns des autres, la plupart des travaux empiriques modélisent les revenus intermédiaires et/ou la rentabilité des banques en fonction de déterminants à la fois internes, mais aussi externes. Les déterminants internes sont issus des documents comptables de la banque, tels que le compte de pertes et profits, le bilan et le hors bilan. Ils peuvent être qualifiés de variables managériales ou microéconomiques. Tandis que les déterminants externes reflètent les environnements économiques, financiers et légaux susceptibles d'affecter les performances des établissements bancaires. Dans ce cadre, une batterie de variables explicatives de nature interne, mais aussi externe, est proposée dans la littérature pour expliquer la variabilité de certains agrégats de performances bancaires. Les facteurs internes incluent le degré de risque pris, les stratégies opérationnelles et l'expertise managériale, tandis que les facteurs macroéconomiques se réfèrent au taux de croissance économique, au taux de chômage, au niveau des taux d'intérêt et du taux de change. Notons, par ailleurs, que le choix de ces derniers est dicté principalement par l'objet et la nature propres à chaque étude.

D'une manière générale, les approches empiriques consacrées à l'évaluation des performances bancaires accordent une attention particulière soit à l'explication de la marge nette sur intérêt, soit à l'importance des provisions, soit à la rentabilité bancaire.

### **1.1 Marge sur intérêt bancaire**

Les modèles théoriques construits pour appréhender les évolutions de la marge sur intérêt bancaire consistent souvent en la dérivation d'une marge d'intérêt optimale en tenant compte de la structure du marché, de l'incertitude et du degré d'aversion au risque des dirigeants de la banque. L'hypothèse fondamentale sous-jacente à ces modèles est de considérer la firme bancaire comme une entité indivisible poursuivant un objectif de maximisation de la marge sur intérêt. Il y a lieu de noter que le premier modèle de la marge sur intérêt a été développé par Ho et Saunders (1981). Dans leur modèle, dit modèle de courtier (dealer

model), l'incertitude est attribuée au caractère asynchrone et aléatoire de l'offre des dépôts et de la demande des crédits.

Dans sa version initiale, le modèle de Ho et Saunders postule que l'objectif de la firme bancaire est la maximisation de l'utilité de ses actionnaires à travers le choix d'un « markup » optimal pour les crédits et un « markdown » pour les dépôts. Ainsi, ce postulat permet de réunir les conditions de minimisation de tout risque de surplus de la demande des dépôts et de l'offre de crédits. Ho et Saunders procèdent en deux étapes. Après la neutralisation de la composante idiosyncratique de la marge d'intérêt bancaire, ils dérivent, dans une première étape, une marge d'intérêt qualifiée de « pure », laquelle est supposée unique pour toutes les banques. L'extraction de la marge pure étant faite, ils déterminent dans une seconde étape les facteurs explicatifs de cette nouvelle variable. Leurs travaux révèlent que la marge d'intérêt pure dépend de l'aversion au risque, du volume de transactions de la banque, de la structure du marché et de la volatilité du taux d'intérêt. Cependant, il ressort de leurs estimations que la volatilité des taux d'intérêt demeure le facteur explicatif dominant de la variabilité de la marge d'intérêt pure.

Dans le prolongement de la recherche de Ho et Saunders, Allen (1988) a affiné le modèle précédent en tenant compte de l'hétérogénéité des crédits et des dépôts bancaires. A partir des estimations empiriques, il associe la tendance baissière de la marge d'intérêt pure à la diversification de l'activité bancaire. Dans une étude plus récente, Saunders et Schumacher (2000) appliquent le modèle de « courtier » à un panel international composé de 614 banques et observé sur la période 1988-1995. Les résultats obtenus laissent présager que les contraintes réglementaires et la volatilité des taux d'intérêt seraient les facteurs déterminants de la marge d'intérêt bancaire.

D'autres travaux, à étape unique, se sont concentrés sur les déterminants empiriques de la marge sur intérêts bancaire. Angbazo (1997) étudie la relation entre le défaut de paiement, le risque de taux et la marge d'intérêt des banques. Demirgüç-Knut et Huizinga (2000) prêtent une attention particulière aux effets des structures financières sur les performances bancaires. Ils en concluent que les niveaux de la profitabilité et de la marge d'intérêt sont subordonnés à la qualité des structures financières du pays dans lequel les établissements bancaires opèrent. English (2002) examine l'impact du risque qui résulte des variations des taux d'intérêt sur les marges d'intérêt des banques. Les résultats obtenus pour un panel de banques international, composé de dix pays industrialisés, semblent indiquer que les banques commerciales sont parvenues à gérer leurs expositions à la volatilité de la courbe des taux d'intérêt. Par conséquent, les variations des taux ont été sans conséquences pour le niveau des marges d'intérêt bancaires.

Il revient à Dueker et Thornton (1997) d'avoir mis en évidence le comportement cyclique de la marge des taux d'intérêt bancaire. Dans cette contribution originale, les auteurs postulent que la concurrence bancaire est monopolistique et les dirigeants des banques sont averses à la volatilité des profits de leurs établissements. Et à partir du modèle élaboré, ils montrent que la marge d'intérêt bancaire est caractérisée par un mécanisme contra-cyclique. Angelini et Cetorelli (2003) attribuent la cyclicité de la marge d'intérêt à la rigidité des taux d'intérêt rémunérateurs du passif en comparaison avec ceux de l'actif bancaire. En d'autres termes, c'est l'asymétrie de la variabilité des taux de l'actif et du passif qui est à l'origine de la cyclicité de la marge d'intérêt. Ceci laisse supposer qu'un choc monétaire (augmentation des taux d'intérêt par exemple) serait un levier stimulant de la progression de la marge sur taux bancaire.

Ce survol de la littérature nous a révélé la diversité des explications de la variabilité de la marge d'intérêt bancaire et de sa cyclicité. C'est pourquoi, les travaux les plus récents ont montré la nécessité de combiner les facteurs endogènes à la firme bancaire, issus par ailleurs, du modèle théorique de Ho et Saunders et les facteurs macroéconomiques, fondés principalement sur l'observation empirique pour expliquer la variabilité de la marge d'intérêt bancaire.



## 1.2 Constitution des provisions: pratique et aspects théoriques

Souvent, l'aspect redondant qui ressort des analyses empiriques des provisions est le caractère synchronisé de leur constitution avec le cycle économique. L'idée commune est basée sur le postulat qu'en période de forte croissance économique, les revenus des banques progressent et les probabilités de défaut de la clientèle s'amenuisent ; tandis qu'en période de récession ou de faible croissance économique, c'est le phénomène inverse qui est susceptible de se matérialiser. Dans ce contexte, il est vraisemblable que les décisions des banques en matière de constitution des provisions pour les créances douteuses seraient calquées sur les phases cycliques de l'état général de l'économie. La cyclicité de la constitution des provisions est documentée par Laeven et Majnoni (2003) et par Bikker et Hu (2002). Les résultats issus de ces travaux sont concordants avec le postulat précédent. C'est-à-dire que la progression (baisse) des provisions durant les périodes de faible (forte) croissance économique serait synonyme d'un renforcement de la phase du cycle.

Or, une thèse alternative à ces affirmations est avancée par Borio et al. (2001) et par Lowe (2002). Il ressort de leurs travaux que les risques de défaut émergent et se développent pendant les phases d'expansion économique, tandis que leur matérialisation est intimement liée aux périodes de retournement du cycle. Selon ces auteurs, l'octroi de crédits est facilité par les banques durant les périodes de croissance soutenue et les critères de solvabilité exigés par les banques des débiteurs deviennent moins pertinents. Cette thèse associe, donc, le comportement endogène aux banques à la progression du risque et au développement des déséquilibres financiers, qui serait une source de la contraction de l'économie. Il semble donc que ces analyses préconisent l'adoption d'un processus de constitution de provisions positivement corrélé au cycle économique, c'est-à-dire contra-cyclique. Ainsi, en période de conditions économiques favorables, les banques devraient accroître leurs provisions pour faire face à la matérialisation des défauts de paiements durant les périodes de retournement du cycle. Cette approche de constitution des provisions est d'une nature prospective. Elle nécessite, par ailleurs, l'identification, a priori, du risque encouru et les montants de la perte éventuelle sur les crédits accordés. Le principal avantage de cette approche est la couverture du risque de défaut dès son apparition et non pas après sa matérialisation. Il y a lieu de noter que l'Espagne a introduit, en l'an 2000, une nouvelle réglementation en matière de constitution des provisions dont le principe directeur est basé sur l'évaluation du risque à moyen et long terme<sup>1</sup>. En France, la Commission de surveillance bancaire est un fervent défenseur d'une approche comparable, qualifiée de procédé de provisionnement dynamique<sup>2</sup>.

## 1.3 Les profits bancaires

De la même manière que la marge sur intérêts, les profits bancaires sont souvent exprimés en fonction de déterminants internes et externes. Contrairement aux déterminants internes, les facteurs externes susceptibles d'affecter la profitabilité sont des variables non-liées à la qualité managériale des établissements bancaires. Ils reflètent les environnements économiques et légaux subis par les banques.

Souvent, les recherches empiriques dédiées à l'analyse de la profitabilité bancaire sont basées sur des modèles en panels. Néanmoins, elles pourraient être scindées en deux catégories selon l'espace couvert, c'est-à-dire selon que l'analyse est limitée à l'espace national ou étendue à un panel international de banques. A titre indicatif, parmi les nombreuses études faisant partie du premier groupe, on trouve Berger et al. (1987), Neely et Wheelock (1997) et Barajas et al. (1999). Quant aux études faisant partie du second groupe, elles englobent les travaux de Bourke (1989), de Molyneux et Thornton (1992) et Demirgus-Knut et Huizinga (2000). Il y a lieu de noter que l'ensemble de ces analyses examine l'impact de la combinaison

---

<sup>1</sup> Voir de Lis et al. (2001).

<sup>2</sup> Voir O. Jaudoin (2001).

des facteurs internes et externes sur la rentabilité bancaire<sup>3</sup>. Cependant, les résultats empiriques issus de ces études divergent de manière significative. Cette discordance est souvent attribuée à la pluralité des environnements légaux et économiques dans lesquels les banques opèrent. Il importe de souligner que la diversité des études décrites ci-dessus nous a permis d'extraire, pour notre analyse, quelques éléments communs relatifs à la catégorisation des facteurs internes et externes susceptibles d'affecter la rentabilité des établissements bancaires.

Pour expliquer la variabilité de la rentabilité bancaire, les études précédentes retiennent trois facteurs internes, qui sont la taille de l'établissement bancaire, la gestion du risque et l'importance des dépenses de fonctionnement. L'introduction de la taille dans les estimations est souvent justifiée par la problématique relative à l'existence ou à l'inexistence des économies d'échelle. Dans ce cadre, Akhavein et al. (1997) obtiennent une relation positive et statistiquement significative entre la taille et la rentabilité. En effectuant des régressions sur des données en panel et en exprimant les profits et/ou les ratios de rentabilité en fonction d'un ensemble de variables internes et externes aux établissements bancaires, Brouke (1989), Molyneux et Thornton (1992), Bikker et Hu (2002) et Goddard et al. (2004) corroborent le postulat selon lequel la rentabilité est corrélée positivement à la taille. Toutefois, cette conclusion ne coïncide pas exactement avec celles de Berger et al. (1987) et de Rouabah (2002) pour qui, la taille n'est nullement une source d'économie de coûts. Ce fait est d'autant plus vrai que les plus grandes banques sont sujettes à des inefficacités d'échelle (scale inefficiency).

La gestion du risque est un facteur endogène à la firme bancaire. De fait, il est parfois avancé comme étant à l'origine de la variabilité de rentabilité. L'association du risque à rentabilité bancaire s'explique par la nature même de l'activité d'intermédiation, qui véhicule de manière intrinsèque de multiples facteurs de risque (risque de liquidité, risque de marché, risque de crédits, ...). Les travaux empiriques accordent une importance particulière aux risques de crédit et de liquidité. Ils sont considérés comme étant les deux risques majeurs susceptibles d'induire des défaillances bancaires. Dans ce cadre, l'analyse de Molyneux et Thornton (1992) révèle une relation négative et statistiquement significative entre le niveau de liquidité des actifs et la rentabilité bancaire. A l'inverse, Brouke (1989) aboutit à un résultat selon lequel la relation entre la liquidité et la rentabilité est positive. Quant à l'impact du risque de crédit sur la rentabilité bancaire, il ressort des travaux de Miller et Noulas (1997) qu'il est clairement négatif.

Les dépenses de fonctionnement représentent un élément aussi important que les précédents dans la détermination du niveau de rentabilité des établissements bancaires. La maîtrise des coûts de fonctionnement est étroitement liée à la notion de l'efficacité managériale ou l'efficacité productive. Des publications abondantes sur cette problématique font apparaître une relation positive entre la qualité de gestion et le niveau des profits.

S'agissant des facteurs externes, ils sont composés de deux volets. Le premier inclut les variables reflétant les caractéristiques du marché telles que les degrés de concentration et de concurrence et la nature publique ou privée des capitaux propres des établissements bancaires<sup>4</sup>. Le second volet consiste en des variables dites de contrôle dont l'objectif est de décrire l'environnement macroéconomique, telles que l'inflation, le taux d'intérêt, la cyclicité de l'activité économique, le taux de chômage, etc. Les travaux de Molyneux et Thornton (1992) ont apporté des éclaircissements sur les liens susceptibles d'exister entre la rentabilité des banques d'une part et l'inflation et les taux d'intérêt de long terme d'autre part. Leurs résultats empiriques font apparaître une relation positive, qui laisse penser que la progression de l'inflation et des taux d'intérêt de long terme seraient favorable à l'accroissement de la rentabilité des banques.

<sup>3</sup> La rentabilité bancaire est mesurée par le ratio de rentabilité des actifs (ROA) ou de celui des capitaux propres (ROE).

<sup>4</sup> Voir les récents travaux de Berger et al. (2004) sur l'influence du degré de la concentration et de l'importance de la concurrence sur la performance bancaire.

Plus récemment, Demirgüç-Knut et Huizinga (2000) et Bikker et Hu (2002) ont abordé la question de la cyclicité de la profitabilité. Bien que les variables adoptées ne représentent que des indications indirectes et imparfaites du cycle économique (taux de chômage, PIB par tête et le taux de croissance du PIB), les résultats obtenus tendent à confirmer l'existence d'une corrélation positive entre les niveaux de la profitabilité des banques et le cycle économique.

## **2 Les données, le modèle et les méthodologies d'estimation**

### **2.1 Description des données et de l'échantillon**

Les données individuelles des banques utilisées proviennent de la base de données de la Banque centrale du Luxembourg. Elles sont d'une fréquence trimestrielle. Les données macrofinancières et macroéconomiques sont issues de quatre sources. L'indice boursier Eurostoxx est extrait de la base de données de Bloomberg, tandis que le taux de change euro/dollar et les variables macroéconomiques sont issues respectivement de la base de données du Fonds monétaire international (IMF international financial statistics database), de celle d'Eurostat et du Statec .

La structure de notre échantillon est illustrée par le tableau 1. La période d'observation couvre les années 1994-2005. L'échantillon initial disponible est non cylindré. Il contient 235 banques et 8013 observations. Pour minimiser les effets des erreurs de mesures dus à la présence d'observations aberrantes sur la qualité de nos estimations, un filtre est appliqué aux données permettant d'exclure les banques dont l'une des variables ne remplit pas les critères suivants :

- le taux trimestriel de la rentabilité des actifs (ROA) en valeur absolue et le taux de marge sur intérêt sont inférieurs à 5% ;
- le taux de croissance trimestriel de l'actif total est inférieur à 20% ;
- Le ratio des créances à la clientèle par rapport à l'actif total est supérieur à 10% ;

Ce procédé de filtrage s'est traduit par un nouvel échantillon composé de 213 banques et 7013 observations. Il y a lieu de noter que certains établissements bancaires ne sont pas observés sur toute la période ; ce qui explique la divergence entre le nombre d'observations et le produit du nombre de banques par le nombre de trimestres.

De plus et afin d'éviter les biais statistiques liés aux hétérogénéités des tailles des établissements bancaires et de leurs processus technologiques, nous avons partagé notre échantillon en deux groupes. L'actif total médian (438,34 millions d'euros) est utilisé en tant que critère pour la classification des banques. Une banque est qualifiée de « grande » si pour un trimestre donné la taille de son actif bilantaire est supérieure à l'actif médian. Dans le cas opposé, elle est considérée comme étant de petite taille. La moyenne de l'actif total pour les petites banques est de 207,3 millions d'euros ; tandis que celle des grandes banques est de 4583 millions d'euros.

**Tableau 1. Structure de l'échantillon 1994-2005**

	Petites banques		Grandes banques	
	Moyenne	Ecart-type	Moyenne	Ecart-type
Actif total (millions d'euros)	207,30	151,43	4583,43	7153,19
Marge d'intérêt (%)	0,32	0,45	0,18	1,38
ROA (%)	0,34	1,30	0,16	1,63
Provisions (%)	0,06	0,24	0,06	0,57
Commissions (%)	0,67	1,15	0,13	0,26
Nbre de banques	88		143	
Nbre d'observations	2219		4794	

Source: BCL, Calculs: L'auteur

Le tableau 1 présente par ailleurs la moyenne de quelques indicateurs de performance. Les ratios de la marge d'intérêt et de provisions sur les créances sont reflétés par le rapport de leurs valeurs respectives affichées dans le compte de pertes et profits aux créances à la clientèle. Le taux moyen du rendement des actifs (ROA) est reflété par le ratio des profits avant impôt à l'actif total. Quant aux commissions, le taux affiché exprime le rapport en pourcentage des revenus de commissions trimestrielles à l'actif bilantaire. Dans ce cadre, notons la disparité des valeurs moyennes de ces ratios et de leurs écarts-types entre les petites et grandes banques. Ces deux grandeurs semblent indiquer que la structure de l'échantillon n'est pas aussi homogène et des estimations séparées seraient plus adéquates.

## 2.2 Le modèle et les méthodologies d'estimation

Dans cette section, nous présentons le modèle estimé pour les équations de profits et des soldes intermédiaires du compte de pertes et de profits. Nous considérons dans nos estimations deux catégories de variables explicatives. La première englobe des variables internes aux établissements bancaires, tandis que la seconde correspond aux facteurs qui leur sont externes. Etant donné la présence de la dimension temporelle dans nos spécifications, les erreurs issues de nos estimations sont susceptibles d'être générées par un processus autorégressif. Cette intuition est confirmée par le test d'autocorrélation des résidus proposés par Baltagi et Wu<sup>5</sup>. Ainsi, Le modèle adopté est d'une forme linéaire. En la présence d'autocorrélation d'ordre 1, il est usuellement écrit sous la forme suivante :

$$\left\{ \begin{array}{l} y_{it} = \beta X_t^k + \delta Z_{it}^p + u_i + \varepsilon_{it} \\ \varepsilon_{it} = \rho \varepsilon_{i,t-1} + v_{it} \end{array} \right. \quad (1)$$

Dans cette spécification, la variable  $y_{it}$  représente la variable de performance de la banque (i) à l'instant (t), tels que le profit, la marge sur intérêt, les provisions, ...,  $X_t^k$  correspond à un vecteur composé de (k) variables macroéconomiques communes à l'ensemble des banques,  $Z_{it}^p$  est un vecteur de (p) variables internes à la banque,  $u_i$  représente l'effet spécifique propre à chaque banque, qui demeure invariable dans le temps, tandis que  $\varepsilon_{it}$  est une perturbation aléatoire dont la forme est générée par un processus auto-régressif d'ordre un et  $v_{it} \sim \text{iid}(0, \sigma_v^2)$ .

Le modèle (1) a été estimé sur des données en panel selon deux méthodologies, qui tiennent compte des caractéristiques de notre échantillon. Dans un premier temps, l'estimation est réalisée par la méthode

<sup>5</sup> Voir Baltagi (2005), Chapitre 5: "Heteroskedasticity and serial correlation in the error component model".

des moindres carrés quasi-généralisés (feasible GLS) avec effet fixe préconisée par Baltagi et Wu (1999)<sup>6</sup> pour les données en panel non cylindré et en présence d'autocorrélation des erreurs d'ordre 1. Dans une seconde étape, le dit modèle est estimé avec des retards de la variable endogène. L'adoption d'une spécification dynamique est censée intercepter la persistance affichée par les variables de performance bancaire et qui peut être attribuée à la structure du marché ou à des chocs macroéconomiques. Ainsi, les équations dynamiques estimées prennent la forme suivante :

$$y_{it} = \sum_m \phi_m y_{i,t-m} + \beta X_t^k + \delta Z_{it}^p + u_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Les vecteurs des variables explicatives  $X_t^k$  et  $Z_t^p$  ont la même signification que précédemment. La variable  $y_{i,t-m}$  est la variable endogène retardée de  $m$  périodes. Nous supposons, par ailleurs, que la valeur absolue de la somme des paramètres  $\phi_m$  est inférieure à l'unité et que  $\varepsilon_{it}$  est le terme d'erreur d'espérance nulle  $E(\varepsilon_{it}) = 0$  et de variance  $E(\varepsilon_{it}^2) = \sigma_\varepsilon^2$ . De plus, ces perturbations stochastiques sont indépendantes des effets spécifiques ( $u_i$ ) et prises deux à deux, elles ne sont pas corrélées. En revanche, la présence d'une variable retardée rend les techniques d'estimation usuelles sur des données en panel inappropriées. Ceci est dû à la corrélation entre la variable endogène et les résidus issus de la régression ( $u_i + \varepsilon_{it}$ ). Afin de remédier à cette difficulté, nous estimons l'équation 2 par le méthode des moments généralisés (GMM) suggérée par Arellano et Bond (1991).

La procédure des estimations par la méthode GMM préconisée par Arellano et Bond contient deux étapes. Tout d'abord, il convient de réécrire le modèle dynamique en différences premières afin d'éliminer les effets spécifiques ( $u_i$ ). On obtient ainsi aisément l'expression suivante:

$$\Delta y_{it} = \sum_m \phi_m \Delta y_{i,t-m} + \beta \Delta X_t^k + \delta \Delta Z_{it}^p + \Delta \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Or, cette dernière transformation soulève une autre problématique relative à la corrélation entre  $\Delta y_{i,t-1} = (y_{i,t-1} - y_{i,t-2})$  et  $\Delta \varepsilon_{it} = (\varepsilon_{it} - \varepsilon_{i,t-1})$ . Par conséquent, l'estimateur des moindres carrés ordinaires est biaisé puisque  $y_{i,t-1}$  dépend de  $\varepsilon_{i,t-1}$ , ce qui rend nécessaire l'utilisation d'une méthode de variables instrumentales pour l'estimation de cette dernière relation. C'est pourquoi, dans une seconde étape, cette équation est estimée selon la méthode GMM en adoptant un ensemble de variables instrumentales. Le vecteur des instruments est construit selon la méthode d'Arellano-Bond. Autrement dit, les instruments sont définis de façon différenciée pour chaque trimestre (chaque instrument est multiplié par des indicatrices temporelles relatives à chaque trimestre). Le vecteur des variables instrumentales retenues dans cette analyse est composé de toutes les valeurs retardées de la variable endogène exprimée en niveau. Bien que ces dernières soient corrélées avec les variables endogènes exprimées en différences premières, elles demeurent, aussi longtemps que les résidus  $\varepsilon_{it}$  n'affichent aucune autocorrélation, indépendantes des différences premières des résidus ( $\Delta \varepsilon_{it}$ ). Il y a lieu de noter que l'absence de biais dans les estimateurs issus des régressions estimés par la méthode GMM est conditionnée par l'inexistence d'autocorrélation d'ordre 2 dans la série des résidus en différences premières.

### 3 Spécifications empiriques et résultats économétriques

Dans le cadre de l'analyse économétrique, différents tests préalables ont été réalisés pour s'assurer de la validité de nos résultats. Tout d'abord, le test de la racine unitaire sur des données en panel non-cylindré fut réalisé pour l'ensemble des séries bancaires de notre échantillon. Dans une seconde étape, nous avons testé l'effet individuel s'il est fixe ou variable. Ensuite, à l'aide du test de Sargan nous avons examiné le

<sup>6</sup> Voir Baltagi (2005), Op. Cit.

caractère exogène ou prédéterminé des variables dites internes à la banque<sup>7</sup>. Enfin, des contrôles furent effectués quant à la présence des effets spécifiques temporels.

L'utilisation d'une période relativement large pour une analyse en panel peut être sujette à des critiques prétextant la non-stationnarité des données. Maddala et Wu (1999)<sup>8</sup> préconisent l'utilisation du test de Fisher, lequel est basé sur une combinaison des valeurs des probabilités du test statistique de la racine unitaire relatif aux données de chaque banque<sup>9</sup>. L'un des avantages de ce test est l'évacuation de la nécessité d'utiliser un panel cylindré. L'application de ce test à nos données s'est traduite par le rejet de l'hypothèse nulle de non-stationnarité, parfois au seuil de 5% et parfois au seuil de 10%. Par conséquent, nous considérons que les conditions sont réunies pour la poursuite de l'estimation du modèle sans craindre l'obtention de régressions fallacieuses.

Le choix entre le modèle à effets fixes (FE) et à effets aléatoires (RE) fut basé sur le test de Hausman. Selon ce dernier, une différence systématique entre les coefficients du modèle à effets fixes et ceux issus du modèle à effets aléatoires constitue une raison de privilégier les spécifications avec un effet fixe. Par ailleurs, il est intéressant de noter qu'une indication supplémentaire en faveur de l'application des modèles à effets fixes résulte de la valeur de la statistique (F) adéquate. Celle-ci est destinée à discriminer entre des spécifications à effet fixe ou variable. Selon les valeurs de cette statistique, affichées par ailleurs dans les tableaux des estimations, il semble que l'effet fixe est présent dès le moment où la statistique de Fisher est significative au seuil de 1%<sup>10</sup>.

Quant à l'effet temporel spécifique, il s'avère nécessaire dans l'ensemble des spécifications adoptées. L'application du test LM, dérivé par Baltagi et Li (1990)<sup>11</sup> pour les données en panel non-cylindré, révèle que l'hypothèse nulle est rejetée avec un niveau de confiance de 95%, nécessitant l'introduction d'une variable indicatrice interceptant l'effet temporel spécifique dans la plupart des régressions. Suite à ce résultat, nous avons expérimenté de multiples variables indicatrices temporelles dont l'aboutissement est le maintien dans les estimations de celles qui sont statistiquement significatives. Il y a lieu de noter que l'introduction de ces variables indicatrices permet d'intercepter l'effet saisonnier susceptible d'être présent dans les séries trimestrielles modélisées.

Au niveau des spécifications dynamiques, une règle est retenue pour représenter la dynamique appropriée. Etant donné que l'analyse est basée sur des données à fréquence trimestrielle, le nombre de retards initial de la variable endogène à expliquer introduit dans les estimations est de quatre. Si le dernier retard est statistiquement non-significatif, le nombre est réduit de façon graduelle. Cependant, si le test d'autocorrélation d'Arellano-Bond évoque la présence d'autocorrélation d'ordre 2 dans les perturbations, le nombre de retards est augmenté de manière à satisfaire la condition de leur absence.

<sup>7</sup> Parfois, l'hypothèse d'exogénéité des variables explicatives internes est inappropriée. Statistiquement, une variable est exogène si  $E(x_{it}, \varepsilon_{it}) = 0$  pour tout  $s$  et  $t$ . En revanche, si  $E(x_{it}, \varepsilon_{it}) \neq 0$  pour tout  $s < t$ , mais  $E(x_{it}, \varepsilon_{it}) = 0$  pour  $s \geq t$ , la variable est qualifiée de prédéterminée.

<sup>8</sup> Voir B. H. Baltagi et C. Kao (2000): Nonstationary panels, cointegration in panels and dynamic panels: a survey, dans "Nonstationary panels, panel cointegration, and dynamic panels" edited by Baltagi.

<sup>9</sup> La valeur du test est déterminée par  $P = -2 \sum_{i=1}^N \ln p_i$ . Cette statistique est distribuée selon une loi  $\chi^2$  avec  $2N$  degrés de liberté. Ce test est disponible en Eviews.

<sup>10</sup> Wooldridge (2002) fait remarquer qu'en se basant exclusivement sur la valeur du F-test, il est possible de commettre une erreur statistique en rejetant le modèle à effets aléatoires. Par ailleurs, la formulation adéquate de la statistique F est de la forme suivante :

$$F = \frac{(RRSS - URSS)/(N + T - 2)}{URSS/(N - 1)(T - 1) - K} \sim F_{(N+T-2)(N-1)(T-1)-K}$$

<sup>11</sup> Ce test est une généralisation pour les données de panel non-cylindré du test LM dérivé initialement par Breusch et Pagan, 1980 (Voir B. H. Baltagi, 2005 : Op. Cit.)

### 3.1 La sensibilité de la marge d'intérêt bancaire aux chocs du taux d'intérêt

Afin de déterminer l'impact de la variabilité du taux d'intérêt sur la marge d'intérêt des banques luxembourgeoises, nous avons estimé les spécifications dynamiques et statiques précédentes où la variable endogène à expliquer est le ratio de la marge d'intérêt bancaire au total des créances accordées à la clientèle de chaque banque ( $m_{it}$ ). Les variables macroéconomiques explicatives sont la variation du taux euribor à 3 mois ( $\Delta i_t$ ) et une variable indicatrice censée intercepter l'effet de l'évolution des prix de l'immobilier au Luxembourg<sup>12</sup> sur la marge d'intérêt bancaire ( $Dip_{it}$ ). Durant les phases de décroissance des prix de l'immobilier, cette variable est reflétée par le ratio des prêts immobiliers à l'actif total bilantaire. Tandis que durant les périodes de progression ou de stabilité de ces prix, elle prend la valeur zéro. Quant aux variables internes aux banques, elles sont incluses pour évaluer l'impact du risque pris sur la marge d'intérêt. Elles englobent à la fois l'importance du financement de court terme ( $finct_{it}$ ), approchée par le ratio des dépôts à vue à l'actif total ; le recours à des financements de long terme, approximé par le ratio des dépôts d'épargne à l'actif total et les risques pris en matière de crédit hypothécaire. Cette dernière variable est reflétée par le rapport entre l'actif immobilisé non affecté à l'activité de la banque et l'actif total. L'idée sous-jacente à cette variable proxy est que la cessation de paiement de la dette entraîne la perte du bien du débiteur au profit de la banque. De ce fait, la perte de la créance sera compensée totalement ou partiellement par la progression de l'actif bilantaire de la banque générée par la récupération d'un bien immobilier, qui risque de ne pas constituer une immobilisation corporelle nécessaire à son activité.

Les résultats des estimations relatives à la marge d'intérêt sont affichés dans le tableau 2. Fait important, les paramètres relatifs à la variation des taux d'intérêt demeurent statistiquement non significatifs dans l'ensemble des estimations, quelles soient dynamiques ou statiques. Ce résultat ainsi constaté laisse penser que les variations du taux du marché monétaire n'ont pas d'influence sur les marges d'intérêt nettes des banques luxembourgeoises. Il y a lieu de souligner que ce résultat est conforme à celui obtenu par English (2002) pour cinq pays de l'OCDE parmi les dix inclus dans son panel. Ainsi, il paraît donc que les banques opérant au Luxembourg ont évité de s'exposer aux taux du marché sur la période considérée. Ce constat est d'autant plus vrai que les engagements à taux variable sont plutôt une règle au Luxembourg. Autrement dit, les variations des taux des engagements font l'objet de révisions plus au moins instantanées en réponse à une modification des taux des avoirs.

Le fait que le paramètre relatif au taux d'intérêt ne soit pas statistiquement différent de zéro rend malheureusement futile la détermination de l'effet marginal de la variation des taux d'intérêt sur la marge d'intérêt bancaire. Néanmoins et simplement à titre indicatif, nous présentons dans le tableau ci-dessous, les effets marginaux calculés à partir des régressions statiques affichées dans le tableau 2.

#### **L'effet marginal sur la marge d'intérêt bancaire en %\***

	Petites banques	Grandes banques	Ensemble des banques
$\Delta i$ : +100 points de base	0,260	-0,120	0,075

\* Moyenne pondérée selon la part de la marge d'intérêt de chaque banque à l'intérieur de sa catégorie.

Les coefficients afférents à l'indice des prix de l'immobilier affichent un signe négatif dans l'ensemble des régressions. Cependant, ils ne sont statistiquement significatifs que dans les spécifications statiques afférentes aux grandes banques, mais aussi à l'ensemble du panel. Ce résultat est conforme aux prédictions

<sup>12</sup> Etant donné l'absence de données trimestrielles de l'indice des prix de l'immobilier, la série introduite dans les régressions est issue de l'interpolation des données annuelles.

théoriques de l'accélérateur financier, selon lequel la progression des prix de l'immobilier facilite l'emprunt bancaire, tandis que leur baisse serait un frein à l'obtention de crédits. Ainsi, la baisse des prix de l'immobilier se traduit par une réduction du volume des crédits, qui à son tour affecte l'importance de la marge sur intérêt bancaire.

Quant aux paramètres des variables internes aux banques, ils sont précédés dans la plupart des estimations par un signe négatif. L'examen des résultats révèle que les coefficients de la variable ( $finct_{it}$ ) sont statistiquement significatifs dans l'ensemble des spécifications estimées. Ceci laisse présager que le recours aux financements de courte durée (inférieur à une année) serait un facteur de diminution de la marge d'intérêt bancaire. On remarque, par ailleurs, que les dépôts d'épargne constituent une source de financement génératrice de marge pour les établissements bancaires de grande taille.



**Tableau 2: Résultats de l'estimation de l'équation de la marge sur intérêt**

	Petites banques				Grandes banques				Ensemble des banques			
	Modèle statique		Modèle dynamique		Modèle statique		Modèle dynamique		Modèle statique		Modèle dynamique	
	Coefs	$\sigma$	Coefs	$\sigma$	Coefs	$\sigma$	Coefs	$\sigma$	Coefs	$\sigma$	Coefs	$\sigma$
$mi_{it-1}$	-	-	0,005	0,009	-	-	0,411***	0,139	-	-	0,013	0,016
$mi_{it-2}$			0,009**	0,004			-	-			0,009**	0,005
$mi_{it-3}$			0,007***	0,002			-	-			0,004	0,005
$\Delta i_t$	0,020	0,021	0,037	0,032	-0,006	0,010	-0,011	0,018	0,004	0,010	0,013	0,022
$Dipi$	-0,003	0,004	-0,003	0,002	-0,007**	0,003	-0,006	0,008	-0,004*	0,003	-0,004	0,004
$fnct_{it}$	-0,005***	0,001	-0,006***	0,001	-0,002***	0,000	-0,003***	0,001	-0,003***	0,000	-0,004***	0,001
$dépe_{it}$	-0,003	0,003	-0,007**	0,003	0,014*	0,008	0,014	0,019	-0,003	0,002	0,003	0,005
$biab_{it}$	0,017	0,015	-0,028	0,036	0,092***	0,010	0,080***	0,010	0,055***	0,008	0,050**	0,023
$cons$	0,613***	0,020	-0,006*	0,004	0,302***	0,014	0,001	0,001	0,415***	0,012	-0,0004	0,003
$dum\_2$	-	-	-	-	-	-	-	-	0,013**	0,007	-	-
$dum\_4$	-0,026**	0,013	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Nbre d'observations	2570			2307	5173		5023		7715		7036	
Nbre Groupes	90			89	145		145		234		234	
Test de Wald prob>F	0,000			-	0,0000		-		0,0000		-	
F-test(all vi=0)	10,11			0,4972	11,01		0,3918		11,17		0,7661	
Test Arellano-Bond d'autocorrélation AR(2), prob>z	-				-				-			

Seuil de signification : \*\*\*(1%), \*\*(5%), \*(10%)  
 L'hypothèse nulle du test d'Arellano-Bond (absence d'autocorrélation d'ordre 2) : prob>z

### 3.2 Provisions et cyclicité macroéconomique

Dans cette seconde régression, la variable endogène à expliquer est reflétée par les provisions pour créances douteuses constituées par les établissements bancaires et inscrites dans leurs comptes de résultats trimestriels. Cette variable est normalisée par le total de créances accordées à la clientèle. Enfin, la variable dépendante adoptée est une transformation logistique du ratio précédent ( $prov_{it}$ )<sup>13</sup>. Les variables explicatives, de nature macroéconomique, englobent le taux de croissance trimestrielle du PIB réel de la zone euro ( $\Delta pib_t$ ), le taux de chômage au Luxembourg ( $\Delta u_t$ ), le niveau du taux d'intérêt Euribor à trois mois ( $i_t$ ), le niveau du taux de change euro-dollar ( $exr_t$ ) et le taux de variation de l'indice des prix de l'immobilier au Luxembourg ( $\Delta ipi_t$ ). La particularité des variables macroéconomiques considérées est de permettre de capter l'impact de la cyclicité de l'économie sur le niveau de provisions. Ainsi, la baisse du produit intérieur brut, des prix de l'immobilier, du taux de change euro/dollar, la progression du taux de chômage et des taux d'intérêt sont susceptibles d'exercer un effet stimulant sur l'ascendance des provisions pour créances.

Du côté des variables explicatives spécifiques aux banques, les éléments contribuant à la formation des provisions, à savoir les créances douteuses, les biens immobiliers obtenus par les banques et non affectés à leur activité sont censés capter l'exposition aux risques de crédits ; tandis que l'importance des profits avant la déduction des provisions et des taxes reflète le comportement des banques en matière de lissage des profits par l'intermédiaire des provisions. Le signe attendu de cette dernière variable serait négatif dans la mesure où la constitution des provisions bancaires est contra-cyclique.

Les résultats des estimations statiques et dynamiques sont affichés dans le tableau 3. Le coefficient du PIB est précédé du signe attendu. Il est par ailleurs statistiquement significatif dans l'ensemble des spécifications dynamiques. Ceci laisse présager que la progression du produit intérieur brut de la zone serait un facteur de baisse des niveaux des provisions bancaires. Dans le modèle statique, le paramètre relatif au taux d'intérêt est négatif et statistiquement significatif pour les petites banques ; tandis qu'il est positivement significatif pour des grandes banques.

Cependant, il demeure non-significatif dans la régression relative à l'ensemble du panel. Autrement dit, la progression des taux d'intérêt à court terme affecte positivement le niveau des provisions pour les créances accordées par les grands établissements bancaires. La négativité de ce coefficient pour les petites banques est problématique dans la mesure où la progression des provisions est souvent associée à la progression des taux d'intérêt. Une explication potentielle à ce résultat est que la constitution des provisions dans les petites banques est plutôt contra-cyclique. La vraisemblance d'une telle explication est renforcée par le fait que les paramètres du PIB et du chômage sont statistiquement non-significatifs. En fait, la progression des taux d'intérêt est souvent en phase avec le cycle économique et un taux d'intérêt affecté d'un signe négatif serait une indication de la contra-cyclicité dans la constitution des provisions. Quant aux résultats issus du modèle dynamique, l'ensemble des paramètres afférents aux taux d'intérêt sont précédés d'un signe négatif, mais ils demeurent statistiquement non-significatifs.

---

<sup>13</sup> La transformation logistique  $\text{logit}(x) = \log \frac{x}{(1-x)}$  est souvent adoptée dans les analyses dédiées à l'explication de l'évolution des provisions pour créances douteuses. Cette transformation conduit à une relation non-linéaire, qui améliore sensiblement la qualité de l'ajustement de la régression.

**Tableau 3: Résultats de l'estimation de l'équation des provisions**

	Petites banques						Grandes banques						Ensemble des banques					
	Modèle statique			Modèle dynamique			Modèle statique			Modèle dynamique			Modèle statique			Modèle dynamique		
	Coefs	$\sigma$		Coefs	$\sigma$		Coefs	$\sigma$		Coefs	$\sigma$		Coefs	$\sigma$		Coefs	$\sigma$	
$prov_{it-1}$	-	-	0,279***	0,034	-	-	-	-	0,282***	0,025	-	-	-	-	-	0,203***	0,022	
$prov_{it-2}$	-	-	0,043**	0,019	-	-	-	-	-0,020	0,017	-	-	-	-	-0,002	0,012		
$prov_{it-3}$	-	-	-0,039*	0,020	-	-	-	-	-0,074***	0,019	-	-	-	-	-0,055***	0,016		
$prov_{it-4}$	-	-	0,179***	0,045	-	-	-	-	0,278***	0,028	-	-	-	-	0,220***	0,025		
$prov_{it-5}$	-	-	-	-	-	-	-	-	-0,191***	0,020	-	-	-	-	-	-		
$\Delta pib_t$	-0,273	0,285	-0,575*	0,346	-0,339*	0,182	-0,513**	0,201	-0,434***	0,151	-0,434***	0,151	-0,434***	0,151	-0,830***	0,179		
$i_t$	-0,478***	0,108	-0,252	0,169	0,277***	0,073	-0,043	0,124	0,038	0,061	0,038	0,061	0,038	-0,171*	0,104			
$exr_t$	0,910	1,013	-0,671	1,105	-1,723**	0,699	-2,626***	0,838	-1,058*	0,579	-1,058*	0,579	-1,058*	-2,265***	0,700			
$\Delta pip_t$	0,152	0,183	-0,188	0,189	-0,265**	0,125	-0,209	0,159	-0,165*	0,101	-0,165*	0,101	-0,165*	-0,205*	0,112			
$\Delta u_t$	-0,941	0,851	-1,194*	0,741	-3,484***	0,376	-2,869***	0,473	-3,381***	0,310	-3,381***	0,310	-3,381***	-3,885***	0,372			
$papt_{it}$	0,059	0,092	0,090	0,060	0,187	0,149	0,412*	0,247	0,102	0,078	0,102	0,078	0,102	0,188*	0,108			
$biab_{it}$	0,056	0,176	0,542***	0,146	-0,151	0,321	-0,204	0,216	-0,113	0,156	-0,113	0,156	-0,113	0,038	0,347			
$créand_{it}$	0,065**	0,033	0,091	0,061	0,023	0,016	0,0004	0,023	0,032**	0,014	0,032**	0,014	0,032**	0,013	0,032			
$cons$	-5,928***	0,865	0,009	0,028	-6,444***	0,566	-0,024	0,020	-7,108***	0,465	-7,108***	0,465	-7,108***	-0,014	0,018			
$dum\_2$	-4,258***	0,204	-0,953**	0,443	-1,212***	0,187	-0,822***	0,163	-1,263***	0,155	-1,263***	0,155	-1,263***	-1,041***	0,139			
$dum\_3$	-4,162***	0,606	2,012***	0,313														
$dum\_4$	-3,209***	0,380	4,397***	0,454	4,071***	0,140	2,891***	0,296	4,141***	0,116	4,141***	0,116	4,141***	3,620***	0,249			
Nbre d'observations	2323		1974	4802	4044	7125	6174											
Nbre de banques	87		83	143	142	230	225											
Test de Wald prob>F	0,0000		-	0,0000	-	0,0000	-											
F-test(all $v_i=0$ )	6,96		0,4424	9,15	0,7472	8,85	0,4061											
Test Arellano-Bond d'autocorrélation AR(2), prob>z	-		-	-	-	-	-											

Seuil de signification : \*\*\*(1%), \*\*(5%), \*(10%) ; L'hypothèse nulle du test d'Arellano-Bond (absence d'autocorrélation d'ordre 2) : prob>z

Les paramètres associés au taux de change euro/dollar sont affectés d'un signe négatif et statistiquement significatifs dans les estimations afférentes aux grandes banques et à l'ensemble des banques. On y remarque que la taille des paramètres issue du modèle dynamique paraît plus importante que celle du modèle statique. D'une manière générale, l'appréciation du taux de change accroît la valeur réelle des actifs et par la même celle des crédits accordés dans la devise nationale à l'étranger. En d'autres termes, l'appréciation du taux de change est synonyme à la fois d'amélioration des rendements des crédits accordés à l'étranger et de baisse des provisions. Cependant, cet effet direct est obscurci par les effets indirects du taux de change. En effet, le taux de change peut refléter le cycle économique, le différentiel de productivité entre l'économie locale et étrangère ; il peut être un indicateur de la politique monétaire ou de l'inflation. Cette multiplicité des effets du taux de change rend son interprétation difficile. Néanmoins, d'un point de vue empirique, il est clair que l'appréciation du taux de change euro-dollar serait un facteur de diminution des niveaux des provisions pour les créances bancaires.

Les coefficients du taux de chômage sont statistiquement significatifs dans la majorité des spécifications estimées. Cependant, ce résultat est problématique dans la mesure où le signe des paramètres est non conforme à nos attentes. Il y a lieu de noter que le chômage n'a pas d'influence directe sur le niveau des provisions, mais il est introduit dans les régressions en tant qu'indicateur du cycle économique au Luxembourg. Le taux de chômage est souvent introduit dans les estimations en tant qu'indicateur de la phase actuelle du cycle, tandis que le taux de croissance du PIB serait, plutôt, un indicateur du degré de la variation du cycle. Etant donné que l'activité bancaire de la majorité des banques luxembourgeoises est dictée par la conjoncture économique extérieure, la constitution des provisions pour les créances bancaires serait plutôt contra-cyclique par rapport au cycle dans lequel se trouve l'économie luxembourgeoise et cyclique par rapport au cycle de la zone euro<sup>14</sup>.

L'impact des prix de l'immobilier sur le niveau des provisions est négatif et significativement différent de zéro dans les estimations conduites sur l'ensemble du panel et dans celles appliquées aux données des grandes banques. Ce résultat est cohérent avec l'interprétation avancée précédemment pour la marge d'intérêt bancaire. Ainsi, durant les périodes de progression des prix de l'immobilier, le crédit bancaire est facilité et la constitution des provisions fléchie. A l'inverse, leur baisse serait un frein à l'obtention de crédits et un facteur de progression des provisions pour les crédits accordés durant les phases précédentes.

Les paramètres afférents aux variables spécifiques aux banques sont, en grande partie, positifs et conformes aux attentes. Le signe positif du profit avant le prélèvement des taxes reflète le comportement des banques en matière de lissage des profits. La taille de ce coefficient est relativement faible, comparativement aux résultats obtenus par Lehmann et Manz (2005) pour les banques suisses. Il semble donc que le profit des banques luxembourgeoises soit moins sujet à des ajustements dictés par des considérations propres aux dirigeants des banques. Cette conclusion est confortée par le degré de persistance dans la constitution des provisions bancaires, qui est reflété par le somme des paramètres de la variable retardée dans le modèle dynamique. L'impact des autres variables spécifiques que nous avons évoquées précédemment et qui sont des approximations aux risques de crédits pris par les établissements bancaires est statistiquement non-significatif, en particulier après l'introduction de la dynamique dans les régressions.

Somme toute, en terme de résultats économétriques, les provisions pour les créances à la clientèle s'avèrent sensibles aux variables d'environnement macroéconomique. En utilisant les paramètres estimés, il est possible de dériver l'effet marginal de chaque variable sur le niveau des provisions. Dans ce cadre, le tableau ci-dessous fournit des mesures de la sensibilité des provisions aux variations des variables

---

<sup>14</sup> Ce résultat soulève la problématique de la concordance entre le cycle européen et le cycle luxembourgeois. Cependant, cette problématique dépasse le cadre fixé de cette analyse.

macroéconomiques. Il s'avère qu'une baisse de 10% du taux de croissance trimestrielle du PIB de la zone euro par rapport au trimestre précédent affecte sensiblement le niveau des provisions des établissements bancaires luxembourgeois. Les calculs issus du modèle statique aboutissent à un accroissement moyen des provisions pour les créances de près 2,72% pour les petites banques, de 3,38% pour les banques de taille plus importante et de près 4,33% pour l'ensemble des banques. Une progression des taux d'intérêt à court terme de 100 points de base se traduirait par un accroissement moyen des provisions de près de 1% pour les grands établissements, tandis que l'impact pour l'ensemble des banques est limité à 0,12%. Il y a lieu de noter que l'effet marginal sur le niveau des provisions de l'ensemble des banques est évalué à partir d'un coefficient qui est statistiquement non différent de zéro. La négativité des effets marginaux pour les petites banques (-1,52%) laisse penser que le processus de constitution des provisions pour les créances dans cette catégorie de banques est contra-cyclique. Dans le même ordre d'idée, la progression des taux d'intérêt, la dépréciation du taux de change ou la baisse des prix de l'immobilier tendent à accroître le niveau des provisions des grandes banques.

#### ***L'effet marginal sur les provisions des banques% \****

	Petites banques	Grandes banques	Ensemble des banques
$\Delta$ PIB : -10%	2,72	3,38	4,33
$\Delta i$ : +100 pb	-1,52	0,89	0,12
$\Delta$ exr : -5%	-5,45	10,32	6,34
$\Delta$ ipi : -5%	-0,76	1,32	1,00
$\Delta u$ : +1%	-0,94	-3,48	-3,37

\* Moyenne pondérée selon la part des provisions de chaque banque à l'intérieur de sa catégorie. (pb) signifie points de base.

### **3.3 Sensibilité des revenus nets de transactions et de commissions aux chocs financiers et monétaires**

Une autre source de revenus et de profits pour les banques sont les revenus nets dits de transactions ( $rev_{it}$ ) et de commissions ( $comm_{it}$ ). Il semble que la volatilité de ces revenus s'explique principalement par les performances des marchés financiers. Les niveaux des taux d'intérêt sont susceptibles d'exercer une influence sur l'importance des revenus engendrés par l'activité du marché et d'intermédiation des établissements bancaires, cependant notre intérêt se porte sur l'impact de l'évolution des indices boursiers sur le niveau des revenus nets des transactions et ceux des commissions. Ce choix tient simplement au fait que l'augmentation des prix des actifs financiers est un facteur de stimulation des revenus de transactions et du volume des affaires génératrices de commissions. Si ce postulat est correct, la progression des cours des indices boursiers devrait se traduire par une évolution des revenus issus de ces deux segments de l'activité bancaire. Afin d'évaluer l'effet des indices boursiers sur ces derniers, des régressions séparées pour chaque composante furent réalisées.

#### **3.3.1 Les revenus nets de transactions**

Dans les régressions qui suivent, le revenu net de l'activité de transaction est normalisé par la moyenne de la valeur du portefeuille de transaction de chaque banque, c'est-à-dire par la valeur du portefeuille d'actions et d'obligations en excluant, bien sûr, la composante dite de participation. Les deux variables susceptibles d'expliquer les revenus de transactions sont le taux de variation trimestrielle de l'indice européen DJE

Stoxx ( $\Delta pieu_t$ )<sup>15</sup> et le changement du niveau du taux d'intérêt euribor à 3 mois ( $\Delta i_t$ ). Etant donné que l'impact de la variation des indices boursiers sur le revenu des transactions dépend du degré du risque pris, la variable d'intérêt ( $\Delta pieu_t$ ) est multipliée par le coefficient de pondération ci-dessous :

$$w_{it}^{actions} = \frac{\frac{1}{2}(actions_{it} + actions_{it-1})}{\frac{1}{T_i} \sum_{t=1}^{T_i} (actions_{it} + obligations_{it})}$$

Ce coefficient de pondération n'est que la moyenne du portefeuille-actions détenu par la banque (i) au début et à la fin du trimestre en question, normalisé par la moyenne du portefeuille des titres de transactions (actions et obligations) détenu par la banque (i) sur toute la période analysée. Le taux d'intérêt est susceptible d'affecter principalement le portefeuille-obligataire. C'est pourquoi, la variation des taux ( $\Delta i_t$ ) est multipliée par la moyenne trimestrielle du portefeuille des obligations de chaque banque pondérée, par ailleurs, par la moyenne de leur portefeuille de transactions.

$$w_{it}^{obligations} = \frac{\frac{1}{2}(obligations_{it} + obligations_{it-1})}{\frac{1}{T_i} \sum_{t=1}^{T_i} (actions_{it} + obligations_{it})}$$

Les résultats de l'estimation de l'équation des revenus de transactions sont affichés dans le tableau 4. D'une manière générale, les signes des paramètres estimés sont conformes à nos attentes. Il ressort que la progression des taux de rendement de l'indice européen affecte positivement les revenus nets de transaction, tandis que la hausse des taux d'intérêt de court terme leur serait préjudiciable. Notons que les coefficients positifs relatifs à l'impact de la variation de l'indice boursier sur l'importance des revenus de transactions des grandes banques sont statistiquement non-significatifs dans les deux spécifications statique et dynamique. Le coefficient de variation des taux d'intérêt révèle un lien négatif et statistiquement différent de zéro au seuil de confiance de 5% dans toutes les régressions dynamiques. En d'autres termes, cela signifie que contrairement à la marge d'intérêt où le risque de taux est neutralisé par une gestion appropriée de l'actif et du passif bancaire, les effets de celui-ci demeurent opérationnels et affectent négativement les revenus générés à travers l'activité du marché financier.

<sup>15</sup> Etant donné l'orientation vers l'international de l'activité bancaire luxembourgeoise, nous considérons que l'indice européen offre plus d'opportunités de diversification que l'indice LuxX. Toutefois, l'exclusion de ce dernier de nos estimations s'explique par sa volatilité élevée.

**Tableau 4: Résultats de l'estimation de l'équation des revenus de transactions sur le marché financier (Trading income)**

	Petites banques				Grandes banques				Ensemble des banques			
	Modèle statique		Modèle dynamique		Modèle statique		Modèle dynamique		Modèle statique		Modèle dynamique	
	Coefs	$\sigma$	Coefs	$\sigma$	Coefs	$\sigma$	Coefs	$\sigma$	Coefs	$\sigma$	Coefs	$\sigma$
$rev_{it-1}$	-		0,232	0,212	-		-0,391	0,297	-		-0,666***	0,124
$rev_{it-2}$	-		-	-	-		-0,442***	0,046	-		-0,217*	0,116
$rev_{it-3}$	-		-	-	-		-	-	-		-0,330***	0,089
$rev_{it-4}$	-		-	-	-		-	-	-		0,177***	0,024
$\Delta pieu_t * w_{it}^{actions}$	0,128*	0,077	0,167*	0,101	0,033	0,033	1,149	0,808	0,0727**	0,0376	0,535*	0,294
$\Delta i_t * w_{it}^{obligations}$	-0,024	0,015	-0,027**	0,012	0,001	0,005	-0,038**	0,019	-0,0056	0,0062	-0,094**	0,040
$cons$	0,049***	0,005	-0,0001	0,0016	0,035***	0,003	0,0152***	0,005	0,0467***	0,0034	0,020***	0,004
$dum\_3$	-	-	-	-	-0,017***	0,005	-	-	-0,0160***	0,0057	-	-
$dum\_4$	-	-	-0,079*	0,044	-0,009**	0,005	-	-	-0,0120**	0,0056	-	-
Nbre d'observations	2371	2093			4883	4883	3601		7254		5734	
Nbre Groupes	84	83			138	138	138		222		221	
Test de Wald prob>F	0,0702	-			0,0047	0,0047	-		0,0030		-	
F-test(all vi=0)	3,45				3,36	3,36			4,37			
Test Arellano-Bond d'autocorrélation AR(2), prob>z	-	0,7385			-	-	0,6612		-		0,5216	

Seuil de signification : \*\*\*(1%), \*\*(5%), \*(10%)

L'hypothèse nulle du test d'Arellano-Bond (absence d'autocorrélation d'ordre 2) : prob>z

### 3.3.2 Les revenus nets de commissions

De la même manière que les revenus nets de transactions, les commissions nettes sont normalisées par l'actif total de chaque banque. Les variables explicatives de cette variable normalisée sont l'indice européen DJE Stoxx et le taux de rentabilité de ce dernier<sup>16</sup>. En postulant que les revenus de commissions sont générés en grande partie par la gestion du portefeuille-titres des tiers et afin de tenir compte de l'exposition de ce portefeuille au risque du marché, les variables explicatives sont ajustées par le coefficient de pondération suivant :

$$w_{it}^{titres} = \frac{\frac{1}{2}(titres_{it} + titres_{it-1})}{\frac{1}{T_i} \sum_{t=1}^{T_i} titres_{it}}$$

Ce coefficient n'est que le rapport entre la valeur du portefeuille des titres de tiers détenu par la banque à l'instant (t) et la valeur moyenne de ce même portefeuille durant toute la période analysée. Les résultats des estimations sont affichés dans le tableau 5. Les estimations mettent en évidence un lien statistiquement significatif entre les deux variables relatives à l'indice boursier et les revenus nets de commissions.

Le regroupement des effets marginaux dus aux variations de l'indice boursier DJE Stoxx et du taux d'intérêt issus des estimations relatives aux revenus des transactions et ceux des commissions sont affichés dans le tableau ci-dessous<sup>17</sup>.

**L'effet marginal sur les revenus de transaction et de commission % \***

	Petites banques	Grandes banques	Ensemble des banques
$\Delta$ pieu : -10%	-17,50	-31,54	-10,01
$\Delta$ i : +100 pb	-1,71	-3,02	-6,05

\* Moyenne pondérée selon la part des provisions de chaque banque à l'intérieur de sa catégorie.

Il ressort qu'une baisse de 10% de l'indice boursier se traduirait par une réduction moyenne des revenus nets trimestriels de transaction et de commissions des banques luxembourgeoises de près de 10%. L'impact du choc paraît plus important pour les grands établissements bancaires (31%) que pour les petites banques. Quant à l'impact de la progression des taux d'intérêt sur les revenus de transaction, il demeure relativement limité. Une progression de 100 points de base des taux d'intérêt à court terme se traduirait par une baisse moyenne des revenus de transaction de près de 6%. L'effet marginal individuel pour chaque catégorie de banques est moins fort. Il est limité à 3% pour les grandes banques et à près de 2% pour les petites banques. On peut donc penser que les revenus de commissions et de transactions des banques luxembourgeoises sont beaucoup plus sensibles aux chocs des marchés boursiers qu'aux chocs monétaires.

<sup>16</sup> Le taux de rentabilité de l'indice est approximé par son taux de croissance trimestrielle.

<sup>17</sup> L'effet marginal pour les deux sources de revenus est représenté par l'addition de l'impact individuel propre à chaque composante.



**Tableau 5: Résultats de l'estimation de l'équation des revenus de commission**

	Petites banques				Grandes banques				Ensemble des banques			
	Modèle statique		Modèle dynamique		Modèle statique		Modèle dynamique		Modèle statique		Modèle dynamique	
	Coefs	$\sigma$	Coefs	$\sigma$	Coefs	$\sigma$	Coefs	$\sigma$	Coefs	$\sigma$	Coefs	$\sigma$
$comm_{it-1}$	-		0,142*	0,084	-		0,094	0,179	-		0,103	0,072
$comm_{it-2}$	-		0,403***	0,045	-		-0,010	0,071	-		0,319***	0,073
$comm_{it-3}$	-		0,066	0,052	-		0,067**	0,036	-		0,077*	0,047
$comm_{it-4}$	-		0,145***	0,048	-		0,582***	0,129	-		0,222***	0,080
$\Delta ipeu_t * w_{it}^{titres}$	-0,019	0,042	-0,010	0,044	0,020*	0,011	0,069***	0,025	0,012	0,017	0,058**	0,028
$ipeu_t * w_{it}^{titres}$	0,045***	0,012	0,008	0,018	0,011***	0,002	0,0003	0,003	0,021***	0,004	0,008	0,012
$cons$	0,582***	0,020	0,006*	0,003	0,136***	0,004	0,001	0,001	0,293***	0,007	0,004***	0,002
$dum\_2$	0,043*	0,024	-	-	-		-0,009**	0,005	0,015*	0,009	-	-
$dum\_3$	-		-	-	-0,015**	0,006	-	-	-		-	-
$dum\_4$	0,094***	0,024	0,070**	0,030	-0,016***	0,006	-0,019**	0,010	0,026***	0,009	-	-
Nbre d'observations	2364			2114		4477		4089		6830		6194
Nbre Groupes	83			82		126		126		209		208
Test de Wald prob>F	0,0000			-		0,0000		-		0,0000		-
F-test(all vi=0)	26,60			0,2551		17,03		0,9873		33,07		0,2684
Test Arellano-Bond d'autocorrélation AR(2), prob>z	-					-				-		

Seuil de signification : \*\*\*(1%), \*\*(5%), \*(10%)

L'hypothèse nulle du test d'Arellano-Bond (absence d'autocorrélation d'ordre 2) : prob>z

### 3.4 L'impact des chocs macroéconomiques sur la profitabilité.

Il fut indiqué à la première section qu'un large éventail de variables macroéconomiques et de variables spécifiques aux banques sont susceptibles d'affecter leur profitabilité. Dans ce cadre, notre objectif est, actuellement, de vérifier si les changements observés du niveau ou du taux de croissance de ces variables affectent sensiblement la profitabilité des banques luxembourgeoises. D'un point de vue empirique, l'approche consiste à estimer les deux relations (statique et dynamique) entre la profitabilité bancaire, approximée par le rapport des bénéfices avant impôts à l'actif total, et le taux de croissance trimestrielle du PIB de la zone euro ( $\Delta PIB_t$ ), le taux de chômage ( $U_t$ ), la variation du taux d'intérêt euribor à trois mois ( $\Delta i_t$ ), le niveau de l'indice boursier européen DJE Stoxx ( $pieu_t$ ) et son taux de rendement ( $\Delta pieu_t$ ). L'introduction des deux premières variables explicatives vise à mesurer l'impact des cycles économiques européen et luxembourgeois sur la profitabilité. On s'attend à ce qu'un taux de croissance élevé du PIB et un taux de chômage faible exerce une influence positive sur le niveau des profits des banques luxembourgeoises. L'effet négatif du niveau des taux d'intérêt sur la profitabilité résulte du postulat qui consiste à dire que la progression des taux est préjudiciable à la marge d'intérêt bancaire, mais aussi un facteur stimulant à la constitution des provisions pour les créances douteuses. Dans la mesure où la variation du taux d'intérêt est susceptible d'affecter particulièrement les banques engagées dans l'activité traditionnelle d'intermédiation, l'effet du taux d'intérêt est pondéré par le ratio des créances à la clientèle à l'actif total ( $w_{it}^{mi}$ ). Enfin, l'introduction de l'indice boursier et de son taux de rendement parmi les variables explicatives s'explique par leur susceptibilité d'affecter les niveaux de revenus des commissions et ceux générés par l'activité de transactions. De la même manière que le taux d'intérêt et afin de tenir compte du degré d'exposition aux risques du marché boursier, le taux de rendement de l'indice DJE Stoxx est pondéré d'une part par la part du portefeuille d'actions dans le total d'actif ( $w_{it}^A$ ) et par le ratio du portefeuille des titres de tiers détenu par la banque (hors bilan) au total de l'actif bilantaire ( $w_{it}^{comm}$ ).

Les résultats des estimations sont rapportés au tableau 6. Ce dernier donne une vue synthétique sur le lien entre la profitabilité des banques luxembourgeoises et les variables macroéconomiques retenues dans les estimations. Il y a lieu de noter que les résultats issus des spécifications dynamique et statique sont fort variables et les signes des paramètres sont, parfois, opposés. Dans la régression statique, l'examen du tableau révèle que le coefficient du chômage est significativement différent de zéro à un niveau de confiance de 1%. Cependant, on y remarque que le signe du paramètre est non conforme à nos attentes. L'introduction de la dynamique s'est traduite à la fois par un signe négatif et statistiquement significatif pour les petites banques et par des coefficients statistiquement non-significatifs dans l'estimation pour les grandes banques, mais aussi celle afférente à l'ensemble de l'échantillon. De tels résultats suggèrent l'inexistence de relation entre la profitabilité bancaire et le taux de chômage au Luxembourg.

Le paramètre du taux de croissance du PIB de la zone euro est positif. Toutefois, il n'est statistiquement significatif que dans l'estimation conduite sur l'ensemble de l'échantillon. Ceci laisse présager qu'en moyenne la profitabilité des banques luxembourgeoises demeure sensible à la cyclicité du PIB de la zone euro.

Le signe des coefficients du taux d'intérêt est négatif dans l'ensemble des spécifications et statistiquement différent de zéro dans les régressions dynamiques. Il apparaît que la progression des taux d'intérêt de court terme contribue à la baisse du niveau des profits des banques. A cet égard, il convient de rappeler que les résultats initialement obtenus relatifs aux effets de la progression des taux sur la marge d'intérêt furent statistiquement non-significatifs. Ceci suppose l'existence d'un canal alternatif à la marge d'intérêt et qui serait susceptible de véhiculer les effets de la variabilité des taux sur la profitabilité bancaire. Selon les estimations affichées dans les sections précédentes, il s'agit des provisions et des revenus de transactions.

Comme prévu, les paramètres relatifs à l'indice boursier DJE Stoxx affichent, en grande majorité, le signe positif attendu, et en partie, sont significativement différents de zéro. Ce résultat indique que la progression des indices boursiers procure des bénéfices aux banques.

A partir des estimations effectuées et pour mettre en évidence la sensibilité de la profitabilité des banques luxembourgeoises aux chocs, nous avons adopté un scénario arbitraire<sup>18</sup> relatif aux évolutions des variables macroéconomiques. Celui-ci consiste en une progression de 100 points de base des taux d'intérêt de l'euro à 3 mois, une diminution du taux de croissance trimestrielle de 10% par rapport au trimestre précédent et une baisse de 10% de l'indice européen DJE Stoxx. Les résultats de cette simulation sont affichés dans le tableau ci-dessous. Pour se prémunir contre le risque de biais lié à la taille de chaque banque à l'intérieur de sa catégorie, l'effet marginal est pondéré par l'écart entre les fonds propres éligibles et exigés.

**L'effet marginal sur les profits des banques %\***

Modèle	Petites banques		Grandes banques		Ensemble des banques	
	Statique	Dynamique	Statique	Dynamique	Statique	Dynamique
$\Delta i$ : +100 pb	-0,33	-1,75	-0,01	-1,44	-0,12	-0,96
$\Delta$ PIB: -10%	-2,88	-14,31	-1,40	-5,14	-2,42	-10,6
$\Delta$ pieu: -10%	-0,49	-2,70	-19,15	-1,30	-14,56	-7,50

\* Moyenne pondérée selon la part de surplus du capital de chaque banque à l'intérieur de sa catégorie. (pp) signifie point de pourcentage.

Les résultats du scénario adopté révèlent que l'effet de la progression des taux d'intérêt sur les profits des banques luxembourgeoises demeure négligeable. Dans ce cadre, deux explications potentielles peuvent être avancées. La première repose sur l'idée que les banques luxembourgeoises sont parvenues à gérer d'une manière appropriée leur exposition au risque de taux de court terme<sup>19</sup>. La seconde peut être attribuée au fait que la progression des taux d'intérêt de court terme coïncide souvent avec une croissance soutenue de l'activité économique. Autrement dit, l'impact de la variation des taux est neutralisé par la progression du PIB.

Par contre, les répercussions d'un fléchissement de l'activité économique et d'un choc boursier négatif sur les profits semblent, dans une certaine mesure, poser un défi pour les banques luxembourgeoises. Il y a lieu de noter les divergences entre les effets marginaux du modèle statique et ceux du modèle dynamique. Néanmoins, ces résultats nous permettent d'avoir une idée sur l'ordre de grandeur des effets des chocs économiques et financiers sur la profitabilité des banques. Les calculs effectués montrent que les petites banques sont beaucoup plus sensibles à une diminution de l'activité économique qu'à une baisse des indices boursiers. Il ressort qu'une baisse de 10% du PIB par rapport à son niveau du trimestre précédent se traduirait, selon les spécifications statique et dynamique, par un tassement des profits des banques de près de 3%, respectivement de 15%. Tandis que les effets d'une chute de 10% de l'indice boursier pour cette catégorie de banques se limiteraient à une baisse de près de 0,5% respectivement de 3%. En ce qui concerne les grandes banques, l'impact dû à un choc négatif du PIB serait limité à -1,4% selon le modèle statique et à près de -5% selon le modèle dynamique. La divergence des résultats du choc boursier issus

<sup>18</sup> Le scénario est arbitraire dans le sens où nos suppositions relatives aux évolutions des variables macroéconomiques ne représentent pas des prévisions officielles.

<sup>19</sup> Il y a lieu de noter que même si les rendements des actifs et du passif s'adaptent aux variations des taux de court terme, les banques ne sont pas immunisées contre les risques de la déformation de la courbe des taux dont les répercussions produisent des effets différents sur l'actif et le passif.

de ces deux modèles est beaucoup plus importante. Il semble que dans le modèle statique l'effet marginal d'une baisse de 10% de l'indice boursier diminue le profit des grandes banques de près de 19%. Cet effet est substantiel et la prise en compte de la dynamique d'ajustement vient néanmoins nuancer ce résultat. En effet, la quantification de l'impact selon le modèle dynamique montre que la variation des profits n'est que de -1,3%. En reprenant la même démarche pour l'ensemble de l'échantillon, il est possible de quantifier la sensibilité moyenne de la rentabilité du secteur bancaire luxembourgeois aux dépréciations de la tendance future de PIB européen et de l'indice boursier. Nos estimations statiques montrent qu'une variation de -10% du PIB par rapport à son niveau du trimestre précédent conduirait à une baisse moyenne des profits des banques de près de 2,50%, tandis que l'impact estimé d'une chute équivalente de l'indice DJE Stoxx serait de 14,56%. L'introduction de la dynamique montre que la sensibilité des profits au PIB est de 10,60% et celle de l'indice boursier est de 7,50%.

**Tableau 6: Résultats de l'estimation de l'équation des profits**

	Petites banques				Grandes banques				Ensemble des banques			
	Modèle statique		Modèle dynamique		Modèle statique		Modèle dynamique		Modèle statique		Modèle dynamique	
	Coefs	$\sigma$	Coefs	$\sigma$	Coefs	$\sigma$	Coefs	$\sigma$	Coefs	$\sigma$	Coefs	$\sigma$
$profit_{it-1}$	-		-0,392***	0,111	-		0,0312	0,103	-		-0,093*	0,050
$profit_{it-2}$	-		-0,132	0,089	-		-0,216	0,146	-		-0,182***	0,064
$profit_{it-3}$	-		-0,058	0,113	-		-0,285*	0,173	-		-0,081	0,072
$profit_{it-4}$	-		0,211*	0,114	-		-	-	-		0,191***	0,076
$\Delta pib_t$	0,026	0,021	0,177	0,120	0,009	0,009	0,048	0,038	0,016*	0,009	0,083*	0,045
$u_t$	0,034***	0,009	-0,159**	0,073	0,011***	0,003	0,044	0,073	0,017***	0,003	-0,008	0,055
$\Delta i_t * w_{it}^{mi}$	-0,038	0,025	-0,273**	0,127	-0,001	0,011	-0,204*	0,114	-0,012	0,011	-0,113***	0,042
$\Delta pieu_t * w_{it}^A$	-0,009	0,020	0,085	0,092	0,026	0,018	0,020	0,051	0,017	0,012	0,099*	0,060
$\Delta pieu_t * w_{it}^{comm}$	0,010	0,011	0,074**	0,038	0,022***	0,004	0,0002	0,027	0,018***	0,004	0,000	0,037
$pieu_t * w_{it}^{comm}$	0,005*	0,003	-0,004	0,005	0,005***	0,001	0,005*	0,003	0,005***	0,001	0,005	0,007
$cons$	0,126***	0,033	-0,002	0,008	0,088***	0,016	-0,006	0,014	0,103***	0,015	-0,002	0,010
$dum\_2$	-0,022*	0,013	-0,070*	0,041	0,018**	0,007	-	-	-	-	-	-
$dum\_4$	-0,105***	0,023	-0,086**	0,038	-0,042***	0,006	-0,167**	0,083	-0,063***	0,006	-	-
Nbre d'observations	2219		1989		4794		4505		7013		6349	
Nbre Groupes	88		87		143		143		231		229	
Test de Wald prob>F	0,0000		-		0,0000		-		0,0000		-	
F-test(all v=0)	17,02		0,6295		8,92		0,6501		16,57		0,5340	
Test Arellano-Bond d'autocorrélation AR(2), prob>z	-		-		-		-		-		-	

Seuil de signification : \*\*\*(1%), \*\*(5%), \*(10%)  
 L'hypothèse nulle du test d'Arellano-Bond (absence d'autocorrélation d'ordre 2) : prob>z

## Conclusion

Depuis une dizaine d'années s'est développé un regain d'intérêt pour l'étude des liens entre l'environnement macroéconomique et l'activité bancaire. Souvent, les travaux se rattachant à ce courant étudient la sensibilité de l'une des composantes intermédiaires du compte de pertes et profits à la variabilité des taux d'intérêt et/ou à la baisse de la croissance d'agrégats macroéconomiques. Nous avons cherché dans cette étude à quantifier la sensibilité de la performance des banques opérant au Luxembourg à différents types de chocs qu'ils soient macroéconomiques, financiers ou monétaires. L'analyse examine les répercussions de ces différents types de chocs sur la marge d'intérêt bancaire, sur le niveau des provisions, sur les revenus nets des transactions et de commissions et sur les profits bancaires. C'est à notre connaissance la première étude de ce type qui a été réalisée pour le Luxembourg. L'intérêt de notre travail résulte également de l'exploitation de la richesse des informations de la base de données trimestrielles que nous avons utilisées.

Les résultats des estimations économétriques semblent indiquer que les effets d'un choc monétaire, caractérisé par une progression du taux euribor à trois mois, sur la marge d'intérêt bancaire sont marginaux. Ce fait reflète probablement l'effort des banques luxembourgeoises à limiter l'exposition de leurs marges nettes d'intérêt au risque de taux de court terme. Il y a lieu de noter que notre analyse n'a pas pris en compte les effets résultant de la variation des taux de long terme et/ou de la déformation de la courbe des taux d'intérêt.

L'effet marginal de la variabilité des taux d'intérêt sur le niveau des provisions des petites et des grandes banques issu du modèle statique laisse à penser que le processus d'ajustement des provisions adopté par les deux types d'établissements bancaires est différent. En effet, les signes des coefficients du taux d'intérêt estimés pour chaque catégorie de banques sont opposés. Cependant cette divergence peut fort bien être attribuée au caractère contra-cyclique de la constitution des provisions par les petites banques. Quant à l'influence potentielle du taux de change sur les provisions, les résultats des estimations mettent en évidence le poids bénéfique de l'appréciation du taux de change (euro-dollar) sur le niveau des provisions. Néanmoins, ce résultat appelle une réserve qui mérite d'être notée. En effet, on pourrait considérer que l'appréciation du taux de change est une source de progression des rendements des crédits accordés à l'étranger et par la-même un facteur de baisse des provisions. Or, l'interprétation de cet impact positif direct est délicate car il est obscurci par des effets indirects qui peuvent être attribués à la politique monétaire, à l'inflation et aux différentiels de productivité entre les pays.

Selon nos résultats empiriques, la réactivité du niveau des provisions à la variation du PIB est conforme à l'idée commune relative au caractère synchronisé de la constitution des provisions avec le cycle économique. Ainsi, il semble que pendant les périodes de tassement de l'activité économique en Europe, les provisions pour créances douteuses des banques luxembourgeoises furent marquées par une tendance ascendante. En revanche, leur niveau serait atténué sous l'effet d'un redressement de la conjoncture.

L'analyse des revenus de transactions et de commissions conduite ici a mis en évidence un lien statistiquement significatif entre ces derniers et les variabilités de l'indice boursier européen DJE Stoxx et du taux d'intérêt de court terme. L'impact d'un choc financier paraît plus important pour cette catégorie de revenus que celui d'un choc monétaire caractérisé par une variation de 100 points de base du taux euribor à 3 mois. Dans ce cadre, les revenus des grandes banques semblent être plus sensibles aux variations de l'indice boursier européen que les petites banques.

Selon les spécifications statique et dynamique adoptées, la réactivité de la rentabilité bancaire aux chocs macroéconomiques retenus dans les régressions est diversifiée. D'une manière générale, l'examen des résultats révèle que la rentabilité des banques luxembourgeoises est sensible aux différents types de chocs. Le scénario des simulations adoptées fait émerger plusieurs faits :

- L'impact de la progression des taux de court terme sur la profitabilité demeure marginal ;
- Le tassement de l'activité économique européenne et la baisse des indices boursiers sont susceptibles de poser un challenge aux banques luxembourgeoises. Toutefois, il semble que l'importance de cette sensibilité n'est pas assez importante pour être considérée comme étant un facteur de déstabilisation financière ;
- Les profits des petites banques paraissent plus réactifs à l'activité économique qu'à la variation des indices boursiers.

En somme, les résultats empiriques affichés dans cette étude supportent la solidité du secteur bancaire luxembourgeois face aux mutations de son environnement macroéconomique, de sorte que les risques d'une instabilité financière liée à des chocs monétaires, financiers ou de l'économie réelle sont contenus et peu probables.

## Bibliographie

Akhavein, J. D., A. N. Berger et D.B. Humphrey (1997): The effects of megamergers on efficiency and prices: evidence from a bank profit function. *Board of Governors of the Federal Reserve System, Finance and Economic, Discussion Series* n° 9.

Allen, L. (1988): The determinants of bank interest margins: a note. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 23, n° 2, pp. 231-235.

Angelini, P. et N. Cetorelli (2003): The effects of regulatory reform on competition in banking industry, *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 35, n° 5, pp. 663-684.

Angbazo, L. (1997): Commercial bank net interest margins, default risk, interest rate risk and off-balance-sheet banking, *Journal of Banking and Finance*, vol. 21, pp. 55-87.

Arellano, M. et S.R. Bond (1991): Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations, *Review of Economic Studies*, n° 58, pp. 277-297.

Athanasoglou, P. P., S. N. Brissimis et M. D. Delis (2005): Bank-specific, industry-specific and macroeconomic determinants of bank profitability, *Bank of Greece, Working paper*, n° 25, June.

Baltagi, B. H. (2005): *Econometric analysis of panel data*, 3<sup>rd</sup> ed., John Wiley & Sons, Ltd.

Barajas, A., R. Steiner et N. Salazar (1999): Interest spreads in banking in Colombia 1974-1996, *IMF Staff Papers*, n° 46, pp. 196-224.

Berger, A. N., G. A. Hanweck et D. B. Humphrey (1987): Competitive viability in banking: scale, scope and product mix economies. *Journal of Monetary Economics*, n° 20, pp. 501-520.

Berger, A. N., A. Demirguc-Knut, R. Levine et J. G. Haubrich (2004): Bank concentration and competition: An evolution in the making, *Journal of Money, Credit, and Banking*, n° 36, pp. 433-451.

Bikker, J. A. et H. Hu (2002): Cyclical patterns in profits, provisioning and lending of banks and procyclicality of the new Basel capital requirements, *Banca Nazionale del Lavarò, Quarterly Review*, n° 55, pp. 143-175.

Borio, C., C. Furfine et P. Lowe (2001): Procyclicality of financial system and financial stability: issues and policy options, *BIS papers* n°1. pp. 1-57.

Bourke, P. (1989): Concentration and other determinants of bank profitability in Europe, North America and Australia, *Journal of Banking and Finance*, n° 13, pp. 65-79.

Demirgüç-Knut, A. et H. Huizinga (2000): Financial structure and bank profitability, *World Bank Policy Research Working Paper*, n° 2430, August.

Dueker, M. et D. Thornton (1997): Do bank loan rates exhibit a countercyclical mark-up? *Federal Reserve Bank of St. Louis, Working paper*, n° 1997-004A.

English, W. B. (2002): Interest rate risk and bank net interest margins, *BIS Quarterly Review*, pp.67-82, December

Goddard, J., Molyneux, P. et J.O.S. Wilson (2004): The profitability of European banks: a cross-sectional and dynamic panel analysis, *Manschester School Review*, vol. 72, n° 3, pp. 363-383.

Ho, T. S. et A. Saunders (1981): The determinants of bank interest margins: theory and empirical evidence. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 16, n° 4, pp. 581-600.



Jaudoin, O. (2001): Une proposition pour améliorer la stabilité : le provisionnement dynamique, *Bulletin de la banque de France*, n° 95, pp. 109-120, novembre.

Laeven, L. et G. Majnoni (2003): Loan loss provisioning and economic slowdowns: too much, too late? *Journal of Financial Intermediation*, n° 12, pp. 178-197.

Lehmann, H. et M. Manz (2005): The exposure of Swiss banks to macroeconomic shocks: an empirical investigation. *Réunion des Gouverneurs Francophones*, Marrakech, 10-11 mai 2005.

De Lis, F.S., J. Martinez Pagés et J. Saurina (2001): Credit growth, problem loans and credit risk provisioning in Spain, *BIS Papers*, n° 1, pp. 331-353.

Lowe, P. (2002): Credit risk measurement and procyclicality, *BIS Working papers*, n° 116.

Miller, S.M. et A. G. Noulas (1997): Portfolio mix and large-bank profitability in the USA, *Applied Economics*, vol. 29, n° 4, pp. 501-512.

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

Neely, M. C. et D. C. Wheelock (1997): Why does bank performance vary across states? *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, pp. 27-40, March-April.

Rouabah, A. (2002): Economies d'échelle, économies de diversification et efficacité productive des banques luxembourgeoises : une analyse comparative des frontières stochastiques sur données en panel, *Banque Centrale du Luxembourg, Cahier d'études* n° 3, mars.

Saunders, A. et L. Schumacher (2000): The determinants of bank interest rate margins: an international study. *Journal of International Money and Finance*, vol. 19, n° 6, pp. 813-832.

Wooldridge, J. M. (2002): *Econometric analysis of cross section and panel data*, Massachusetts: MIT Press.