

CAHIER D'ÉTUDES WORKING PAPER

N°29

LES TAUX D'INTERÊT DES BANQUES LUXEMBOURGEOISES : UNE ETUDE SUR BASES AGREGÉE ET INDIVIDUELLE

Yann Wicky

Février 2008

LES TAUX D'INTERÊT DES BANQUES LUXEMBOURGEOISES : UNE ETUDE SUR BASES AGREGEE ET INDIVIDUELLE

Yann Wicky

Février 2008

Table des matières :

1.	Introduction.....	4
2.	Description des données et construction des séries historiques.....	5
2.1.	Principes de construction de séries historiques.....	5
2.2.	Propriétés statistiques des séries historiques utilisées.....	8
3.	D'une analyse au niveau agrégé vers une analyse au niveau individuel.....	8
3.1.	L'approche théorique.....	8
3.1.1.	Les taux d'intérêt du marché.....	8
3.1.2.	Les caractéristiques du marché et l'environnement économique.....	9
3.2.	L'analyse au niveau agrégé.....	10
3.2.1.	Description générale.....	10
3.2.2.	La transmission de la politique monétaire aux taux des banques luxembourgeoises.....	11
3.2.2.1.	Les relations de long terme entre les variables – analyse agrégée.....	11
3.2.2.2.	La transmission du coût de financement aux taux des banques de détail – analyse en panel.....	14
3.2.2.3.	Mise en comparaison avec les résultats de Kok Sørensen et Werner, quels enseignements ?.....	15
3.3.	Concentration du marché bancaire et non-convergence des taux de détail.....	16
3.4.	L'analyse au niveau individuel.....	20
3.4.1.	Description générale.....	21
3.4.2.	Les relations de long terme entre les variables.....	21
3.4.3.	Caractéristiques individuelles et marges sur intérêt.....	23
4.	Conclusions.....	25

© Banque Centrale du Luxembourg, 2008

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
Téléx: 2766 IML LU

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

Les taux d'intérêt des banques luxembourgeoises: une étude sur bases agrégée et individuelle

Par Yann Wicky*

Février 2008

Résumé : la littérature économique récente a contribué à une meilleure connaissance des mécanismes de transmission de la politique monétaire aux taux des banques. Un certain nombre de ces études a permis de montrer que le niveau des taux d'intérêt, tout autant que le degré et la vitesse de transmission des conditions de financement, était très hétérogène au sein de la zone euro. Par conséquent, nous avons souhaité analyser ces éléments dans le cadre des banques luxembourgeoises, et, partant, nous prononcer sur une éventuelle spécificité des données luxembourgeoises par rapport à celles d'autres pays membres de la zone euro. Pour ce faire, nous avons conduit une analyse portant sur les crédits immobiliers, les crédits à la consommation et les dépôts tant au niveau agrégé qu'au niveau individuel. La période d'observation s'étend de 1993 à 2007 (données trimestrielles).

Il est apparu que les résultats sont plutôt conformes aux attentes théoriques, en ce sens que la formation des taux débiteurs et créditeurs peut être expliquée par les conditions de financement. Par ailleurs, les degrés de transmission des taux de référence du marché aux différents taux de détail des banques luxembourgeoises se situent dans la médiane de la zone euro. De manière plus surprenante, nous savons que la spécialisation de la place dans les activités de banque privée joue un rôle dans l'hétérogénéité des données individuelles, mais ce point est difficile à mettre en lumière en terme statistique.

Keywords : Banks ; Depository Institutions ; Micro Finance Institutions ; Morgages
JEL-Code : G21

* Département statistiques, section des statistiques bancaires et monétaires. Les opinions émises dans cette étude doivent être considérées comme propres à l'auteur et ne reflètent pas nécessairement la position de la Banque centrale du Luxembourg.

* e-mail : yann.wicky@bcl.lu.

1. Introduction

La littérature économique fait ressortir deux problématiques essentielles concernant la formation des taux d'intérêt débiteurs et créditeurs des banques de détail.

La première de ces problématiques concerne la transmission du taux de référence de la Banque centrale aux taux du marché monétaire, d'une part, et aux taux d'intérêt débiteurs et créditeurs des banques de détail, d'autre part. A ce propos, nous pouvons mettre en avant les travaux de Baugnet et H. Radisky (2004), sur les données des banques belges, Kok Sørensen et Werner (2006) ou encore Mojon, De Bondt et Valla (2005) sur les données des banques de la zone euro. L'analyse de la transmission des taux de la banque centrale aux taux de détail doit tenir une place importante dans le cas d'une économie d'intermédiation, à l'image de l'économie luxembourgeoise, puisque nous savons que la volatilité des taux d'intérêt des banques est susceptible d'influencer la volatilité de certains agrégats macroéconomiques (voir Scharler, 2006).

La seconde problématique concerne le principe de convergence des taux débiteurs et créditeurs et son application dans le cadre de l'union monétaire. Ainsi, en supposant que les crédits et les dépôts sont des biens standards à travers la zone euro et qu'il n'existe pas de barrières entre les marchés (libre circulation des capitaux), alors les taux d'intérêt observés dans chacun des pays de la zone euro devraient converger ; comme le montre le rapport "*Differences in MFI interest rates across euro area countries*" (2006) de la Banque centrale européenne, tel n'est pas le cas. Cette problématique, bien que moins répandue que la précédente dans la littérature économique, tient pourtant une importance de premier plan puisqu'elle touche directement à la question de l'intégration bancaire et financière à travers la zone euro, qui, pour nombre d'observateurs, n'est pas optimale. En outre, Kok Sørensen et Werner ont identifié un certain nombre d'éléments pouvant expliquer l'hétérogénéité des vitesses d'ajustement des taux d'intérêt de détail dans différents pays membres de la zone euro. Nous pouvons retenir : la part de marché ou encore la structure de bilan de la banque. Pour Farabullini et Affinito (2006), dont les travaux portent également sur les banques de la zone euro, il apparaît que les prix (taux d'intérêt) dans la zone euro sont différents, d'une part, parce que les produits (contrats de crédits ou contrats de dépôts) sont différents et, d'autre part, parce qu'il existe des spécificités au niveau national.

A la lumière de ces deux problématiques, nous souhaitons tout d’abord étudier les relations qui lient les conditions de financements aux taux d’intérêt des banques. Puis, en prenant appuis sur une partie du travail réalisé par Kok Sørensen et Werner, nous souhaitons décrire la manière dont ces conditions de financement se transmettent aux taux des banques. Pour se faire, nous proposons de construire des séries de données historiques de fréquences trimestrielles sur la période 1993 – 2007 et d’étudier ces séries à la fois sur le plan agrégé (long terme et court terme) et sur le plan individuel (long terme). L’analyse individuelle basée sur les conditions de financement sera complétée par une analyse structurelle, basée sur les liens entre la structure de bilan (capitalisation, mode de financement etc.) des banques, leur spécialisation plus ou moins forte dans les activités de banque privée et le niveau des taux d’intérêt qu’elles consentent. Au final, ce travail nous permettra de fournir un certain nombre d’éléments sur le degré et la vitesse de transmission des conditions de financement, l’hétérogénéité des données individuelles, les raisons pouvant expliquer cette hétérogénéité et enfin le rôle des spécificités locales dans la remise en cause de l’hypothèse de convergence des taux d’intérêt de détails dans la zone euro.

2. Description des données et construction des séries historiques

2.1. Principes de construction de séries historiques

La base de notre étude repose sur deux collectes : la collecte MIR¹ et la collecte RIR². La première est menée depuis janvier 2003 par la Banque centrale du Luxembourg dans le cadre du règlement BCE/2001/18 de la Banque centrale européenne. La fréquence de collecte est mensuelle et porte sur un échantillon de banques parmi les plus représentatives du secteur bancaire luxembourgeois. Il apparaît que l’utilisation exclusive de cette collecte pose un problème analytique dans la mesure où le recul temporel est extrêmement limité (quatre ans). Dans cette optique, la collecte RIR, conduite par la Banque centrale du Luxembourg sur la période allant de mars 1993 à septembre 2003, peut aider à la construction d’une série historique beaucoup plus longue. Cela doit toutefois être réalisé sous certaines conditions. En effet, la statistique RIR, dont la fréquence est trimestrielle, se différencie nettement de la statistique MIR sur les points suivants :

¹ MIR est l’acronyme de “*Monetary and financial institutions Interest Rates*”.

² RIR est l’acronyme de “*Retail Interest Rates*”.

- Contrairement aux données MIR, les données RIR ne sont ventilées ni par maturités ni par période de fixation du taux d'intérêt (PFTI).
- Les données MIR correspondent à des flux réels de financement tandis que les données RIR représentent des taux " d'affiche " (le flux est alors théorique).
- Nous ne connaissons pas les montants des nouveaux contrats réalisés au cours de la période de référence de la collecte RIR (il s'agit en fait d'une conséquence du point précédent).

Cependant, nous partons du postulat que ces deux statistiques délivrent une information comparable, à défaut d'être identique, sur le coût marginal des crédits, d'une part, et le rendement marginal des dépôts, d'autre part. En d'autres termes, toutes deux rendent compte des conditions offertes sur les nouveaux contrats de prêts et de dépôts. Ainsi, schématiquement, la différence de niveau entre le " taux d'affiche " et le taux relatif au flux réel correspond à la capacité de négociation de l'agent. Au final, nous pouvons estimer que les différences méthodologiques entre les collectes RIR et MIR ne sont en aucun cas rédhibitoires.

Suivant ce constat, nous proposons de calculer des séries historiques, de fréquences trimestrielles, portant sur la période septembre 1993 – juin 2007. Pour ce faire, nous utilisons une méthode par rétroplation. Le point de départ de cette méthode consiste à définir la valeur de la dernière période RIR, soit l'observation de décembre 2002 (2002 :12), comme étant égale à la première valeur de la série MIR, soit l'observation de janvier 2003 (2003 :01) ; il suffit alors d'appliquer à rebours, sur cette valeur, le taux de croissance des données RIR. Pour plus de clarté la technique utilisée est formalisée en annexe (Annexe I).

Il est important de mentionner que l'agrégation, sur laquelle repose la première partie de notre analyse, se fait à partir de la moyenne des taux d'intérêt individuels pondérée par les volumes de nouveaux contrats. Il convient également de noter que les volumes correspondant à la période de référence de la collecte RIR étant inconnus, nous utilisons le volume moyen observé au cours de la première année de collecte MIR (2003) comme base de pondération. La construction d'une série historique par agrégation des données RIR se retrouve chez Kok Sørensen et Werner (2007) ; toutefois, la période couverte ainsi que la méthodologie employée sont quelque peu différentes.

En préambule au cadre théorique qui suit, et de façon à décrire les habitudes commerciales observables au Grand-duché de Luxembourg, il nous semble important de rappeler que les crédits immobiliers distribués par les banques luxembourgeoises sont typiquement des contrats à long terme portant un taux d'intérêt variable ; parallèlement, les crédits à la consommation sont des contrats dont la maturité et la période de fixation du taux d'intérêt (PFTI) varient entre un et cinq ans. En conséquence, les séries de taux débiteurs utilisées dans cette étude seront les contrats à taux variable pour les crédits immobiliers et les contrats dont la période de fixation du taux d'intérêt est comprise entre un et cinq ans pour les crédits à la consommation. Pour les dépôts, suivant la même logique, nous utiliserons les séries relatives aux contrats à un an.

Tableau 1: Ventilation des maturités et des périodes de fixation du taux d'intérêt (PFTI) au 30 juin 2007

	Crédits immobiliers		Crédits à la consommation		Dépôts*
	Maturités (Encours)	PFTI (Nouveaux contrats)	Maturités (Encours)	PFTI (Nouveaux contrats)	Maturités
Jusqu'à 1 an	1%	81%	16%	31%	100%
De 1 à 5 ans	2%	1%	40%	53%	0%
Plus de 5 ans	97%	18%	44%	16%	0%

Note: la catégorie "jusqu'à 1 an" comprend également les taux variables; les valeurs sont exprimées en pourcentage de l'ensemble des nouveaux contrats (PFTI) ou en pourcentage de l'encours (Maturités).

() Hors dépôts à vue. La valeur de 100% correspond à un arrondi supérieur.*

Source : calculs BCL.

Pour être complet, signalons dès à présent que les autres variables (explicatives) utilisées dans nos différentes analyses sont :

- Le taux de refinancement de la Banque centrale, construit à partir des taux de refinancement de la Banque nationale de Belgique (BNB) sur la période 1993 - 1998 puis de ceux de la Banque centrale européenne (BCE)³ sur la période 1999 - 2007.
- Le taux du marché monétaire, construit à partir du taux BIBOR-12 mois sur la période 1993 - 1998 puis du taux EURIBOR-12 mois⁴ sur la période 1999 - 2007.
- Les rendements des emprunts d'états de la zone euro à dix ans⁵.

³ Obtenus à partir des sites internet de la BCE et de Belgostat online (www.bnb.be).

⁴ Obtenus à partir du site Belgostat online et du tableau 3.5 de la BCL (www.bcl.lu).

⁵ Obtenus à partir du site internet de la BCE (www.ecb.int).

L'utilisation de séries continues pour les taux de la Banque centrale et ceux du marché monétaire repose sur le principe de convergence des taux courts vers le taux de la Bundesbank (ce principe est connu sous le nom de " Bundesbank rule "). Cela signifie que, compte tenu des impératifs liés au pacte de stabilité, les taux courts se sont mis à converger durant la période qui a précédé l'union monétaire.

2.2. Propriétés statistiques des séries historiques utilisées

Nous utilisons une approche à l'aide du test de Dickey-Fuller augmenté (ADF) afin d'évaluer la stationnarité des séries de taux d'intérêt " en niveau ". Les résultats obtenus, et qui sont consignés en annexe, permettent de conclure à la non-stationnarité de l'ensemble des séries individuelles et agrégées prises en niveau. Lorsqu'elles sont prises en première différence, les séries agrégées sont toutes stationnaires (tableau 1 de l'annexe I).

3. D'une analyse au niveau agrégé vers une analyse au niveau individuel

3.1. L'approche théorique

Dans les deux sous-sections qui suivent, nous présentons les différents éléments théoriques, empiriques, ou même intuitifs, qui permettent de justifier notre démarche et le choix des variables explicatives.

3.1.1. Les taux d'intérêt du marché

Puisque la transmission des taux d'intérêt de la politique monétaire aux taux du marché monétaire et aux taux longs n'est pas univoque, l'impact de ces trois variables (taux de la Banque centrale/taux du marché monétaire/rendements des emprunts d'état) sur les taux débiteurs et créditeurs des banques devrait être pris en considération. Néanmoins, dans une étude de la Banque des règlements internationaux (BRI), Borio et Fritz (1995) nous rappellent que dans un marché oligopolistique, à l'image du marché des crédits immobiliers et de celui des crédits à la consommation au Luxembourg, le taux de la politique monétaire est la meilleure variable de référence. En outre, Kwapil et Scharler (2006) ont observé que le taux fixé par la Banque centrale était la variable la plus répandue dans la littérature économique. Toutefois, dans le cas d'un marché caractérisé par la concurrence pure et parfaite, le taux du marché monétaire, en tant que variable de référence,

conservera notre préférence. Nous partons du postulat que, dans le cas du Luxembourg, le marché des dépôts est dans une telle situation.

3.1.2. Les caractéristiques du marché et l'environnement économique

Le secteur financier du Luxembourg se caractérise, entre autres, par un accès assez large des investisseurs à diverses formes d'épargne. Ainsi, il est très simple pour un investisseur privé de réaliser des arbitrages entre dépôts et fonds commun de placement. L'influence positive de cette caractéristique sur les taux créditeurs semble alors évidente. A cela s'ajoute que les ménages résidents ne représentent que 52% de l'encours de dépôts auprès des banques luxembourgeoises⁶.

Par ailleurs, pour ce qui est des crédits immobiliers, ce segment suppose un niveau d'expertise que beaucoup de banques sises à Luxembourg ne souhaitent pas mettre en œuvre, tout simplement parce que cette activité se trouve en dehors de leur cœur de métier. En outre, pour des raisons similaires, l'effet "frontière" semble jouer assez fortement ; en d'autres termes, cela signifie qu'il demeure difficile pour un ménage non-résident d'obtenir un crédit immobilier auprès d'une banque luxembourgeoise. Parallèlement, il est vraisemblable que la hausse des prix immobiliers observée au cours des périodes récentes exerce une pression sur les taux débiteurs dans la mesure où, pour faire face à cette hausse, les ménages sont confrontés à deux alternatives : augmenter leur ratio prêt-revenu ou allonger la maturité de leurs emprunts. Dans les deux cas, l'effet sur les taux d'intérêt est positif. Pour illustrer l'ampleur de cette hausse, rappelons que Blot (2006), dans une étude de la Banque centrale du Luxembourg, a montré que les prix immobiliers ont cru de 75% sur la période 1997 – 2003, tandis que le PIB croissait de 56% sur cette même période. Néanmoins, l'effet-richeesse induit par cette hausse, ainsi que la pratique du nantissement au réel, ont permis de limiter la dégradation de la qualité des prêts sur cette période.

Finalement, le segment des crédits à la consommation se caractérise à la fois par une représentativité assez faible vis à vis des autres segments de crédits et par une proportion importante de contrats internes (crédits à la consommation accordés aux employés des établissements de crédits). Ainsi, dans les banques luxembourgeoises, les crédits à la consommation ne représentent que 5,2% de l'ensemble des crédits aux ménages, contre 12,8% en moyenne dans la zone euro.

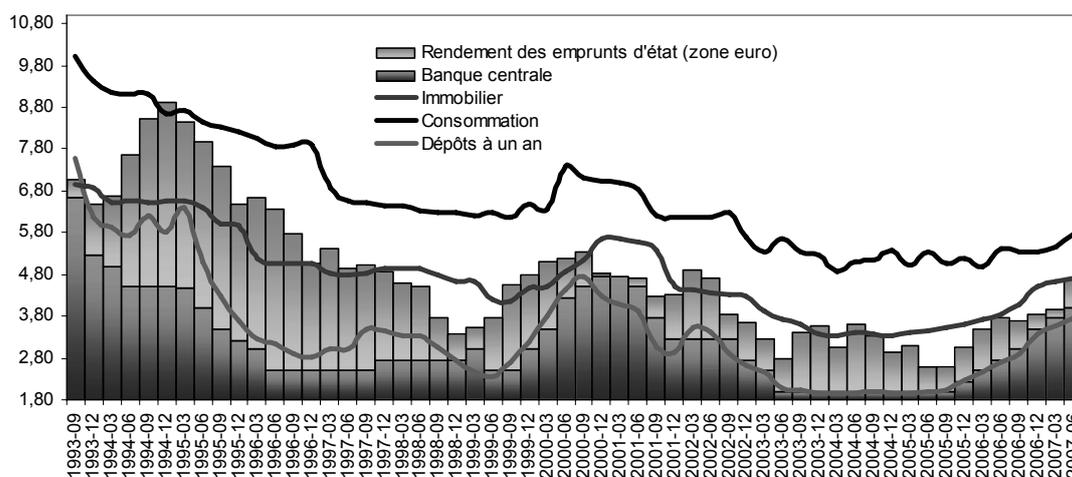
⁶ Au 30 juin 2007.

3.2. L'analyse au niveau agrégé

3.2.1. Description générale

Le graphique 1, ci-dessous, propose un bref descriptif de l'évolution des différentes variables du marché et des taux débiteurs et créditeurs des banques luxembourgeoises pour la période allant de septembre 1993 à juin 2007.

Graphique 1 : Evolution des taux débiteurs et créditeurs des banques luxembourgeoises sur la période 1993 –2007



Source : calculs BCL, BCE

A première vue, les évolutions des taux portant sur les crédits immobiliers et ceux portant sur les crédits à la consommation ont une trajectoire commune. Par ailleurs, durant la période sous revue, la volatilité de la série relative aux crédits immobiliers est (très) légèrement inférieure à celle du taux de la Banque centrale. Pour illustrer cela, nous pouvons souligner que la valeur de l'écart-type de la série atteint 102 points de base dans le premier cas, contre 104 points de base dans le second. Dans le cas des crédits à la consommation, la volatilité de la série, bien que supérieure à celle observée pour le taux de la Banque centrale, demeure inférieure à la volatilité des rendements des emprunts d'état ; les écarts-types respectifs sont de 135 et 169 points de base. Il faut toutefois prendre ces résultats avec réserve dans la mesure où, en raison de la non-stationnarité des séries considérées, nous ne pouvons pas juger de la significativité des différences entre ces valeurs.

Tableau 2: Ecart-types pour les taux de la banque centrale, des crédits immobiliers et des crédits à la consommation sur la période 1993 – 2007.

	Crédits immobiliers	Crédits à la consommation	Banque centrale
Ecart-type (en points de base)	104	135	102

Source : calculs BCL.

Sur la période 1993 – 1998, qui précède l'achèvement de l'union monétaire, la rémunération des dépôts des banques luxembourgeoises évolue de manière plutôt erratique avec une prime positive par rapport au taux de la Banque centrale (l'écart entre ces deux taux d'intérêt atteint en moyenne 77 points de base sur cette période). Dès 1999, cette situation a changé avec l'achèvement de l'union monétaire. L'écart entre le taux créditeur des banques luxembourgeoises et le taux de refinancement de l'Eurosystème passe alors à -9 points de base.

Ces observations nous conduisent à estimer les relations qui unissent les variables des conditions de financement aux taux débiteurs et créditeurs des banques (long terme) ; à estimer la manière dont ces conditions de financement se transmettent aux taux des banques (court terme) ; et enfin, à nous prononcer sur l'existence d'une modification de cette transmission entre la période qui précède l'union monétaire et la période d'union monétaire.

3.2.2. La transmission de la politique monétaire aux taux des banques luxembourgeoises

3.2.2.1. Les relations de long terme entre les variables – analyse agrégée

Dans une première étape, nous cherchons à estimer l'existence d'une relation de long terme entre les taux d'intérêt des banques de détail (crédits immobiliers, crédits à la consommation et dépôts) et différents taux du marché (taux de la Banque centrale *BC*, taux du marché monétaire *MM* et rendement des emprunts d'état à dix ans dans la zone euro *GOV*). Dans chaque cas, nous procédons à une analyse en cointégration à l'aide de la méthode d'Engle et Granger. Les résultats des tests sont proposés en annexe (annexe II, tableau 1), tandis que les différents modèles testés sont consignés dans le tableau 3 ci-dessous.

Tableau 3: Relations linéaires utilisées pour l'analyse en cointégration

Crédits immobiliers	Crédits à la consommation	Dépôts
[1] $r_t^I = \alpha_I + \beta_I BC_t + \gamma_I GOV_t + \varepsilon_t$	[5] $r_t^C = \alpha_C + \beta_C BC_t + \gamma_C GOV_t + \varepsilon_t$	[9] $r_t^D = \alpha_D + \beta_D MON + \gamma_D GOV_t + \varepsilon_t$
[2] $r_t^I = \alpha_I + \beta_I BC_t + \varepsilon_t$	[6] $r_t^C = \alpha_C + \beta_C BC_t + \varepsilon_t$	[10] $r_t^D = \alpha_D + \beta_D BC_t + \varepsilon_t$
[3] $r_t^I = \alpha_I + \beta_I GOV_t + \varepsilon_t$	[7] $r_t^C = \alpha_C + \beta_C GOV_t + \varepsilon_t$	[11] $r_t^D = \alpha_D + \beta_D GOV_t + \varepsilon_t$
[4] $r_t^I = \alpha_I + \beta_I MM_t + \varepsilon_t$	[8] $r_t^C = \alpha_C + \beta_C MM_t + \varepsilon_t$	[12] $r_t^D = \alpha_D + \beta_D MM_t + \varepsilon_t$

Dans le cas des crédits immobiliers, nous observons que l'existence d'une relation de cointégration entre les taux des crédits immobiliers, le taux de refinancement de l'Eurosystème et le rendement des emprunts d'état (modèle [1]) ne peut être rejetée au seuil de 10%. Par ailleurs, comme le suggère l'importance des taux variables pour ce type de contrats, nous constatons que l'élasticité de long terme est plus élevée entre les taux des crédits immobiliers et le taux de l'Eurosystème (0,52) qu'entre les taux des crédits immobiliers et les rendements des emprunts d'état à long terme (0,33). Lorsque le test est appliqué à la régression [2], nous observons que l'hypothèse d'une relation de cointégration entre le taux des crédits immobiliers et le taux de la banque centrale n'est pas validée. En revanche, les résultats des tests d'Engle et Granger sont cohérents avec l'hypothèse d'une relation de cointégration entre le taux des crédits immobiliers et le taux du marché monétaire d'une part (régression [3]), et entre le taux des crédits immobiliers et le rendement des emprunts d'état à long terme d'autre part (régression [4]). Dans le premier cas, l'élasticité de long terme atteint 0,70 tandis qu'elle atteint 0,51 dans le second.

En ce qui concerne les crédits à la consommation, la méthode d'Engle et Granger conduit à la conclusion qu'une relation de cointégration incluant le taux de refinancement de l'Eurosystème et les rendements des emprunts d'état (modèle [5]), ne peut être rejetée. Nous pouvons mentionner que l'élasticité de long terme qui en résulte est plus élevée entre les taux des crédits à la consommation et le rendement des obligations à long terme (0,58) qu'entre les taux des crédits à la consommation et le taux de l'Eurosystème (0,41). Finalement, ce résultat est cohérent avec les observations relatives aux maturités et aux PFTI consignées dans le tableau 1. En appliquant ces tests sur les modèles réduits [6], [7] et [8], nous observons qu'au seuil de 1%, l'hypothèse supposant l'existence d'une relation de cointégration entre le taux des crédits à la consommation et le rendement des emprunts d'état à long terme ne peut être rejetée (modèle [8]) ; l'élasticité de long terme entre ces deux variables atteint 0,73. En revanche, cette hypothèse ne peut être retenue lorsque l'on considère les spécifications faisant intervenir le taux du marché monétaire et le taux

de la Banque centrale (modèles [6] et [7]). Dans ces deux cas, la valeur de la probabilité associée est même très élevée.

Finalement, les résultats relatifs aux dépôts confirment l'existence d'une relation de long terme entre les variables du modèle complet (marché monétaire et rendement des emprunts d'état à long terme) au seuil de 5% (modèle [9]). L'élasticité de long terme du taux créditeur au taux du marché monétaire est très élevée (0,91). L'hypothèse d'une influence du cadre concurrentiel (nous reviendrons sur ce point) et de la capacité d'arbitrage des investisseurs semble la plus probable. Sur les modèles réduits, l'hypothèse supposant l'existence d'une relation de cointégration entre les taux des dépôts et ceux du marché monétaire ne peut être rejetée au seuil de 10% (modèle [12]). Il en va de même pour l'existence d'une relation de cointégration entre les taux des dépôts et le rendement des emprunts d'état à long terme, c'est à dire dans le modèle [11] (au seuil de 10%). En revanche, cette hypothèse doit être rejetée lorsque nous considérons le modèle [10] incluant le taux de la Banque centrale.

Ces résultats montrent ainsi que les variables fondamentales, liées aux conditions de financement des banques, expliquent la formation des taux d'intérêt débiteurs et créditeurs des banques luxembourgeoises. Il n'est ainsi pas surprenant de voir apparaître un équilibre de long terme entre les taux courts et le coût des crédits immobiliers. Toutefois nous pouvons nous interroger sur le fait que l'existence de cet équilibre peut être identifiée dans le cas des taux du marché monétaire mais pas dans celui du taux de la Banque centrale.

Nous pouvons également nous interroger sur la valeur des équilibres obtenus entre les taux débiteurs/créditeurs, les taux courts et les rendements des emprunts d'état à long terme. Le coefficient de corrélation entre ces deux dernières variables atteint 0,57 lorsque le taux court est le taux de la Banque centrale et 0,73 lorsqu'il s'agit du taux du marché monétaire (ce qui est parfaitement intuitif). Nous faisons donc face à un risque important de colinéarité dans ces régressions. Toutes ces remarques nous invitent à compléter cette analyse par une analyse en panel dont nous expliquerons par ailleurs les mérites.

3.2.2.2. La transmission du coût de financement aux taux des banques de détail – analyse en panel

Les résultats du paragraphe précédent nous ont permis de mettre en évidence les différentes relations de long terme qui unissent les taux débiteurs et créditeurs aux conditions de refinancement proposées par le marché. Avec cet éclairage, nous proposons à présent de décrire la manière dont ces conditions de financement se transmettent aux taux débiteurs et créditeurs. Nous proposons d'utiliser des données en panel sur base mensuelle couvrant la période 2003 – 2007. En effet, l'utilisation de données agrégées, en particulier lorsque celles-ci sont issue d'une " construction " historique, peut conduire à une perte d'information plus ou moins importante. Par définition, les données en panel permettent d'augmenter le nombre d'observations et de réduire ainsi cette perte informationnelle. Notons enfin que la taille du panel est limitée à 53 banques pour les dépôts, 24 pour les crédits à la consommation et 19 pour les crédits immobiliers. Les résultats des estimations du degré de transmission et de la vitesse d'ajustement sont repris dans les tableaux 2 et 3 de l'annexe II.

Il ressort des différentes estimations que le degré de transmission est toujours inférieur ou égal à l'unité. Dans le détail, nous constatons que le degré de transmission du taux du marché monétaire à celui des crédits immobiliers est plutôt élevé (0,85). Tandis que, pour les dépôts, c'est en prenant comme référence le taux du marché monétaire que nous obtenons le degré de transmission le plus élevé (0,59). Il en va de même pour les crédits à la consommation (0,53). Les degrés de transmission du taux de la Banque centrale à ceux des crédits à la consommation et des dépôts sont légèrement inférieurs (avec des valeurs respectives de 0,51 et 0,48) ; en revanche le degré de transmission du taux de la Banque centrale à celui des crédits immobiliers est égal à l'unité.

Nous constatons également que la vitesse d'ajustement des taux des dépôts aux taux du marché est en règle générale supérieure à celle des autres taux (immobilier et consommation). Comme le laissait entendre la valeur de l'élasticité de long terme issue du test de cointégration, nous remarquons que le coefficient d'ajustement au taux du marché monétaire (-0,16) est légèrement plus élevé que l'ajustement au taux de la Banque centrale (-0,14) ou au rendement des emprunts d'état (-0,12). Pour les crédits immobiliers, le coefficient d'ajustement le plus élevé concerne le taux du marché monétaire (-0,13), tandis que ceux relatifs au taux de la Banque centrale ou

aux rendements des emprunts d'état sont un peu plus faibles (respectivement -0,09 et -0,10). Finalement, la vitesse d'ajustement la plus faible concerne les crédits à la consommation. Notons que, dans ce dernier cas, l'ajustement est identique (-0,03) quelque soit la référence de marché.

D'une manière générale, nous voyons que la vitesse d'ajustement des taux débiteurs et créditeurs des banques luxembourgeoises varie suivant le taux de référence choisi. Il faut garder à l'esprit qu'une vitesse d'ajustement plus élevée ne signifie pas nécessairement que le taux de référence utilisé est le meilleur.

Peut-on mettre en évidence l'existence d'une modification de la transmission des conditions de financement entre la période d'union monétaire et la période qui la précède ?

Pour chacun des modèles considérés, le test de Chow indique bien l'existence d'une rupture structurelle au moment du passage à l'union monétaire en 1999 (dans notre étude, la période prise en compte pour la rupture est : 1998 : 4). Cela pourrait abonder dans le sens d'une modification du degré et de la vitesse de transmission. Cependant, nous pouvons montrer, par un autre test de Chow, que nos modèles admettent une autre rupture structurelle avec comme pivot la date de mise en place de la collecte MIR (2003 : 1). Cela était prévisible dans la mesure où, comme nous l'avions expliqué dans notre paragraphe introductif, les collectes MIR et RIR ne sont pas homogènes. Par conséquent il nous a été impossible d'apporter une conclusion satisfaisante à la question soulevée.

3.2.2.3. Mise en comparaison avec les résultats de Kok Sørensen et Werner, quels enseignements ?

Dans leur papier "*Bank interest rate pass-through in the euro area : a cross country comparison*" (2006), Kok Sørensen et Werner observent qu'il existe une grande hétérogénéité dans la transmission des taux du marché aux taux des banques de la zone euro. Ainsi, pour certains pays de la zone, comme l'Allemagne, un degré de transmission supérieur à l'unité peut être observée tandis que pour d'autre, comme l'Italie, le degré de transmission est nettement inférieur à l'unité (voir tableau 4 de l'annexe II). Il est cependant très difficile de faire une comparaison directe avec les résultats obtenus par ces deux auteurs dans la mesure où leur étude porte sur une période différente de celle que nous utilisons ici ; cette période s'étend de 1999 à 2004. Par ailleurs, Kok Sørensen et Werner utilisent des séries historiques dont la

construction diffère de la technique utilisée dans la présente étude. De plus, le taux du marché auquel ils se réfèrent est un taux synthétique, basé sur différents taux. Enfin, ces deux auteurs utilisent une méthode d'estimation du modèle à correction d'erreur en panel basée sur la méthode DSUR (*Dynamic Seemingly Unrelated Regression*) proposée par Mark, Ogaki et Sul.

Néanmoins, en tenant compte de ces différents éléments, nous pouvons observer que les degrés de transmission observés pour les banques luxembourgeoises sur la période 2003 – 2007 se situent globalement dans la moyenne de ceux observés dans les banques de la zone euro. Ainsi par exemple, si nous prenons comme référence le degré de transmission du taux de référence (le taux de la Banque centrale dans le cas du Luxembourg) au taux des crédits immobiliers (1,00), le Luxembourg se situerait au niveau médian observé par Kok Sørensen et Werner pour la zone euro (1,02⁷). Pour les crédits à la consommation le degré de transmission du taux du marché monétaire (0,53) observé pour le Luxembourg est en deçà de la valeur médiane observée pour la zone euro (0,76). Cela est également le cas pour les dépôts avec des valeurs respectives de 0,59 et 0,72. En ce qui concerne la vitesse d'ajustement, quelle que soit la catégorie prise en référence, les valeurs observées pour le Luxembourg sont parmi les plus faibles de la zone euro. Nous souhaitons rappeler une nouvelle fois que ces résultats sont donnés à titre d'information et ne peuvent pas être interprétés de manière satisfaisante en raison des différences méthodologiques.

3.3. Concentration du marché bancaire et non-convergence des taux de détail

Il faut garder à l'esprit que les résultats que nous avons présenté au niveau agrégé ne permettent pas de décrire de façon satisfaisante la situation de la place bancaire luxembourgeoise au niveau individuel. Pour illustrer cela, les tableaux 4 et 5, ci-dessous, dressent un panorama des caractéristiques de l'échantillon et montrent l'existence d'une dispersion, parfois importante, des données individuelles ; nous pouvons craindre que celle-ci soit de nature à biaiser les informations obtenues au niveau agrégé.

⁷ A partir des calculs de Kok Sørensen et Werner pour AT, BE, DE, ES, FI, FR, IE, IT, NL, PT (tableau 4 de l'annexe II) nous avons calculé les valeurs médianes de chaque segment (crédits immobiliers, crédits à la consommation et dépôts) pour ce groupe de pays.

A première vue, une telle affirmation peut surprendre dans la mesure où, avec une banque pour 3000 habitants, réparties sur une superficie inférieure à 2700 km² et disposant d'un encours d'actifs représentant 30 ans de PIB, la place bancaire luxembourgeoise peut nous apparaître très concurrentielle. En effet, nous pouvons rappeler qu'en théorie les firmes qui produisent des biens substituables ont tendance à s'implanter dans des lieux géographiquement distants afin de limiter la pression concurrentielle sur les prix (Hotelling, 1929). Par ailleurs, l'observation de l'indice d'Herfindahl "général", c'est à dire calculé sur base de l'ensemble des actifs des banques, présente le secteur bancaire luxembourgeois comme l'un des plus concurrentiel de la zone euro ; comme le montre le tableau 1 de l'annexe III, seuls les indices d'Herfindahl des secteurs bancaires allemand, italien (tout deux caractérisés par une régionalisation importante) et néerlandais sont inférieurs à l'indice du secteur bancaire luxembourgeois. Ce qui semblerait confirmer notre intuition initiale. Existe-t-il un paradoxe opposant la dispersion des données individuelles des banques luxembourgeoises et le niveau de concurrence du secteur bancaire luxembourgeois ?

Commençons tout d'abord par définir la nomenclature utilisée dans le tableau 4 :

- H1 et H2 représentent les indices d'Herfindahl de rangs respectifs 1 et 2 ; ainsi, dans le cas d'un indice de rang 1, toutes les observations sont prises en compte tandis que dans le cas d'un indice de rang 2, la première observation est omise (la banque "leader" est extraite du calcul de l'indice). Les indices H1 et H2 sont des indices sectoriels, en ce sens qu'ils concernent tour à tour le secteur des crédits immobiliers, des crédits à la consommation et des dépôts.
- N représente le nombre de banques affichant un volume d'affaires régulier sur la période.

La lecture du tableau 4 se fait de la manière suivante : les sept banques qui ont offert des crédits immobiliers de façon régulière sur la période 2003 – 2007 représentent 97% de l'encours total de crédits immobiliers (de toutes les banques de la place luxembourgeoise) 94% de l'encours total de crédits à la consommation et 18% de l'encours de dépôts.

Tableau 4: Les indicateurs de concentration du volume d'affaire à l'intérieur de l'échantillon (en moyenne sur la période 2003 – 2007)

N	Segment	% de l'encours total			H1 (1 ^{er} rang)	H2 (2 ^{ème} rang)	Gini
		Immo.	Conso.	Dépôts			
7	Immo.	97%	94%	18%	0,403	0,279	0,586
6	Conso.	98%	94%	14%	0,270	0,296	0,355
28	Dépôts	100%	100%	63%	0,081	0,063	0,039

Source : calculs BCL.

Tableau 5: Les indicateurs de dispersion des taux d'intérêt à l'intérieur de l'échantillon (sur la période 1993 – 2007)

	Variance simple	Variance pondérée
r^I (taux d'intérêt des crédits immobilier)	0,1908	0,0819
r^C (taux d'intérêt des crédits à la consommation)	1,4495	0,8483
r^D (taux d'intérêt des dépôts)	0,0502	0,0467

Source : calculs BCL.

Nous avons pu observer qu'en raison de la spécialisation des banques luxembourgeoises dans les activités de gestion d'actifs de tiers, le nombre d'établissements affichant une activité régulière et significative à la fois dans la distribution de crédits immobiliers, de crédits à la consommation et dans la collecte de dépôts, est extrêmement faible.

Par ailleurs, nous pouvons observer une assez forte concentration des parts de marché dans le cas des crédits immobiliers (0,40) et dans celui des crédits à la consommation (0,27). Cette concentration est en revanche plus faible dans le cas des dépôts (0,08). En ce qui concerne les crédits immobiliers, nous pouvons remarquer la différence importante entre les indices d'Herfindahl de rang 1 et 2, ce qui témoigne du poids considérable de l'établissement leader sur ce segment.

Parallèlement, la dispersion des taux d'intérêt est très forte dans le cas des crédits à la consommation (1,45), assez forte dans le cas des crédits immobilier (0,19) et plutôt faible dans le cas des dépôts (0,05).

Il n'existe donc pas de paradoxe entre l'organisation de la place bancaire luxembourgeoise, la concurrence qui la caractérise, et la dispersion des données individuelles. Il se trouve simplement que la spécialisation de la place bancaire luxembourgeoise sous-tend l'existence de segments plus ou moins concurrentiels. De plus, une répartition des banques entre activités " universelles " (une minorité) et activités " techno-financières ", c'est à dire liées aux avantages techniques ou juridiques de la place luxembourgeoise, va se traduire par une segmentation subséquente de la clientèle (et par l'existence de prix discriminants). Finalement, la

différence entre clientèles de banques universelles et clientèles de banques techno-financières repose souvent sur le niveau et la nature du collatéral ; l'influence du niveau de ce dernier étant déterminant, en particulier dans le cas des crédits immobiliers (par exemple Calcagnini, Farabullini et Giombini, 2006, sur les données des banques italiennes ou encore Bagnet et Hradisky, 2004, sur les données des banques belges). Au-delà du niveau de collatéral apporté par leurs clientèles, les banques techno-financières pourraient bénéficier également d'une rente informationnelle plus forte que les banques universelles.

Si l'on s'intéresse à la nature de chacune de ces catégories d'établissements, nous pouvons supposer de manière intuitive que les banques "universelles" sont typiquement des banques domestiques, tandis que les "techno-financières" sont en général des filiales ou des succursales de banques étrangères. Ainsi par exemple, nous pouvons observer que ces dernières affichent un ratio *gestion d'actifs de tiers/crédits aux ménages*⁸ médian de 7,33, alors qu'il n'est que de 0,35 dans les banques domestiques. Ainsi, cette spécialisation dans les activités de hors-bilan implique une indépendance des coûts opératoires vis-à-vis de la distribution de crédits (ce qui permet ex-ante d'éliminer l'impact de cette variable structurelle sur la formation des taux débiteurs et créditeurs au niveau individuel).

Par ailleurs, il faut souligner que la part des filiales ou succursales de banques étrangères dans la somme de bilan des banques luxembourgeoises atteint 94% ; cette part n'est que de 61% en Irlande ou de 5% en Allemagne. Ainsi, cette situation est de nature à influencer, de manière assez forte, à la fois le management et la structure de financement des ces établissements :

- financement interbancaire intra-groupe plutôt qu'émissions obligataires.
- ou maintient d'un niveau plus ou moins élevé de capital.

Pour illustrer les conséquences attendues de ces deux assertions, rappelons tout d'abord que les banques qui se refinancent essentiellement par émissions de titres sont supposées proposer une rémunération plus importante de leurs dépôts afin d'immuniser leur passif de la volatilité du marché (voir, par exemple, Gambacorta, 2002). En outre, Bagnet et Hradisky (2004) ont montré que les banques belges les plus capitalisées affichaient des taux débiteurs significativement plus élevés que les banques plus liquides.

⁸ La gestion d'actifs de tiers comprend les rubriques "avoirs de tiers" et "gestion de fortune" du hors-bilan.

Au delà des différences liées à la nature des financements, les banques luxembourgeoises affichent également des données disparates, ou non-convergentes, du point de vue du rapport entre la maturité des actifs et la durée des passifs. En effet, à l'aide du bilan des banques collecté par la Banque centrale du Luxembourg, nous pouvons estimer une maturité et une durée théorique des actifs et des passifs des établissements de crédit. Les résultats⁹ montrent que dans près d'un tiers des cas, le rapport entre la maturité des actifs et la durée des passifs est inférieur à un ; dans 12% des cas, ce rapport est égal à l'unité, ce qui indique une couverture quasi parfaite. Toutefois, comme nous l'avons suggéré dans le cas des coûts opératoires, ce " mismatching " entre les deux volets du bilan ne va influencer que marginalement la formation des taux d'intérêt de détail ; puisque la part du bilan consacrée aux opérations de financement des agents non-bancaires est très faible.

3.4. L'analyse au niveau individuel

A la lumière des éléments qui précèdent, nous présumons que les observations faites au niveau agrégé ne traduisent que partiellement la situation au niveau individuel ; cela est particulièrement vrai en ce qui concerne les crédits à la consommation et les crédits immobiliers.

Ainsi, après un rapide descriptif de l'évolution des séries sur la période, nous proposons d'identifier les relations de long terme qui unissent les taux débiteurs et créditeurs des banques luxembourgeoises aux conditions de financement. A l'instar de ce qui a été proposé pour les données agrégées, nous allons définir, pour chaque banque et pour chaque catégorie de taux, un modèle complet, c'est-à-dire incluant toutes les variables liées aux conditions de financement (Banque centrale, taux du marché monétaire et rendement des emprunts d'état), et des modèles univariés.

Dans un deuxième temps, nous proposons de mettre en relation les caractéristiques individuelles des établissements de crédits et le niveau de leurs marges sur intérêt. Cette démarche a pour but de compléter l'information obtenue à l'aide de l'étude des relations de long terme.

⁹ Au 31 mars 2007.

3.4.1. Description générale

Graphique 2 : Evolution des écarts entre les valeurs individuelles minimales et maximales des taux débiteurs/créditeurs sur la période 1993 – 2007



Note : les lignes pointillées correspondent aux moyennes mobiles sur deux périodes.

Source : calculs BCL

Nous remarquons tout d'abord que l'écart entre les valeurs extrêmes est assez important, en particulier en ce qui concerne les crédits à la consommation. En outre, il existe des corrélations positives et significatives entre le taux de la Banque centrale et les écarts entre les valeurs individuelles minimales et maximales des crédits immobiliers (0,65 ; la valeur de la statistique t est de 27,9), des crédits à la consommation (0,49 ; la valeur de la statistique t est de 24,4) et des dépôts (0,76 ; la valeur de la statistique t est de 24,4). Le fait que les écarts entre les valeurs minimales et maximales s'accroissent en période de modification des conditions de refinancement montre que l'ajustement des taux débiteurs et créditeurs à ces nouvelles conditions est assez différent d'une banque à une autre.

3.4.2. Les relations de long terme entre les variables individuelles

A l'instar de la méthode employée au niveau agrégé, nous procédons à une analyse en cointégration au niveau de chaque banque. Les résultats sont présentés sur la base de la proportion de banques pour lesquelles l'existence d'un équilibre de long terme entre les taux de détail et les conditions de financement ne peut être rejetée.

Nous ne retenons dans notre analyse des relations de long terme que les banques ayant une activité significative dans la catégorie observée¹⁰.

Tableau 6: Relations linéaires utilisées pour l'analyse en cointégration

Crédits immobiliers	Crédits à la consommation	Dépôts
[13] $r_{t,i}^I = \alpha_{I,i} + \beta_{I,i}BC_t + \gamma_{I,i}GOV_t + \varepsilon_{t,i}$	[17] $r_{t,i}^C = \alpha_{C,i} + \beta_{C,i}BC_t + \gamma_{C,i}GOV_t + \varepsilon_{t,i}$	[21] $r_{t,i}^D = \alpha_{D,i} + \beta_{D,i}MON_t + \gamma_{D,i}GOV_t + \varepsilon_{t,i}$
[14] $r_{t,i}^I = \alpha_{I,i} + \beta_{I,i}BC_t + \varepsilon_{t,i}$	[18] $r_{t,i}^C = \alpha_{C,i} + \beta_{C,i}BC_t + \varepsilon_{t,i}$	[22] $r_{t,i}^D = \alpha_{D,i} + \beta_{D,i}BC_t + \varepsilon_{t,i}$
[15] $r_{t,i}^I = \alpha_{I,i} + \beta_{I,i}MM_t + \varepsilon_{t,i}$	[19] $r_{t,i}^C = \alpha_{C,i} + \beta_{C,i}MM_t + \varepsilon_{t,i}$	[23] $r_{t,i}^D = \alpha_{D,i} + \beta_{D,i}MMM_t + \varepsilon_{t,i}$
[16] $r_{t,i}^I = \alpha_{I,i} + \beta_{I,i}GOV_t + \varepsilon_{t,i}$	[20] $r_{t,i}^C = \alpha_{C,i} + \beta_{C,i}GOV_t + \varepsilon_{t,i}$	[24] $r_{t,i}^D = \alpha_{D,i} + \beta_{D,i}GOV_t + \varepsilon_{t,i}$

Pour les crédits immobiliers, nous considérons sept banques représentant 97% de l'encours ; pour six de ces banques, il nous est possible de retenir l'hypothèse d'une relation de cointégration entre les variables du modèle [13] faisant intervenir le taux de la Banque centrale et les rendements des emprunts d'état à long terme. Dans le cas des modèles univariés, les résultats obtenus corroborent ce qui avait été observé au niveau agrégé. Ainsi, l'hypothèse d'une relation de cointégration entre le taux des crédits immobiliers et le taux de la Banque centrale ne peut être retenue pour aucune des sept banques du sous échantillon (modèle [14]). En revanche, dans les modèles univariés [15] et [16] faisant intervenir d'une part le taux du marché monétaire et d'autre part les rendements des emprunts d'état, l'hypothèse d'un équilibre de long terme ne peut être rejetée dans, respectivement, cinq et six cas sur sept.

Dans le cas des crédits à la consommation, l'analyse de long terme porte sur six banques, soit 94% de l'encours ; dans trois cas, l'hypothèse d'une relation de cointégration entre les variables ne peut être rejetée. En faisant appel aux modèles univariés [18], [19] et [20], dans cinq cas sur six, il est possible de trouver au moins une spécification pour laquelle l'hypothèse soutenant l'existence d'une relation de cointégration ne peut être rejetée. Il est remarquable que la banque pour laquelle aucun modèle ne conduit à l'acceptation de l'hypothèse de cointégration soit commune aux crédits immobiliers et aux crédits à la consommation.

Finalement, pour les dépôts, sur les 28 banques considérées, et qui représentent 63% de l'encours, l'hypothèse soutenant l'existence d'une relation de cointégration dans le modèle [21] ne peut être rejetée dans 17 cas. En utilisant les modèles univariés [22], [23] et [24], il est possible de réduire considérablement cette proportion. En d'autres termes, à cinq exceptions près, il est toujours possible

¹⁰ Le critère retenu est : une observation par période. Sept banques remplissent ce critère pour les crédits immobiliers, six pour les crédits à la consommation et 28 pour les dépôts.

d'identifier une variable de marché pour laquelle un équilibre de long terme avec le taux débiteur est vraisemblable.

3.4.3. Caractéristiques individuelles et marges sur intérêt

Nous avons pu observer que les variables fondamentales que sont les taux de refinancement de la Banque centrale, les taux courts du marché monétaire et les rendements des emprunts d'état à long terme jouent un rôle dans la formation des taux débiteurs et créditeurs des banques luxembourgeoises. Il va de soit que ces conditions de financement sont communes à l'ensemble des banques de la zone euro. Or, comme le montrent le rapport de la Banque centrale européenne sur les *“Differences in MFI interest rates across euro area countries”* (2006) ainsi que l'étude de Kok Sørensen et Werner sur la transmission des conditions de financement, il subsiste des différences entre les banques issues de la zone euro. Dans ce contexte, nous pouvons supposer qu'une observation ad-hoc, basée sur d'autres paramètres que les variables du coût de refinancement, pourrait apporter une plus-value analytique "plus adaptée" au cas des banques luxembourgeoises. C'est pourquoi, en complément de l'analyse qui précède, et afin d'estimer l'existence d'une relation faisant intervenir certaines caractéristiques structurelles (individuelles) des banques et les taux d'intérêt débiteurs et créditeurs qu'elles proposent, nous avons choisi d'utiliser un modèle à variables qualitatives (modèles PROBIT et TOBIT). Nous postulons les équilibres suivants :

- Marge d'intérêt¹¹ élevée (la variable qualitative prend la valeur 1) ou faible (la variable qualitative prend la valeur 0)
- Encours de crédits élevé (la variable prend la valeur 1) ou faible (la variable prend la valeur 0)
- Encours d'actifs de tiers sous gestion, par rapport à l'encours de bilan, élevé (dans ce cas, la variable prend la valeur 0) ou faible (la variable prend la valeur 1)
- Capitalisation élevée (la variable prend la valeur 1) ou faible (la variable prend la valeur 0)
- Financement par émission de titres élevé (la variable prend la valeur 1) ou faible (la variable prend la valeur 0)

¹¹ La marge d'intérêt correspond ici à l'écart entre le taux d'intérêt débiteur ou créditeur et les taux courts de la Banque centrale et du marché monétaire.

Pour les crédits, la logique sous-jacente se base sur les observations théoriques formulées au cours des paragraphes précédents ainsi que sur les observations empiriques fournies par la littérature économique ; elle se résume ainsi : une marge élevée entre les taux débiteurs d'une banque quelconque et le taux de la Banque centrale s'accompagne d'un encours de crédit élevé, d'un faible ratio des actifs sous gestion rapportés au bilan et d'une capitalisation élevée. Par ailleurs, nous postulons qu'une la présence d'une proportion importante de titres émis dans la passif du bilan se traduit par une rémunération plus élevée des dépôts (afin de lisser l'impact de la volatilité des taux du marché dans le passif) et par une marge plus importante sur les crédits immobiliers (en raison du coût plus élevé de ce type de financement). De notre point de vue, cette dernière variable bilantaire n'intervient pas dans le cas des crédits à la consommation dans la mesure où ces crédits sont de tailles plutôt modestes et de maturités relativement courtes.

Tableau 6: Récapitulatif des attentes

	Marge	Hors bilan ¹² / Bilan	Capitalisation	Emission de titres
IMMOBILIER	Elevée	Faible	Elevée	Elevée
CONSOMMATION	Elevée	Faible	Elevée	X
DEPOTS	X	X	X	Elevée

Bien entendu, la principale difficulté de cette approche réside dans la définition des seuils ; par exemple, à partir de quel seuil peut-on dire qu'une banque est faiblement ou fortement capitalisée ? Pour ce faire, lorsque cela est pertinent, nous nous basons sur la valeur médiane de chaque série pour déterminer la valeur du seuil. Si la valeur observée est inférieure (ou supérieure dans le cas des actifs de tiers sous gestion) à la valeur médiane, la variable prend la valeur 0, dans le cas contraire, elle prend la valeur 1.

Les résultats des tests (tableaux 1,2 et 3 de l'annexe V) montrent que la marge élevée sur les crédits immobiliers dépend, dans 80% des cas, négativement du niveau de l'encours de crédits, du rapport du hors bilan au bilan et de la capitalisation. Elle dépend, en revanche positivement de l'émission de titres de créances. En dehors de cette dernière observation, il est évident que ces résultats vont à l'encontre de ce qui était attendu. Toutefois, ceux-ci doivent être relativisés en raison de niveau assez faible du pseudo R² de McFadden (0,30).

En revanche, dans le cas des crédits à la consommation, les résultats vont dans le sens de ce qui était attendu. Ainsi, dans 85% des cas, une marge élevée sur les

¹² Nous ne retenons que les postes du hors-bilan relatifs à la gestion d'actifs de tiers.

crédits à la consommation se traduit par un encours de crédits élevé et par un rapport du hors-bilan au bilan (en ne retenant que les postes relatifs à la gestion d'actifs de tiers) assez faible. La valeur du pseudo R^2 de McFadden (0,50) est plutôt satisfaisante.

Finalement, une marge élevée sur la rémunération des dépôts dépend négativement d'un faible recours aux émissions de titres pour le refinancement des banques luxembourgeoises. Contrairement aux observations empiriques faites dans certains pays de la zone euro, nous ne pouvons pas établir de lien entre le financement par émission de titres et le niveau de rémunération des dépôts. Ce n'est pas une surprise, puisque le financement par émission de titres n'est pas la règle parmi les établissements de crédits luxembourgeois. Il convient toutefois de mentionner que la valeur prédictive des modèles est assez faible, de l'ordre de 50%, et que la valeur du pseudo R^2 de McFadden est pratiquement nulle.

4. Conclusions

Le constat général qu'il convient de faire en premier lieu est qu'avec 6,5% des actifs des banques destinés au financement des agents non-bancaires, l'activité de banque de détail à Luxembourg est l'une des plus modestes de la zone euro. Dans ce contexte, nous avons pu constater que seule une petite partie des 155 banques de la place bancaire¹³ pouvait faire l'objet d'une analyse approfondie de la formation des taux d'intérêt débiteurs ou créditeurs. Toutefois, nous sommes parvenus à isoler un certain nombre de résultats intéressants ; en particulier, nous avons pu observer que le niveau des taux d'intérêt débiteurs et créditeurs des banques pouvait être expliqué soit par un ensemble de variables fondamentales, liées aux conditions de financement offertes aux banques, soit par l'une de ces variables prise indépendamment. De plus, les résultats obtenus sont plutôt conformes à ce que nous attendions, y compris en ce qui concerne les degrés et les vitesses de transmission des conditions de financement. Toutefois, les choix méthodologiques de cette étude ne permettent pas de faire une véritable comparaison avec les résultats obtenus dans d'autres pays de la zone euro. C'est pourquoi, nous pensons que notre travail ouvre un champ d'investigation plus large qui consisterait à reprendre la méthodologie utilisée par Kok Sørensen et Werner en incluant les données du Luxembourg. Malgré tout, les estimations effectuées dans notre étude nous conduisent à penser que l'ajout des données luxembourgeoises à l'étude de

¹³ Au 30 juin 2007.

Kok Sørensen et Werner abonderait dans le sens d'une hétérogénéité des observations intra zone euro.

Nous avons par ailleurs observé que les conclusions obtenues au niveau agrégé s'appliquaient de manière plus ou moins satisfaisante au niveau micro. Ainsi, malgré une concentration assez forte, le segment des crédits immobiliers affiche une tendance assez homogène au niveau individuel. Le segment des dépôts est dans une situation parfaitement inverse. Finalement seul le segment des crédits à la consommation est à la fois concentré et hétérogène en tendance. Malheureusement, il ne nous est pas possible d'affirmer économétriquement que les variables structurelles propres à la place de Luxembourg influencent la fixation des taux d'intérêt de détail. Dans ce contexte, il serait intéressant d'étudier les effets spécifiques au niveau de chaque banque.

Bibliographie :

Affinito.M et Farabullini.F	An empirical analysis of national differences in the retail bank interest rates of the euro area (2006) - BANCA D'ITALIA Temi di discussione n°589.
Baugnet.V et Hradisky.M	La formation des taux d'intérêt débiteurs des banques belges (2004) – BANQUE NATIONALE DE BELGIQUE, Bulletin trimestriel.
Blot.C	Peut-on parler de bulle sur le marché immobilier au Luxembourg? (2006) - BCL Cahier d'étude n°20.
Borio. C.E.V et Fritz.W	The response of short-term bank lending rates to policy rates: a cross-country perspective (1995) - BIS Working papers series n°77.
Calcagnini.G, Farabullini.F et Giombini.G	Loans, Interest rates and guarantees: is there a link? (2006) - BANCA D'ITALIA Temi di discussione n°602.
European Central Bank	Report on differences in MFI interest rates across euro area countries (2006) - ECB Occasional papers series.
Gambacorta.L	How do banks set interest rates? (2005) - BANCA D'ITALIA Temi di discussione n°547.
Kauko.K	Bank interest rates in a small European economy : Some exploratory macro level analysis using Finnish data (2005)) -OSTERREICHISCHE NATIONALBANK Working papers series n°117.
Kok Sørensen.C et Werner.T	Bank interest rate pass-through in the euro area: a cross-country comparison (2006) - ECB Working papers series n°580.
Kokoszcyński.R, Łyziak.T et Wróbel.E	Structural factors in modern theories of the monetary transmission mechanism (2002) - NATIONAL BANK OF POLAND Conference on “structural reforms and monetary policy”.
Kwapil.C et Scharler.J	Interest pass-through, monetary policy rules and macroeconomic stability (2006) - OSTERREICHISCHE NATIONALBANK Working papers series n°118.
Martin-Oliver.A, Sala-Funas.V et Saurina.J	A test of the law of one price in retail banking (2005) - BANCO DE ESPANA Documentos de trabajo n°0530.
Mojon.B, De Bondt.G et Valla.N	Term structure and the sluggishness of retail interest rates in euro area countries (2005) - ECB Working papers series n°518.
Scharler.J	Do bank-based financial systems reduce macroeconomic volatility by smoothing interest rates? (2006) –SUOMEN PANKKI Discussion papers series n°9.2005.

Annexe I : Présentation et analyse des données

Technique de rétropolation :

- $\forall i=1...57 ; \forall t=2007:06...2003:03 : r_{i,t}^I = r_{i,t}^{I,MIR} ; r_{i,t}^C = r_{i,t}^{C,MIR} ; r_{i,t}^D = r_{i,t}^{D,MIR}$
- $r_{i,2002:12}^I = r_{i,2003:01}^{I,MIR} ; r_{i,2002:12}^C = r_{i,2003:01}^{C,MIR} ; r_{i,2002:12}^D = r_{i,2003:01}^{D,MIR}$
- $\forall i=1...57 ; \forall t=2002:12...1993:09 :$

$$r_{i,t}^I = \left(\frac{r_{i,t}^{I,RIR}}{r_{i,t+1}^{I,RIR}} \right) * r_{i,t+1}^I ; r_{i,t}^C = \left(\frac{r_{i,t}^{C,RIR}}{r_{i,t+1}^{C,RIR}} \right) * r_{i,t+1}^C ; r_{i,t}^D = \left(\frac{r_{i,t}^{D,RIR}}{r_{i,t+1}^{D,RIR}} \right) * r_{i,t+1}^D$$

$r_{i,t}^I$, $r_{i,t}^C$ et $r_{i,t}^D$ représentent le taux d'intérêt calculé pour la banque i , à la période t , pour les segments respectifs des crédits immobiliers (I), des crédits à la consommation (C) et des dépôts (D).

Tableau 1: Stationnarité des séries individuelles et agrégées (en niveau).

Séries agrégées		Séries individuelles : IMMO. et CONSO.			
Séries	t-stat (p-value)	Séries	t-stat (p-value)	Séries	t-stat (p-value)
IMMO.	-1,70 (0,8)	IMMO Bque 1	-2,03 (0,6)	CONSO Bque 1	-1,72 (0,7)
CONSO.	-1,50 (0,8)	IMMO Bque 2	-1,41 (0,9)	CONSO Bque 2	-1,96 (0,6)
DEPOTS	-1,58 (0,8)	IMMO Bque 3	-2,24 (0,5)	CONSO Bque 3	-2,48 (0,3)
BQUE. CENTRALE	-1,46 (0,8)	IMMO Bque 4	-1,17 (0,9)	CONSO Bque 4	-0,65 (1,0)
MARCHE MONETAIRE	-1,40 (0,9)	IMMO Bque 5	-1,52 (0,8)	CONSO Bque 5	-1,80 (0,7)
GOUV.	-1,79 (0,7)	IMMO Bque 6	-1,09 (0,9)	CONSO Bque 8	-2,67 (0,2)
		IMMO Bque 8	-3,09 (0,3)		

Séries individuelles : DEPOTS							
Séries	t-stat (p-value)	Séries	t-stat (p-value)	Séries	t-stat (p-value)	Séries	t-stat (p-value)
Bque 1	-1,81 (0,7)	Bque 8	-1,94 (0,6)	Bque 15	-1,69 (0,8)	Bque 22	0,65 (1,0)
Bque 2	-1,70 (0,9)	Bque 9	-1,97 (0,6)	Bque 16	-1,44 (0,8)	Bque 23	-1,37 (0,9)
Bque 3	-2,22 (0,5)	Bque 10	-0,63 (1,0)	Bque 17	-0,49 (1,0)	Bque 24	-1,85 (0,7)
Bque 4	-2,50 (0,3)	Bque 11	-1,03 (0,9)	Bque 18	-1,78 (0,7)	Bque 25	-1,74 (0,7)
Bque 5	-2,12 (0,5)	Bque 12	-1,41 (0,9)	Bque 19	0,38 (1,0)	Bque 26	-0,34 (1,0)
Bque 6	-2,01 (0,6)	Bque 13	1,03 (0,9)	Bque 20	-2,13 (0,5)	Bque 27	-1,97 (0,6)
Bque 7	2,20 (0,5)	Bque 14	-1,80 (0,7)	Bque 21	-2,40 (0,4)	Bque 28	-1,91 (0,6)

Note : lorsque la valeur de p est supérieure à 0,10, la série est présumée non-stationnaire.

Source : Calculs BCL (à partir du logiciel GRETL)

Tableau 2: Stationnarité des séries agrégées (en première différence).

Séries	t-stat
Δ IMMO.	-3,54
Δ CONSO	-5,16
Δ DEPOTS	-3,92
Δ BQUE. CENTRALE	-3,28
Δ MARCHE MONETAIRE	-3,01
Δ GOUV.	-3,93

Source : Calculs BCL (à partir du logiciel GRETL)

Annexe II : Analyse agrégée

Tableau 1 : Coefficients des régressions cointégratives pour les différents types de crédits

(voir tableau 3, §3.2.2.1, pour la formalisation des équations [1] à [12])

Séries	BQUE. CENTRALE – GOUV. [1] ; [5] ; [9]			BQUE. CENTRALE [2] ; [6] ; [10]		MARCHE MONETAIRE [3] ; [7] ; [11]		GOUV. [4] ; [8] ; [12]	
	β	γ	p-value	β	p-value	β	p-value	β	p-value
IMMO.	0,52	0,33	0,08	0,83	0,78	0,70	0,09	0,51	0,00
CONSO.	0,41	0,58	0,03	0,95	0,80	0,85	0,49	0,73	0,00
DEPOTS	0,91	0,09	0,02	1,17	0,22	0,99	0,06	0,61	0,07

Note : la p-value indique la probabilité correspondant à la présence d'une racine unitaire dans les résidus de la régression cointégrative.

Source : Calculs BCL (à partir du logiciel GRETL)

Tableau 2 : Degré de transmission des conditions de financement aux taux débiteurs et créditeurs

Séries	IMMO.	CONSO.	DEPOTS
BQUE. CENTRALE	1,00	0,51	0,48
MARCHE MONETAIRE	0,85	0,53	0,59
GOUV	0,19	-0,66	0,00

	Test de Wald $H_0 : \beta = 1$		
BQUE. CENTRALE	0,00	0,36	2,88
MARCHE MONETAIRE	0,68	0,60	2,27
GOUV	14,85	9,47	10,20

	p-value		
BQUE. CENTRALE	0,99	0,55	0,09
MARCHE MONETAIRE	0,41	0,44	0,13
GOUV	0,00	0,00	0,00

Source : Calculs BCL

Tableau 3 : Coefficients d'ajustement du modèle à correction d'erreurs pour les différents types de crédits (données en panel)

IMMO.	Coefficient d'ajustement	t-stat	p-value
BQUE. CENTRALE	-0,09	-2,98	0,00
MARCHE MONETAIRE	-0,13	-5,10	0,00
GOUV	-0,10	-3,33	0,00
CONSO.			
BQUE. CENTRALE	-0,03	-3,31	0,00
MARCHE MONETAIRE	-0,03	-3,43	0,00
GOUV	-0,03	-3,48	0,00
DEPOTS			
BQUE. CENTRALE	-0,14	-2,52	0,01
MARCHE MONETAIRE	-0,16	-3,52	0,00
GOUV	-0,12	-3,07	0,00

Source : Calculs BCL

Tableau 4 : Degré de transmission des conditions de financement et vitesse d'ajustement : les résultats de Kok-Sørensen et Werner

Crédits immobiliers

Country	DSUR	95% Confidence interval		ECM	
	Coefficient	Lower bound	Upper bound	Coefficient	p-value
AT	0,698	0,416	0,981	-0,19217	0,0008
BE	1,254	0,867	1,640	-0,10349	0,0113
DE	1,422	1,341	1,504	-0,23072	0,0002
ES	1,181	0,866	1,496	-0,06927	0,0002
FI	1,160	0,907	1,413	-0,09777	0,0114
FR	0,776	0,522	1,030	-0,07620	0,0006
IE	0,770	0,288	1,253	-0,09711	0,0534
IT	0,549	0,146	0,952	-0,12944	0,0103
NL	1,326	1,237	1,414	-0,19023	0,0001
PT	0,871	0,261	1,481	-0,12393	0,0234
Homogeneity test					
Chi-Squared		p-value		Chi-Squared	p-value
66,62		0,00		12,661	0,06

Crédits à la consommation

Country	DSUR	95% Confidence interval		ECM	
	Coefficient	Lower bound	Upper bound	Coefficient	p-value
AT	0,887	0,747	1,027	-0,32986	0,0000
BE	0,420	0,229	0,611	-0,05788	0,1442
DE	0,246	0,122	0,370	-0,17974	0,0027
ES	0,761	0,618	0,903	-0,52609	0,0000
FI	1,657	1,303	2,012	-0,21095	0,0003
FR	0,648	0,530	0,765	-0,13281	0,0011
PT	0,788	0,639	1,206	-0,39689	0,0008
Homogeneity test					
Chi-Squared		p-value		Chi-Squared	p-value
85,72		0,00		33,662	0,00

Dépôts à terme

Country	DSUR	95% Confidence interval		ECM	
	Coefficient	Lower bound	Upper bound	Coefficient	p-value
AT	0,512	0,437	0,588	-0,35459	0,0000
BE	0,926	0,884	0,967	-0,15272	0,1599
DE	0,916	0,725	1,106	-0,24633	0,0002
ES	0,917	0,826	1,007	-0,39599	0,0001
FI	0,350	-0,044	0,744	-0,05155	0,1618
FR	1,037	0,778	1,295	-0,23295	0,0000
IT	0,722	0,613	0,831	-0,08674	0,1917
NL	0,709	0,550	0,868	-0,15359	0,0756
PT	0,477	0,407	0,546	-0,21287	0,0078
Homogeneity test					
Chi-Squared		p-value		Chi-Squared	p-value
319,925		0,00		124,322	0,00

Source : Kok-Sørensen et Werner

Annexe III : Concentration de la place financière luxembourgeoise

Tableau 1 : Indice d'Herfindahl (H) et part de l'actif agrégé détenu par des institutions non-domestiques (A)

	DE	IT	NL	LU	ES	AT	IE	FR	PT	GR	BE	FI
H	1,7	2,4	2,4	3,2	5,2	5,6	5,6	6,0	10,4	11,3	20,7	24,2
A	5%	6%	11%	94%	9%	20%	61%	20%	25%	19%	25%	6%

Note: les chiffres sont ceux de 2005 pour l'indice d'Herfindahl et de 2003 pour le % d'actif détenu par des banques non-domestiques.

Source: BCE/Lombard

Annexe IV : Analyse individuelle : tests de cointégration

Tableau 1 : Coefficients des régressions cointégratives pour les différents types de crédits voir tableau 6, §3.4.2, pour la formalisation des équations [[13] à [24]]

IMMO.	BQUE. CENTRALE – GOUV. [13] ; [17] ; [21]			BQUE. CENTRALE [14] ; [18] ; [22]		MARCHÉ MONÉTAIRE [15] ; [19] ; [23]		GOUV. [16] ; [20] ; [24]	
	β	γ	p-value	β	p-value	β	p-value	β	p-value
Bque 1	0,51	0,25	0,01	0,75	0,63	0,61	0,04	0,43	0,00
Bque 2	0,51	0,59	0,52	1,05	0,68	0,96	0,36	0,76	0,13
Bque 3	0,63	0,33	0,01	0,93	0,43	0,74	0,03	0,55	0,00
Bque 4	0,60	0,58	0,01	1,13	0,31	1,00	0,02	0,79	0,00
Bque 5	0,61	0,37	0,02	0,98	0,47	0,82	0,06	0,54	0,03
Bque 6	0,42	0,26	0,01	0,66	0,47	0,55	0,05	0,41	0,00
Bque 8	0,37	0,45	0,04	0,79	0,45	0,71	0,11	0,58	0,00

CONSO.	BQUE. CENTRALE – GOUV. [13] ; [17] ; [21]			BQUE. CENTRALE [14] ; [18] ; [22]		MARCHE MONETAIRE [15] ; [19] ; [23]		GOUV. [16] ; [20] ; [24]	
	β	γ	p-value	β	p-value	β	p-value	β	p-value
	Bque 1	0,12	0,73	0,01	0,80	0,30	0,77	0,14	0,77
Bque 2	0,51	0,68	0,78	1,14	0,83	1,08	0,71	0,86	0,32
Bque 3	0,60	0,87	0,19	1,41	0,65	1,20	0,53	1,08	0,02
Bque 4	0,11	0,65	0,31	0,71	0,63	0,70	0,36	0,69	0,09
Bque 5	0,44	0,37	0,00	0,82	0,19	0,70	0,01	0,50	0,00
Bque 8	0,60	-0,24	0,05	0,38	0,14	0,21	0,21	-0,03	0,26

DEPOTS	MARCHE MONETAIRE – GOUV. [13] ; [17] ; [21]			BQUE. CENTRALE [14] ; [18] ; [22]		MARCHE MONETAIRE [15] ; [19] ; [23]		GOUV. [16] ; [20] ; [24]	
	β	γ	p-value	β	p-value	β	p-value	β	p-value
	Bque 1	0,84	-0,05	0,86	0,95	0,00	0,79	0,02	0,43
Bque 2	1,14	0,12	0,08	1,47	0,10	1,25	0,09	0,77	0,14
Bque 3	1,30	0,14	0,16	1,67	0,02	1,43	0,16	0,88	0,07
Bque 4	1,29	0,17	0,01	1,68	0,23	1,46	0,09	0,91	0,00
Bque 5	0,84	-0,09	0,00	0,94	0,01	0,74	0,00	0,34	0,08
Bque 6	0,66	0,06	0,05	0,90	0,11	0,71	0,02	0,43	0,01
Bque 7	1,41	-0,02	0,84	1,69	0,05	1,39	0,58	0,73	0,09
Bque 8	1,13	0,23	0,04	1,56	0,31	1,35	0,25	0,88	0,02
Bque 9	1,04	0,07	0,00	1,27	0,25	1,10	0,01	0,66	0,00
Bque 10	0,61	-0,01	0,42	0,75	0,30	0,60	0,19	0,34	0,47
Bque 11	0,67	0,12	0,14	0,95	0,29	0,79	0,14	0,51	0,08
Bque 12	0,86	0,02	0,00	1,05	0,01	0,87	0,00	0,50	0,25
Bque 13	0,97	0,18	0,11	1,08	0,02	1,06	0,14	0,80	0,32
Bque 14	1,29	0,15	0,02	1,68	0,22	1,43	0,04	0,89	0,05
Bque 15	1,11	0,31	0,01	1,66	0,40	1,41	0,59	0,97	0,10
Bque 16	0,69	-0,03	0,01	0,81	0,01	0,65	0,00	0,31	0,36
Bque 17	0,24	0,39	0,37	0,70	0,84	0,58	0,42	0,55	0,18
Bque 18	0,92	0,11	0,00	1,21	0,21	1,03	0,01	0,64	0,05
Bque 19	0,77	0,06	0,00	1,08	0,03	0,84	0,00	0,51	0,74
Bque 20	0,94	0,08	0,02	1,21	0,45	1,02	0,05	0,62	0,05
Bque 21	1,13	0,07	0,50	1,45	0,45	1,20	0,30	0,72	0,02
Bque 22	0,62	0,09	0,07	0,96	0,07	0,71	0,01	0,46	0,63
Bque 23	0,71	0,39	0,00	1,20	0,36	1,07	0,04	0,79	0,00
Bque 24	1,03	0,15	0,86	1,36	0,39	1,17	0,85	0,74	0,12
Bque 25	0,78	0,22	0,00	1,14	0,38	1,01	0,06	0,58	0,12
Bque 26	0,73	-0,02	0,05	0,92	0,09	0,71	0,01	0,39	0,28
Bque 27	0,61	-0,17	0,37	0,70	0,16	0,44	0,17	0,19	0,19
Bque 28	1,07	0,09	0,30	1,36	0,24	1,16	0,22	0,69	0,31

Source : Calculs BCL (à partir du logiciel GRETL)

Annexe V : Analyse sur base de variables qualitatives

Tableau 1 : Résultats pour les crédits immobiliers

Modèles de probabilité										
Logit					Probit					
Variable dépendante: MARGE SUR INTERETS					Variable dépendante: MARGE SUR INTERETS					
Variable	coefficient	Ecart-type	T stats	Pente	Variabes	coefficients	Ecart-types	T stats	Pentes	
const	-0,8473	0,2081	-4,0720		const	-0,5244	0,1257	-4,1730		
CREDIT	-2,2579	0,7818	-2,8880	-0,5412	CREDIT	-1,1730	0,3662	-3,2030	-0,4553	
H-B	-0,5232	0,3909	-1,3390	-0,1254	H-B	-0,3039	0,2282	-1,3320	-0,1180	
CAPITAL	-1,1750	0,6824	-1,7220	-0,2816	CAPITAL	-0,6275	0,3633	-1,7270	-0,2436	
TITRES	4,6092	0,8460	5,4480	1,1047	TITRES	2,6059	0,4115	6,3330	1,0115	
Moyenne de la variable MARGE = 0,569 Nombre de cas "correctement prédits" = 309 (80,7%) Pseudo-R ² de McFadden = 0,3337										
		Prédit					Prédit			
			0	1				0	1	
Réel	0	128	37		Réel	0	163	2		
	1	37	181			1	55	163		

Tableau 2 : Résultats pour les crédits à la consommation

Modèles de probabilité										
Logit (383 observations)					Probit (383 observations)					
Variable dépendante: MARGE SUR INTERETS					Variable dépendante: MARGE SUR INTERETS					
Variable	coefficient	Ecart-type	T stats	Pente	Variable	coefficient	Ecart-type	T stats	Pente	
const	-1,2559	0,1864	-6,7390		const	-0,7681	0,1076	-7,1390		
CREDIT	5,4871	0,7294	7,5230	0,9316	CREDIT	2,9346	0,2911	10,0840	0,9757	
H-B	0,6264	0,3374	1,8560	0,1064	H-B	0,3816	0,2000	1,9070	0,1269	
Moyenne de la variable MARGE = 0,569 Nombre de cas "correctement prédits" = 782 (85,1%) Pseudo-R ² de McFadden = 0,4948					Moyenne de la variable MARGE = 0,569 Nombre de cas "correctement prédits" = 782 (85,1%) Pseudo-R ² de McFadden = 0,4953					
		Prédit					Prédit			
			0	1				0	1	
Réel	0	163	2		Réel	0	163	2		
	1	55	163			1	55	163		

Tableau 3 : Résultats pour les dépôts

Modèles de probabilité

Logit (1 421 observations)

Variable dépendante: MARGE SUR INTERETS

Variable	coefficient	Ecart-type	T stats	Pente
const	0,1646	0,06430	2,5600	
TITRES	-0,4484	0,1152	-3,8930	-0,1121

Moyenne de la variable MARGE = 0,506

Nombre de cas "correctement prédits" = 782 (55,0%)

Pseudo-R² de McFadden = 0,0078

	Prédit	
	0	1
Réel	0	1
	255	447
	192	527

Probit (1 421 observations)

Variable dépendante: MARGE SUR INTERETS

Variable	coefficient	Ecart-type	T stats	Pente
const	0,1031	0,0402	2,5630	
TITRES	-0,2807	0,0720	-3,9020	-0,1119

Moyenne de la variable MARGE = 0,506

Nombre de cas "correctement prédits" = 782 (55,0%)

Pseudo-R² de McFadden = 0,0078

	Prédit	
	0	1
Réel	0	1
	255	447
	192	527

