

# Les banques et la transmission des effets des politiques monétaires non conventionnelles

Désiré Kanga

2 mai 2013

## Résumé

Cet article analyse les effets des politiques d'assouplissement conduites par la Banque Centrale Européenne (BCE) sur l'activité de crédit au sein de la zone euro en répondant à deux questions. La première identifie les facteurs de transmission de ces politiques tandis que la seconde aborde la problématique des conditions de crédit. Il ressort que les politiques d'assouplissement conduites par la BCE ont eu un impact significatif sur l'offre de crédit dans les pays analysés (Autriche, France et Italie). Toutefois, les effets ne sont pas homogènes d'un pays à l'autre et selon les catégories des banques analysées. Ces politiques ont occasionné des changements structurels dans la dynamique de croissance du crédit à court et à long terme. Par ailleurs, le capital, la liquidité et la taille des banques ont été des facteurs déterminants dans la transmission des politiques d'assouplissement. Selon les pays, ces facteurs ont joué à la fois un rôle d'amplification et d'atténuation des effets des politiques. En ce qui concerne les conditions de crédit, la baisse des taux d'intérêt s'est traduite par des baisses asymétriques des taux bancaires dans les pays de la zone euro. En marge de cette baisse relative des taux bancaires, on note également une baisse du niveau des taux dans la majorité des pays membres de la zone euro. Cet assouplissement apparent des conditions de crédit n'a toutefois pas suffi à stimuler la demande en raison d'une part de l'environnement macroéconomique défavorable et d'autre part du rationnement du crédit de la part des banques. Ces politiques ont néanmoins eu le mérite d'avoir atténué la baisse du crédit en permettant aux banques de réduire le rationnement qu'elles avaient entamé à partir du troisième trimestre 2007.

# 1 Introduction

L'objectif général de cet article est d'analyser les effets des politiques d'assouplissement conduites par la Banque Centrale Européenne (BCE) sur l'activité de crédit au sein de la zone euro. Au lendemain de la crise financière, la BCE, à l'instar des autres banques centrales, a entrepris des mesures visant à assouplir les conditions de crédit dans la zone euro. Ces mesures, qui sont qualifiées de "non-conventionnelles", sont de deux ordres : l'assouplissement quantitatif et l'assouplissement du crédit. L'assouplissement quantitatif, sous sa forme traditionnelle, se concentre sur la liquidité bancaire. En pratique, la Banque Centrale met à la disposition des banques secondaires un volume de réserves qu'elle a fixé (cas de la banque du Japon) ou procède à une allocation complète<sup>1</sup> lors des opérations d'*open-market* (cas de la BCE). Cette opération conduit à une expansion de la taille du bilan de la Banque Centrale sans en modifier sa "composition". A contrario, l'assouplissement du crédit, consiste à modifier la composition du bilan de la Banque Centrale en maintenant constante la base monétaire. Il s'agit donc d'une politique qualitative. Les politiques d'assouplissement sont caractérisées de prime abord par la nature de la transaction mais également par la qualité des intervenants.

Dans le cas de la zone euro, la BCE a entrepris à la fois une politique d'assouplissement quantitatif et qualitatif en complément à sa politique de baisse des taux. Le secteur bancaire a constitué la cible principale de la politique de la BCE compte tenu de son importance dans le financement de l'économie de la zone euro (LENZA et al. 2010). Dès Août 2007, la BCE a injecté, de façon exceptionnelle, de la liquidité dans le système bancaire (95 milliards €) et a affiché une volonté de mettre à la disposition du système bancaire une quantité illimitée de liquidité (FRIEDMAN et KUTTNER 2011). En septembre 2008, elle a conduit une opération spéciale de refinancement à plus long terme d'un montant de 120 milliards d'euros. En octobre 2008, elle a réduit la différence entre ses taux sur les facilités de dépôts et de prêts et sur ses opérations principales de refinancement de 50 points de base. En mai 2009, elle a modifié la procédure d'allocation de liquidité au cours de ses opérations d'*open-market* en passant d'une procédure au prorata à une procédure d'allocation complète à taux fixe. Elle a également prolongé la maturité de ses opérations en cours et élargi la gamme d'actifs éligibles à ses opérations.

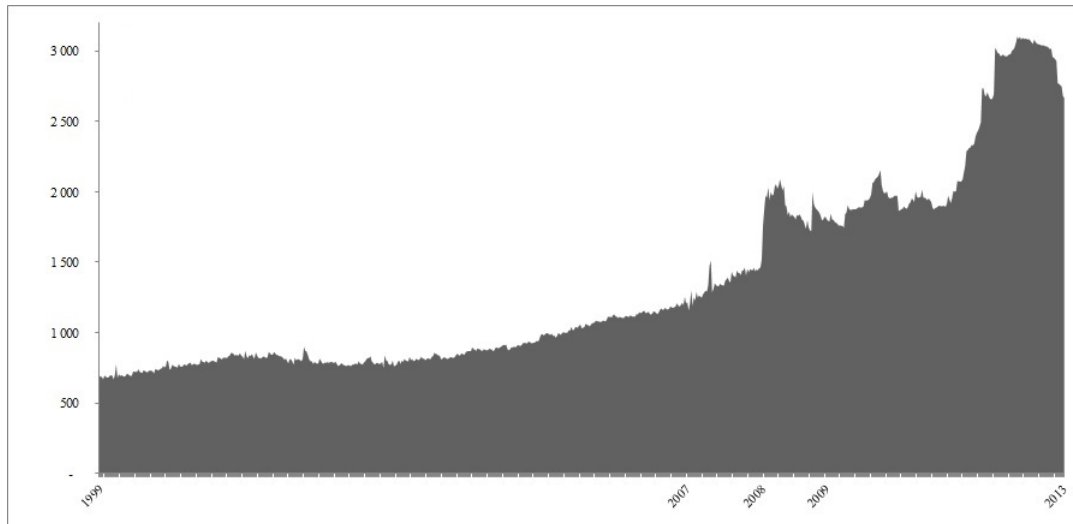
Les politiques d'assouplissement conduites par la BCE se sont traduites par une expansion de la taille de son bilan (figure 1). L'objectif visé par la BCE était d'apporter de la liquidité afin de restaurer le fonctionnement du marché interbancaire et de stimuler ainsi l'activité de crédit au sein de la zone euro. La littérature sur les effets de ces politiques montre, entre autres, qu'elles ont favorisé l'activité de crédit bancaire (PEERSMAN 2011). Ces politiques ont stimulé le crédit aux entreprises non-financières, le crédit à la consommation et à l'immobilier au sein de la zone euro (LENZA et al. 2010). Pour GAMBACORTA et MARQUES-IBANEZ (2011), elles ont limité la baisse du crédit bancaire à l'économie au cours de la crise. L'approvisionnement régulier du marché interbancaire en liquidité effectué par la BCE a assuré un bon fonctionnement de ce

---

1. L'allocation complète signifie que l'ensemble des soumissions sont servies à un taux fixe déterminé par la Banque Centrale.

dernier (FREIXAS et al. 2011) et a permis aux institutions financières monétaires d’octroyer plus de crédits (GIANNONE et al. 2012). Toutefois, les effets de ces politiques restent néanmoins de faibles ampleurs et transitoires (BOWMAN et al. 2011).

Graphique 1: Evolution du bilan de la BCE (milliards €)



Source : BCE 1998-2013

Cette littérature insiste, toutefois, rarement sur les facteurs d’amplification ou d’atténuation des effets de la politique monétaire notamment le rôle particulier des caractéristiques des banques dans la transmission de ces politiques. Pourtant, les banques ou les intermédiaires financiers ont toujours été considérés comme des vecteurs d’amplification des effets de politique monétaire (LEVIEUGE 2005).

Cet article examine le rôle des banques dans la transmission des politiques d’assouplissement au sein de la zone euro en s’articulant autour de deux questions centrales. La première étudie la croissance du crédit bancaire et ses déterminants au cours de la période de mise en œuvre des politiques d’assouplissement. L’idée principale est de mettre en évidence le rôle des caractéristiques des banques dans la transmission des effets des politiques d’assouplissement quantitatif. En effet, plusieurs études montrent que le capital, la liquidité, la taille (GAMBACORTA 2005 ; GAMBACORTA et MISTRULLI 2004 ; HOSONO 2006 ; KASHYAP et STEIN 2000 ; KISHAN et OPIELA 2000 ; LEVIEUGE 2005) et l’exposition au risque (ADRIAN et SHIN 2011 ; ALTUNBAS et al. 2009, 2010a,b ; BORIO et ZHU 2012 ; IOANNIDOU et al. 2009) des banques sont d’importants vecteurs de propagation des chocs de politique monétaire. Dans le cas particulier des politiques d’assouplissement, les banques peuvent décider de détenir plus de réserves excédentaires au détriment d’une extension de crédits. Ceci de peur de se retrouver dans une situation d’illiquidité surtout en raison de tensions potentielles pouvant exister sur le marché interbancaire en période de crise (FREIXAS et al. 2011). Dans la même logique que l’analyse de BOWMAN et al. (2011) conduite sur l’économie japonaise, cet article identifie les caractéristiques des banques à l’origine de la transmission des effets de la politique monétaire.

La seconde question est liée aux effets des politiques d’assouplissement sur les conditions de crédit. La conduite des politiques d’assouplissement a-t-elle affecté la transmission des effets de

politique monétaire par le taux d'intérêt ? Cette question permet d'examiner si les politiques d'assouplissement ont entraîné une baisse du coût du crédit et du refinancement des banques dans la zone euro. Le coût du crédit est mesuré par les taux débiteurs et celui du refinancement par les taux créditeurs. Nous examinons ainsi la dynamique d'ajustement des taux bancaires aux modifications du taux d'intérêt de la Banque Centrale en prenant en compte la taille du bilan de la banque centrale.

L'analyse des conditions de crédit est complémentaire à celle du volume (croissance) du crédit en ce sens qu'elle permet d'expliquer les résultats relatifs à l'offre de crédit. Plus particulièrement, si les conditions de crédit se sont améliorées et que la croissance de crédit est restée modérée, cela pourrait s'expliquer par les conditions macroéconomiques défavorables qui n'ont pas permis aux agents économiques de bénéficier des conditions favorables de crédit. Dans ce cas, l'insuffisance ou l'absence de la demande serait à l'origine de la croissance modérée du crédit. Par contre, une amélioration des conditions de crédit et une hausse du crédit permet de conclure que les agents non financiers ont profité des conditions de financement à moindre coût. Un tel résultat traduirait une efficacité des politiques.

La conduite de telles analyses dans le cadre d'une union monétaire, comme la zone euro, doit tenir compte des spécificités régionales en plus des caractéristiques des banques. En effet, il existe une littérature relativement abondante qui montre que la zone euro est très hétérogène<sup>2</sup>. L'hétérogénéité présente dans cette zone serait à l'origine des effets asymétriques de la politique monétaire commune et de chocs affectant l'Union (MOJON 2001). Par exemple, l'une des implications de l'hétérogénéité est la différence dans les délais d'ajustement des taux bancaires au sein de la zone euro. Ces délais sont influencés notamment par les caractéristiques du système bancaire des différents pays (concentration, concurrence, stabilité) et de certaines variables conjoncturelles (croissance du PIB, inflation, etc.)<sup>3</sup>. Au sein de la zone euro, les taux bancaires créditeurs s'ajustent lentement aux changements des conditions monétaires, tandis que la transmission de la politique monétaire aux taux débiteurs (crédit à l'immobilier et prêts aux entreprises non financières) est plus rapide. Ainsi, la prise en compte de ces spécificités géographiques (hétérogénéité) permet d'enrichir l'analyse des effets des politiques d'assouplissement quantitatif.

Cet article met l'accent sur deux types d'hétérogénéité. Il s'agit d'une part des spécificités individuelles des banques et d'autre part des spécificités régionales. Ainsi la réponse à la première question est basée sur les bilans non consolidés des banques exerçant dans la zone euro. Ce sont des micro-données issues de Bankscope sur la période 1999-2011 qui permettent de prendre en compte les deux types d'hétérogénéité. La seconde question utilise les taux bancaires mensuels de 12 pays membres de la zone euro et couvre la période janvier 2003-décembre 2012. Ces données permettent la prise en compte de l'hétérogénéité régionale.

Il ressort que les caractéristiques des banques constituent à la fois des facteurs d'amplifica-

---

2. Voir, par exemple, ARTUS et GRAVET 2012 ; EHRMANN et al. 2003 ; JONDEAU et SAHUC 2007 et ANGELONI et al. (2003) pour une revue.

3. Voir par exemple CARBO VALVERDE et RODRIGUEZ FERNANDEZ (2007) ; GROPP et al. (2007) ; SANDER et KLEIMEIER (2004) ; SORENSEN et WERNER (2006) pour plus de détails.

tion et d'atténuation des effets des politiques d'assouplissement. La taille des banques a amplifié les effets de la politique de taux en Autriche, en Italie et au sein des petites banques à l'opposé de la France où l'on note des effets d'atténuation. La prise en compte du bilan de la Banque Centrale a tendance à réduire ces effets. À l'exception de la France, l'Autriche, l'Italie et des banques ayant une taille moyenne, le capital semble ne pas être un facteur amplificateur des effets de politique monétaire même lorsqu'on prend en compte la taille du bilan de la Banque Centrale. Cette prise en compte ne permet pas de mettre en évidence un effet amplificateur de la liquidité sur l'offre de crédit. Par contre, la baisse du taux d'intérêt a permis aux petites banques et les banques italiennes les plus liquides d'accroître leur offre de crédit. En dehors de ces deux pays, les banques autrichiennes, allemandes et les banques de taille moyenne de la zone euro les plus liquides ont plutôt réduit leur offre de crédit à mesure que le taux d'intérêt baissait lorsque l'on ne prend pas en compte la taille du bilan de la Banque Centrale.

En ce qui concerne les conditions de crédit, la baisse des taux d'intérêt s'est traduite par la baisse asymétrique des taux bancaires avec des modifications dans le temps. Les politiques d'assouplissement ont modifié la transmission des effets de la politique monétaire par le taux d'intérêt en mettant en évidence des ruptures. Ces différentes ruptures permettent de conclure dans la plupart des pays de la zone euro à une baisse en niveau des taux d'intérêt. Cette baisse en niveau conjuguée à la baisse relative due à la baisse du taux d'intérêt traduit une amélioration des conditions de financement des banques et des agents économiques dans la plupart des pays de la zone euro. Toutefois, cet effet est relativement moins précis dans certains pays fortement affectés par la crise de la dette souveraine comme la Grèce, le Portugal, l'Irlande et quelque peu l'Italie. Même si les effets sont moins précis au sein de ces pays, il convient de noter que de façon générale, l'amélioration relative des conditions de crédit n'a pas suffi à faire croître la demande et l'offre de crédit au sein de la zone euro probablement en raison de la conjoncture.

La suite de l'article est organisée comme suit. La section 2 décrit les méthodologies permettant de répondre aux deux questions ainsi que les données. Elle décrit également la façon dont sont prises en compte les différentes formes d'hétérogénéité. Les sections 3 et 4 donnent respectivement les résultats relatifs aux première et seconde questions que soulève cet article. La conclusion fait la synthèse des principaux résultats.

## 2 Méthodologie et données

La mise en évidence du canal bancaire dans la transmission monétaire est une thématique qui a été largement abordée dans la littérature empirique. Les approches permettant de montrer l'existence de ce canal peuvent être classées en deux catégories : l'analyse en coupe transversale et l'analyse sur données de panel. La première approche a été fortement utilisée avant le début des années 2000 tandis que la seconde a connu du succès suite à la constitution des micro-données sur des périodes relativement longues et au travail pionnier de KASHYAP et STEIN (2000), en tout cas, pour ce qui concerne l'économie américaine. L'utilisation des micro-données présente l'avantage de surmonter, en partie, un problème d'identification des effets d'offre et de

demande. De nombreuses études s’inscrivant dans cette dynamique ont porté sur les économies américaine (ex. DEN HAAN et al. 2007 ; KASHYAP et STEIN 2000 ; KISHAN et OPIELA 2000), japonaise (ex. BOWMAN et al. 2011 ; HOSONO 2006) et européenne (ex. EHRMANN et al. 2003 ; FAVERO et al. 1999 ; GAMBACORTA 2005, 2009 ; GAMBACORTA et al. 2012 ; GAMBACORTA et MARQUES-IBANEZ 2011 ; GAMBACORTA et MISTRULLI 2004). L’un des avantages de l’usage de cette approche est la mise en évidence de l’hétérogénéité dans les fonctions de réponse. Par exemple, il est possible de distinguer les effets et implications de la politique monétaire selon les différentes catégories de banques suivant la taille, la liquidité, etc.

Afin de bénéficier des avantages offerts par l’usage des micro-données dans la prise en compte de l’hétérogénéité, notre analyse utilise les bilans non consolidés des banques exerçant dans les pays membres de la zone euro sur la période 1999-2011 (Bankscope) et des données complémentaires provenant de la BCE.

La suite de cette section est organisée en six sous-sections. La première (sous-section 2.1) examine les hypothèses à tester et la seconde présente (sous-section 2.2) la spécification économétrique. La troisième présente les tests en rapport avec les changements de structure (sous-section 2.3). Les deux sous-sections 2.4 et 2.5 discutent respectivement de la prise en compte de l’hétérogénéité et de l’analyse des conditions de crédit. Nous décrivons les données issues de Bankscope qui permettent l’analyse de la croissance du crédit à la sous-section 2.6.

## 2.1 Hypothèses

D’après la littérature, le volume global du crédit baisse considérablement au niveau des banques les moins liquides suite à une contraction monétaire en comparaison aux banques les plus liquides. Cette logique est à l’origine de la première hypothèse qui sera testée dans cette analyse :

$$\frac{\partial^2 L_{it}}{\partial B_{it} \partial M_t} < 0 \quad (1)$$

où  $L_{it}$ ,  $B_{it}$  et  $M_t$  désignent respectivement le volume de crédit pour chaque banque, la position de liquidité de chaque banque et l’instrument de politique monétaire. Cette hypothèse prend en compte la dimension temporelle et individuelle des données et peut être interprétée de deux façons selon le sens de lecture (KASHYAP et STEIN 2000). D’une part si l’on considère, la sensibilité des prêts à la liquidité bancaire ( $\partial L_{it}/\partial B_{it}$ ), cette hypothèse indique qu’en période de contraction monétaire, la contrainte de liquidité est amplifiée et donc les banques réduisent le volume de crédit. D’autre part, si l’on analyse la sensibilité du volume de crédit à la politique monétaire ( $\partial L_{it}/\partial M_t$ ), elle indique que cette sensibilité est renforcée par la taille du bilan de la banque.

L’hypothèse (1) est, en général, vérifiée pour les petites banques mais pas les grandes (ex. KASHYAP et al. 1993). De ce fait, la taille de la banque ( $A_{it}$ ) joue un rôle déterminant dans le comportement de crédit. Nous formulons ainsi l’hypothèse (2) tout comme KASHYAP et STEIN (2000) et HOSONO (2006). Tandis que les petites banques sont fortement contraintes par la politique monétaire, les grandes banques peuvent surmonter facilement cette contrainte

en recourant à d'autres types de financement, à moindre coût, en raison de leur réputation ou leur facilité à diversifier leur risque. C'est la raison fondamentale pour laquelle, HOSONO (2006) associe cette hypothèse à un problème d'information.

$$\frac{\partial^2 L_{it}}{\partial A_{it} \partial M_t} > 0 \quad (2)$$

Outre ces différents déterminants, une autre littérature suggère que le capital bancaire ( $E_{it}$ ) peut également être une contrainte à l'activité de crédit. Selon cette littérature, les banques les mieux capitalisées devraient avoir une réaction d'une faible ampleur aux différentes politiques monétaires (ex. KISHAN et OPIELA 2000 ; LEVIEUGE 2005). Ainsi, le capital est utilisé comme instrument pour surmonter le problème d'asymétrie informationnelle puisqu'elle dispose d'une marge de manœuvre. Les banques les mieux capitalisées peuvent donc accroître plus facilement le volume de crédit : l'hypothèse (3) aura un signe positif. Toutefois, si la réglementation bancaire impose un niveau minimum de capital, elle pourrait empêcher les banques les moins capitalisées d'accroître le volume de crédit même en période d'expansion monétaire (HOSONO 2006) : ce qui se traduit par un signe négatif de l'hypothèse (3). Il existe ainsi une indétermination sur le signe de cette hypothèse.

$$\frac{\partial^2 L_{it}}{\partial E_{it} \partial M_t} < 0 \quad (3)$$

## 2.2 Spécification de la fonction d'offre de crédit des banques

La spécification économétrique est proche de celle présentée par GAMBACORTA et MARQUES-IBANEZ (2011) modifiée pour considérer l'indicateur d'assouplissement quantitatif comme une variable de politique. Sa formulation tient explicitement compte des effets de la crise dans la transmission de la politique monétaire. La forme générale de la spécification économétrique est donnée par l'équation (4). Elle intègre des termes d'interaction définis comme le produit entre la politique monétaire et les caractéristiques des banques.

$$l_{i,j,t} = \mu_i + \rho_j + \theta_t + (\alpha + \alpha^* D)l_{i,j,t-1} + (\beta + \beta^* D)X_{i,t-1} + (\delta + \delta^* D)m_{t-1} + (\gamma + \gamma^* D)m_{t-1}X_{i,t-1} + \lambda X_{j,t-1} + \varepsilon_{i,j,t} \quad (4)$$

où  $\Delta \log(L_{i,j,t}) = l_{i,j,t}$  est le taux de croissance du crédit,  $i = 1, \dots, N$  et  $t = 1, \dots, T$ .  $N$  désigne le nombre de banques,  $T$  la dimension temporelle des données (nombre d'années) et  $m_{t-1}$  l'indicateur de politique monétaire.  $D = \mathbf{1}_{\{t \geq 2008\}}$  est la variable indicatrice qui indique la période de crise ou de façon équivalente celle de mise en œuvre de la politique d'assouplissement quantitatif<sup>4</sup>,  $X_{i,j,t-1}$  un ensemble de caractéristiques de la banque  $i$  à la date  $t-1$  et  $X_{j,t-1}$  le vecteur des caractéristiques du pays  $j$  ( $j = 1, \dots, J$ ) dans lequel opère la banque  $i$  à la date  $t-1$ .  $\mu_i$ ,  $\rho_j$  et  $\theta_t$  sont respectivement les effets fixes individus, pays et temporels.  $\alpha$ ,  $\alpha^*$ ,  $\beta$ ,  $\beta^*$ ,

4. La crise a débuté à l'été 2007. Nous supposons que cette dernière est plus perceptible dans le bilan des banques qu'à partir de 2008 à défaut de disposer de données infra-annuelle. Nous utiliserons de façon alternative "crise" ou "mise en œuvre de la politique d'assouplissement quantitatif" pour faire référence à cette indicatrice.

$\delta, \delta^*, \gamma, \gamma^*$  et  $\lambda$  sont les (vecteurs de) paramètres à estimer.

## 2.3 Test de présence de changement structurel

Outre les hypothèses formulées à la sous-section 2.1, la spécification économétrique permet de vérifier s'il y a eu un changement structurel dans le comportement des banques au cours de la période de mise en œuvre des politiques d'assouplissement.

Ce changement structurel passe par un test de significativité des coefficients  $\beta^*, \gamma^*$  et  $\alpha^*$ . Le premier coefficient ( $\beta^*$ ) mesure les changements dus à la crise qui sont attribuables aux caractéristiques de la banque, comme par exemple le capital<sup>5</sup>. Pendant la crise, l'impact à court-terme sur l'offre de crédit d'une banque à la suite d'une modification de son capital à la date  $t - 1$  est donnée par  $\partial l_t / \partial Cap_{t-1} = \beta_{Cap} + \beta_{Cap}^*$  ( $\beta_{Cap}$  et  $\beta_{Cap}^*$  désignent respectivement les coefficients de la variable capital avant et pendant la crise). L'expression de long-terme est donnée par  $\partial l_t / \partial Cap_{t-1} = (\beta_{Cap} + \beta_{Cap}^*) / (1 - \alpha - \alpha^*)$ . Si aucun changement structurel n'est détecté au niveau de l'effet du capital sur la croissance de crédit ( $\beta_{Cap}^* = 0$ ) et dans la composante autorégressive ( $\alpha^* = 0$ ), les effets à court et long terme durant la crise sont équivalents aux effets avant la crise.

Les deux autres coefficients ( $\gamma^*$  et  $\alpha^*$ ) s'analysent de la même façon en se concentrant sur les variables auxquelles ils sont rattachés. Ainsi, les hypothèses de changement structurel à tester ont la forme générale :

$$H_0 : \zeta^* = 0 \quad \text{contre} \quad H_a : \zeta^* \neq 0 \quad (5)$$

où  $\zeta^*$  désigne  $\beta^*, \gamma^*$  ou  $\alpha^*$ .

## 2.4 Prise en compte de l'hétérogénéité régionale (pays)

Le modèle décrit à l'équation (4) intègre des effets fixes individuels (banques), temporels et des effets fixes liés au pays dans lequel les banques opèrent. La prise en compte des effets fixes pays permet d'inclure les spécificités institutionnelles des différents pays et les effets fixes temporels mesurent les modifications dans la croissance des prêts au fil des ans.

Si cette prise en compte est importante, elle demeure tout de même insuffisante pour tenir compte de l'hétérogénéité qui pourrait exister au sein de la zone euro et selon les catégories de banques. Par exemple, les effets fixes pays disparaissent dès que l'on s'intéresse à la variation de l'offre de crédits suite à la politique monétaire. Les résultats permettent ainsi d'obtenir des effets moyens sur toute la population. Pour pallier à cette insuffisance, nous adoptons une approche qui se décline en deux étapes comme suit.

La première étape consiste à estimer l'équation (4) sur tout l'échantillon pour obtenir les coefficients moyens pour la zone euro. Cette étape a été conduite sur trois sous-groupes constitués suivant les déciles du total du bilan des banques en 2006 en raison du caractère hétérogène

---

5. Nous utilisons cette variable pour rendre l'explication compréhensible sans perte de généralité.



de l'échantillon. Le premier est constitué des petites banques dont la taille du bilan est inférieure au 6<sup>e</sup> décile, les banques de taille moyenne ayant un bilan compris entre le 6<sup>e</sup> et le 9<sup>e</sup> décile et les plus grandes banques dont la taille du bilan est supérieure au 9<sup>e</sup> décile. Ensuite, dans une seconde étape, on procède à l'estimation de cette même équation pour quatre pays de la zone euro : Espagne, Allemagne, France et Autriche. Cette phase permet de tester l'égalité entre les coefficients estimés au niveau des pays et celui obtenu au niveau moyen. L'absence d'une hétérogénéité au sein de la zone euro se traduira par une égalité, au sens statistique, entre les coefficients estimés au niveau de ces deux étapes. Toutes les estimations sont faites par la méthode des moments généralisés (GMM).

## 2.5 Analyse des conditions de crédit des économies

Les politiques d'assouplissement quantitatif mises en œuvre au sein de la zone euro visaient à restaurer le fonctionnement du marché interbancaire. L'assouplissement des conditions de refinancement des banques, sur le marché interbancaire, devrait se traduire par un assouplissement des conditions de crédit à l'économie dans la zone euro. L'examen des conditions d'assouplissement du crédit sera conduit par la dynamique des taux d'intérêt.

De nombreuses études ont montré que, dans la zone euro, les banques n'ajustent pas leurs taux à la même vitesse encore moins dans les mêmes proportions suite à une modification du taux de référence (politique monétaire). Il existerait une rigidité des taux d'intérêt bancaires au sein de la zone. À la suite de SORENSEN et WERNER (2006), on examine la dynamique de six séries de taux d'intérêt dont quatre débiteurs (crédit à la consommation, crédit au logement, taux débiteurs sur les prêts d'au plus un an et ceux sur les prêts de plus d'un an) et deux créditeurs (dépôts de moins d'un an et d'une durée d'un an et plus).

L'approche méthodologique consiste tout d'abord à effectuer des tests de racine unitaire sur les différentes séries de taux d'intérêt. À ce sujet, nous mettons en œuvre les tests de MADDALA et WU (1999) ; PESARAN (2007), IM et al. (2003) et celui de CARRION-I-SILVESTRE et al. (2005). Le test de CARRION-I-SILVESTRE et al. (2005) à l'avantage de mettre en évidence plusieurs changements structurels dans les séries analysées.

La seconde étape consiste à rechercher une relation de cointégration entre chacun des taux bancaires et l'instrument de politique monétaire à la différence de SORENSEN et WERNER (2006) qui considèrent un taux de marché variable entre les différents pays de la zone euro. Le test de WESTERLUND (2006) sera utilisé afin d'évaluer l'existence de ces relations de cointégration. Le choix de WESTERLUND (2006) se justifie par la prise en compte de l'hétérogénéité individuelle d'une part et des ruptures dans l'estimation de la relation de cointégration. Afin de tenir compte de la rupture dans la relation de cointégration, la spécification générale du modèle est de la forme :

$$y_{it} = z_{it}\gamma_{ij} + x_{it}\beta_i + e_{it} \quad (6)$$

où  $y_{it}$  et  $x_{it}$  sont respectivement le taux d'intérêt bancaire et le taux Euribor à trois mois. Le

vecteur  $z_{it}$  permet de prendre en compte les ruptures dans la composante de la relation de cointégration. Dans cet article, on pose a priori que la relation de long-terme admet une constante individuelle comme composante déterministe.  $\gamma_{ij}$  et  $\beta_i$  sont des vecteurs de paramètres qui sont estimés soit par DOLS (*Dynamic OLS*) soit par FMOLS (*Fully Modified OLS*). L'indice  $j = 1, \dots, M_{i+1}$  est utilisé pour désigner les ruptures structurelles et  $M_i$  désigne le nombre maximal de ruptures localisées à des dates  $T_{i1}, \dots, T_{iM_i}$  dans chaque pays, de sorte à produire  $M_{i+1}$  régimes ( $T_{i0} = 0$  et  $T_{iM_{i+1}} = T$ ). À la suite du test de cointégration, la dynamique de long terme est estimée par la méthode DOLS pour chacun des pays analysés.

Les données utilisées couvrent un nombre maximal de 12 pays sur la période de janvier 2003 à décembre 2012. En raison de la disponibilité de données dans certains pays pour certains taux d'intérêt, le nombre de pays peut varier au cours de l'analyse de chacun des taux considérés.

## 2.6 Données (Bankscope)

Le tableau 1 fait une synthèse de quelques indicateurs utilisés dans le cadre de cet article et provenant de la base de données Bankscope. Les cinq pays considérés constituent environ 80% du PIB et de la population de la zone euro (2010). On note que le système bancaire de la zone euro est hétérogène à plusieurs niveaux.

Tableau 1: Données sur le secteur bancaire

	Nombre de banques	Crédit		Taille (mil. euro)		Liquidité		Capitalisation	
		Moy.	sd	Moy.	sd	Moy.	sd	Moy.	sd
Autriche	110	0,054	0,110	1649	4461	0,216	0,176	0,103	0,143
France	152	0,070	0,215	19088	105997	0,198	0,184	0,104	0,124
Allemagne	577	0,033	0,121	8019	34083	0,133	0,106	0,064	0,075
Italie	129	0,109	0,189	7800	23500	0,184	0,153	0,099	0,088
Espagne	43	0,127	0,165	24136	69040	0,112	0,129	0,087	0,124
Euro (Petites)	405	0,057	0,213	936	2051	0,167	0,169	0,129	0,179
Euro (Moyennes)	276	0,056	0,152	2700	6774	0,142	0,122	0,072	0,090
Euro (Grandes)	437	0,057	0,148	24238	80222	0,161	0,131	0,064	0,071

Bankscope : 1999-2011, nos calculs

La répartition des banques n'est pas homogène entre les pays membres. Il ressort que l'Allemagne et la France sont les deux pays ayant un nombre important de banques dans l'échantillon constitué et plus généralement dans la zone euro. Par exemple l'Allemagne et la France renfermaient en janvier 2013, environ 42% des institutions financières de la zone euro. Toutefois, la croissance de crédit reste modérée en Allemagne en comparaison aux autres pays de la zone euro inclus dans l'étude. Les banques semblent être très grandes en Espagne. Ceci montre que le système est fortement concentré en Espagne en comparaison à l'Allemagne et à l'Italie. L'examen de la liquidité montre que les banques espagnoles sont les moins pourvues. Le taux de croissance élevé du crédit pourrait être à l'origine de cette faiblesse du ratio d'actifs liquides dans le bilan des banques espagnoles. Outre l'Espagne et l'Allemagne, le niveau de

liquidité des banques est sensiblement le même entre les trois pays restant et au sein des catégories de banques de la zone euro.

### 3 Politiques d'assouplissement et croissance du crédit

Cette section a pour objectif d'expliquer la dynamique du crédit dans la zone euro afin de tenter d'isoler les effets imputables aux politiques d'assouplissement. Deux instruments de politique monétaire sont considérés. Les variations annuelles de l'Euribor à trois mois seront considérées pour analyser les effets de la politique de baisse des taux. Afin de tenir compte de la variation de la taille du bilan de la Banque Centrale, nous effectuons le produit entre la taille du bilan de la Banque Centrale et l'Euribor à trois mois. Cette dernière variable permet de prendre en compte les effets de l'accroissement de la taille du bilan de la Banque Centrale sur la variable de politique qui est le taux d'intérêt.

Les données sur la croissance de crédit montrent que l'ensemble des banques ont réduit leur offre de crédit de 2009 à 2011 en comparaison à 2007. La crise de 2007 a conduit les banques à réduire le crédit même en présence de la mise en œuvre des politiques d'assouplissement (tableau 8). Au cours de cette période, le système bancaire a été exposé à un niveau de risque beaucoup plus élevé (valeur du score Z de plus en plus croissant) en comparaison à 2007. Ce constat peut justifier la croissance des provisions sur pertes et prêts surtout en 2009 sauf en 2011 où on enregistre une baisse considérable. En outre, la proportion d'actifs liquides dans le bilan des banques a baissé par rapport à 2007 au sein des grandes banques. Par ailleurs, on ne note pas d'évolution significative lorsqu'on considère les petites banques. A contrario, les grandes banques se sont recapitalisées au cours de cette période en comparaison à 2007. Ainsi, on note, que la capitalisation des banques a augmenté au cours de la période de mise en œuvre des politiques d'assouplissement. Toutefois, ce phénomène ne s'est pas traduit par un accroissement des actifs liquides détenus par les banques encore moins de l'offre de crédit. Il n'existe pas de phénomène particulier se rapportant à la crise de la dette souveraine de 2010 au sein de la zone euro.

Les estimations semblent montrer que les politiques d'assouplissement ont eu des effets significatifs sur la dynamique de la croissance de crédits notamment des changements structurels. Les résultats des estimations sont résumés dans les tableaux 4, 5, 6 et 7.

#### 3.1 Test de changements structurels dans l'offre de crédit

Selon GAMBACORTA et MARQUES-IBANEZ (2011), la crise financière de 2007 a affecté l'offre de crédit des banques. Cette crise a eu pour effet de modifier les relations de court-terme des facteurs de transmission des effets de la politique monétaire. Un effet similaire est observé tout au long de la période de mise en œuvre des politiques d'assouplissement quantitatif. Nous pouvons conclure, pour un niveau de risque maximal de 10%, à l'existence d'un changement structurel dans le comportement des banques à court terme et suivant leurs caractéristiques au cours de la période de mise en œuvre des politiques d'assouplissement quantitatif au sein de la

zone euro. Toutefois, cette modification dans le comportement des banques n'est pas uniforme entre les pays membres encore moins suivant les facteurs analysés. Par ailleurs, les résultats obtenus sont quelque peu sensibles à l'instrument de politique monétaire.

Les effets de court terme de l'offre de crédit sont modifiés au cours de cette période au niveau de la zone euro et de ses pays membres. Il ressort que le paramètre d'ajustement de court-terme de l'offre de crédit varie dans le temps et a été modifié au cours de la période de mise en œuvre des politiques d'assouplissement sauf en Allemagne. Ainsi, au cours de cette période, la réaction totale des banques est mesurée par le coefficient  $(\alpha + \alpha^*)$ . Lorsque ces effets de court-terme sont significatifs, ils restent globalement positifs (tableaux 5 et 7) en dépit des effets négatifs obtenus dans certains pays (Italie et Espagne). De façon générale, la mise en place des politiques d'assouplissement a permis aux petites et moyennes banques d'accroître leur offre de crédits par rapport à la période précédente. Ces effets varient entre 10 et 40% selon les pays analysés.

Ce changement structurel est également observé lorsque l'analyse porte sur le bilan des banques (taille), la liquidité (ratio d'actifs liquides sur total des actifs) et le capital (ratio fonds propres sur total des actifs). La taille des banques a été un facteur d'amplification de l'offre de crédit en Autriche, en Allemagne et en Italie alors qu'en France et en Espagne, on met en évidence un effet plutôt négatif. Au sein de la zone euro, les résultats montrent plutôt une dépendance vis-à-vis de l'instrument de politique utilisé pour l'estimation de la fonction d'offre de crédit. Les effets sont positifs pour les petites et grandes banques mais négatifs pour les banques de taille moyenne lorsque l'instrument de politique est l'Euribor. L'interaction entre l'Euribor et le bilan de la Banque Centrale produit globalement des effets non significatifs. A contrario, le capital a continué à contribuer à l'accroissement du crédit. Les effets imputables à la capitalisation sont opposés en Allemagne, en Autriche, en Italie (positif) et en France (négatif). Les effets de la capitalisation sont négatifs au sein de la zone euro. Toutefois, les effets globaux de la capitalisation sur l'offre de crédit sont positifs au sein des petites banques en comparaison aux autres catégories de banques dans la zone euro.

Quant à la liquidité, elle a constitué un facteur déterminant de l'offre de crédit au sein de la zone euro avec toutefois des effets contraires inattendus en Allemagne, en France et en Autriche. Au niveau de la zone Euro, des effets négatifs sont aussi observés au sein des banques de taille moyenne et des grandes banques. De façon générale, l'apport de liquidité de la BCE au cours de cette période a levé la contrainte de liquidité et a permis aux petites et moyennes banques d'accroître le crédit au sein de la zone euro tout comme en Autriche, en France et en Italie.

Des ruptures ont été enregistrées dans la dynamique de l'offre de crédit au cours de la période de mise en œuvre des politiques d'assouplissement. Les sections qui suivent permettent d'examiner plus en détail le rôle des caractéristiques des banques

## 3.2 Baisse des taux et croissance du crédit

De façon traditionnelle, le taux d'intérêt est l'instrument, par excellence, de la politique monétaire. Une baisse du taux d'intérêt devrait se traduire par un accroissement de l'offre de crédit même si les effets sont différenciés et amplifiés par certaines caractéristiques des banques. Le signe du coefficient  $\delta$  dans l'équation (4) serait négatif. Les résultats montrent que cette assertion n'est pas vérifiée dans tous les pays étudiés. Toutefois, la mise en œuvre des politiques d'assouplissement a permis de restaurer ce résultat ( $\delta^* < 0$ ) même si au sein de la zone euro, de façon globale, le résultat contraire est persistant. Les résultats sur toute la période d'analyse montrent que la baisse des taux d'intérêt a entraîné une hausse de l'offre de crédit en France et au sein des banques de taille moyenne de la zone euro. L'effet est soit contraire dans les autres pays soit non significatif. On pourrait, a priori, conclure que la baisse du taux d'intérêt n'a pas suffi à rassurer les banques. Ces dernières ont continué à réduire le crédit à mesure que le taux d'intérêt baissait ou sont restées insensibles à la politique de taux.

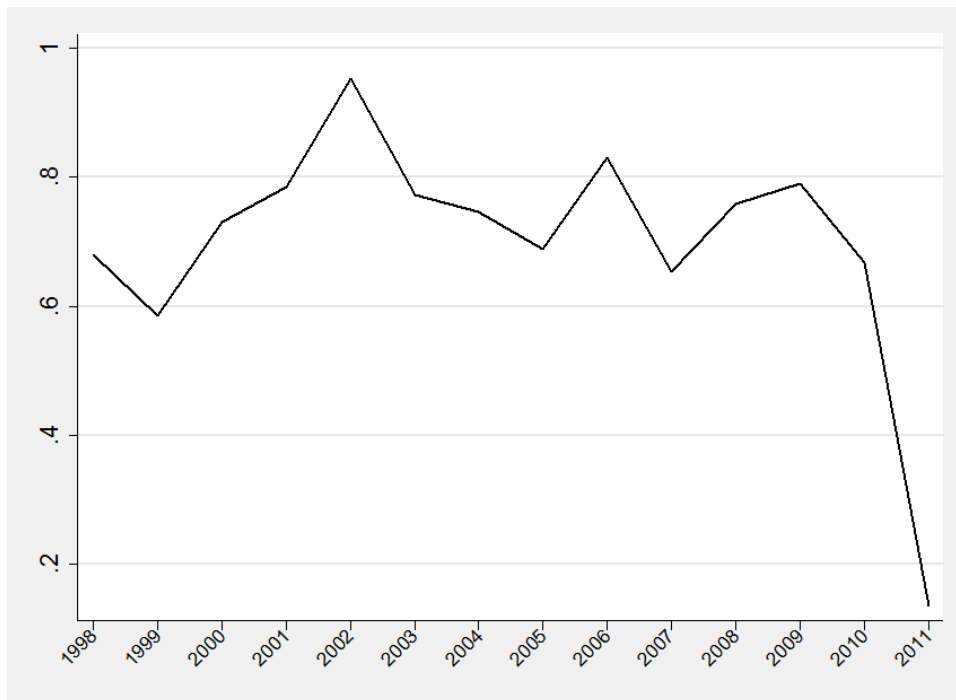
Au cours de la mise en œuvre des politiques d'assouplissement, la Banque Centrale a indirectement utilisé son bilan comme un instrument complémentaire à sa politique monétaire. En effet, dans la mesure où elle a procédé à l'achat d'actifs, elle a augmenté la taille de son bilan. L'objectif de la Banque Centrale était de restaurer le fonctionnement du marché interbancaire et relancer ainsi l'activité de crédit. Les estimations montrent que l'augmentation de la taille du bilan de la Banque Centrale couplée à la politique de baisse des taux d'intérêt produit des résultats globalement identiques à ceux du taux d'intérêt et les effets sont relativement de faibles ampleurs.

Ces résultats relatifs aux instruments de politique, bien que contre-intuitifs, restent conformes à la littérature. En effet, l'effet d'une politique des taux d'intérêt sur l'offre de crédit est très rarement direct mais transite par des caractéristiques des banques. Ces caractéristiques jouent un rôle d'amplification ou d'atténuation des effets de politique monétaire qui ne peuvent être appréhendés par le seul effet de l'instrument de la politique monétaire sur l'offre de crédit. Ces différents facteurs sont analysés au niveau des sous-sections 3.3, 3.4 et 3.5. Par ailleurs, ces résultats semblent être conformes aux constats de KRUGMAN (1998) et KOHN (2010) ainsi que des prédictions théoriques de BENMELECH et BERGMAN (2012). Tout semble fonctionner comme si les banques interprètent la baisse des taux ou l'accroissement de la taille du bilan de la Banque Centrale comme un signal négatif de l'état de l'économie véhiculé par la Banque Centrale. En effet, la variation du niveau des instruments de politique monétaire dépend des conditions macroéconomiques de la zone. Au cours de la période de baisse des taux d'intérêt et de l'accroissement de la taille du bilan de la Banque Centrale, l'économie de la zone euro était en récession. Les banques ont profité des politiques d'assouplissement pour assainir leurs bilans sans pour autant continuer à s'exposer d'avantage au risque par une extension de leurs lignes de crédits.

L'exposition moyenne des banques au risque de crédit s'est fortement réduite à partir de 2009 même si ce phénomène a timidement débuté en 2003 (graphique 2). Le ratio entre la provision pour pertes sur prêts et le total des prêts a enregistré une chute drastique entre 2010

et 2011. Par ailleurs, si une banque octroie un crédit à un taux très bas, sachant que la Banque Centrale pourrait revoir les taux à la hausse, elle s'expose à un risque d'intérêt qui affecterait ses résultats.

Graphique 2: Evolution de l'exposition moyenne au risque de crédit



Source : Bankscope 1998-2011, nos calculs.

### 3.3 Les effets controversés de la taille des banques

En règle générale, l'interaction entre la taille des banques et le taux d'intérêt semble affecter positivement la croissance du crédit bancaire en Italie, en Allemagne, en Autriche et des grandes banques de la zone euro. Ces résultats confirment le fait que les grandes banques peuvent surmonter facilement les effets "négatifs" d'une politique monétaire restrictive. Les grandes banques accroissent beaucoup plus rapidement leur offre de crédit à mesure que leur bilan augmente. Ces résultats sont conformes à ceux de HOSONO (2006).

Au cours de la période de mise en œuvre des politiques d'assouplissement, les effets de la baisse du taux d'intérêt sur la croissance du crédit semblent être amplifiés par la taille des banques ( $\gamma_{actif} + \gamma_{actif}^{*i} < 0$ )<sup>6</sup>. L'hypothèse (2) est de ce fait confirmée dans certains pays. La baisse des taux d'intérêt a permis aux banques en Autriche, en Italie et aux petites banques de la zone euro d'augmenter leur offre de crédit. Toutefois, les effets sont relativement très modestes (entre 0,016 et 0,05% en valeur absolue) comme le souligne BOWMAN et al. (2011). La prise en compte de la taille du bilan de la Banque Centrale réduit non seulement l'ampleur de ces effets mais les annule ou les inverse quelquefois. C'est le cas par exemple pour des petites et moyennes banques de la zone euro.

6. L'indication "i" au-dessus de  $\gamma$  désigne le taux d'intérêt. On utilisera une notation similaire "a" pour désigner l'effet d'interaction entre le bilan de la Banque Centrale et le taux d'intérêt.

À l’opposé des pays ci-dessus mentionnés, la baisse du taux d’intérêt s’est accompagné d’une baisse de l’offre de crédit en France ( $\gamma_{actif} + \gamma_{actif}^* > 0$ ) même lorsque l’on tient compte de la variation du bilan de la Banque Centrale. Aucun effet significatif n’est mis en évidence en Allemagne et en Espagne.

Les effets de la baisse des taux d’intérêt ne sont donc pas uniformes au sein de la zone euro lorsqu’ils sont examinés en tenant compte de la taille des banques. Lorsque les effets sont positifs comme c’est le cas en Autriche, en Italie et au sein des petites banques, la prise en compte du bilan de la Banque Centrale a plutôt tendance à les réduire. En France, les effets sont plutôt négatifs tandis qu’ils restent non significatifs en Allemagne et en Espagne. Les effets sont de faibles ampleurs auprès des petites banques.

### 3.4 L’apport du capital dans la dynamique du crédit

Le capital a été un facteur déterminant de l’offre de crédit avant la mise en œuvre des politiques d’assouplissement même si les effets sont opposés au sein de la zone euro. Ceci confirme l’ambivalence du signe de l’hypothèse (3). En période de restriction monétaire, les banques les mieux capitalisées augmentent leur offre de crédit dans les pays étudiés à l’exception de la France. Au sein de la zone euro, les banques de taille moyenne mieux capitalisées augmentent leur offre de crédit en période de restriction monétaire à la différence des grandes banques les mieux capitalisées.

Les constats ci-dessus restent vrais en France, en Autriche et quelque peu en Italie et dans la catégorie des banques de taille moyenne au cours de la période de mise en œuvre des politiques d’assouplissement. La baisse des taux d’intérêt a permis aux banques les mieux capitalisées d’accroître leur offre de crédit en Autriche à l’opposé de la France, de l’Italie et au sein des moyennes banques. L’effet négatif en Italie tient à la prise en compte de la taille du bilan de la Banque Centrale à l’opposé des moyennes banques.

À l’exception de la France, l’Autriche, l’Italie et des banques ayant une taille moyenne du bilan, le capital semble ne pas être un facteur amplificateur des effets de politique monétaire même lorsqu’on prend en compte la taille du bilan de la Banque Centrale. Le tableau 8 montre que le capital des banques de la zone euro a augmenté au cours de la période de mise en œuvre des politiques d’assouplissement. Cette forte capitalisation des banques n’a pas été suivie par une hausse du crédit. Par ailleurs, la hausse du ratio Tier 1 réglementaire en 2010 pourrait également inciter les banques à limiter leur offre de crédit (VAN DEN HEUVEL 2006). Ainsi, les résultats non significatifs du capital en tant qu’amplificateur des effets des politiques monétaires montrent que les banques ont profité des politiques d’assouplissement pour se recapitaliser sans augmenter d’avantage leur niveau de risque (accroissement de l’offre de crédit). Ceci peut être aussi interprété comme un signe de prudence de la part des banques surtout que l’économie de la zone euro était en récession.

### 3.5 Les politiques d'assouplissement et la contrainte de liquidité

Les actions entreprises par la BCE au cours de la crise visait à mettre de la liquidité à la disposition du système bancaire. La baisse du taux d'intérêt et la hausse de la taille du bilan de la Banque Centrale devraient se traduire par un assouplissement de la contrainte de liquidité et stimuler le crédit. Le terme d'interaction entre la liquidité et le taux d'intérêt est négatif sauf en Italie et en Espagne. Une restriction monétaire impose une contrainte de liquidité qui fait que les banques sont contraintes à réduire leur offre de crédit en adéquation avec l'hypothèse (1). Par contre en Italie et en Espagne, le système bancaire fonctionne comme si les banques disposaient d'une abondance de liquidité qui leur permet de poursuivre l'activité de crédit même en présence d'une politique monétaire restrictive.

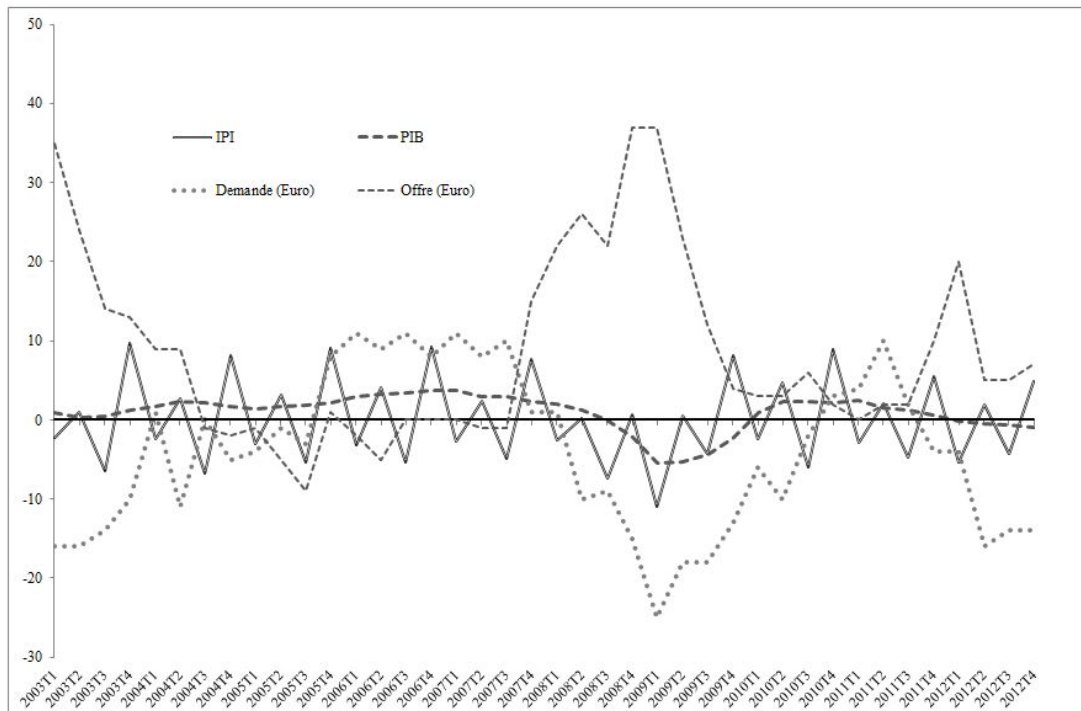
Au cours de la période de mise en œuvre des politiques d'assouplissement, la baisse des taux d'intérêt a permis aux petites banques les plus liquides d'accroître leur offre de crédit ( $\gamma_{liquid} + \gamma_{liquid}^{*i} < 0$ ). Ce résultat est conforme à un effet de taille. Il en est de même des banques italiennes. En dehors de ces deux cas, les banques autrichiennes, allemandes et les banques de taille moyenne de la zone euro les plus liquides ont plutôt réduit leur offre de crédit à mesure que le taux d'intérêt baissait ( $\gamma_{liquid} + \gamma_{liquid}^{*i} > 0$ ). Ces résultats ne restent valables que lorsque l'on ne prend pas en compte la taille du bilan de la Banque Centrale.

D'une façon générale, la prise en compte de la taille du bilan de la Banque Centrale ne permet pas de mettre en évidence un effet amplificateur de la liquidité sur l'offre de crédit au cours de la période de mise en œuvre des politiques d'assouplissement quantitatif. Au cours de cette période, la part d'actifs liquides dans le bilan des banques n'a cessé de baisser (tableau 8). Même si FREIXAS et al. (2011) montrent que la mise en œuvre des politiques d'assouplissement a permis au marché interbancaire de fonctionner correctement, il n'en demeure pas moins que les banques ont dû faire face à une part élevée d'actifs illiquides dans leurs bilans respectifs. L'injection de liquidité par la BCE n'a pas suffi à lever la contrainte de liquidité auxquelles faisaient face les banques pour stimuler le crédit.

L'analyse ci-dessus montre que les caractéristiques des banques constituent à la fois des facteurs d'amplification et d'atténuation des effets de politiques d'assouplissement. Plusieurs raisons peuvent être avancées pour justifier ces différents résultats. Au cours de la période de mise en œuvre des politiques d'assouplissement, les banques ont accru leur niveau en fonds propres certainement pour répondre aux contraintes imposées par Bâle III. Par ailleurs, l'achat des actifs par la Banque Centrale n'a pas systématiquement réduit la part d'actifs illiquides dans le bilan des banques. Un autre argument serait la situation économique des pays de la zone euro. Le graphique 3 montre que le taux de croissance du PIB et de celui de la production industrielle (IPI) ont été très faibles voire négatifs au sein de la zone euro. À partir de 2007, le PIB de la zone euro a entamé une baisse qui s'est poursuivie jusqu'en 2009. La reprise de 2010 a été de courte durée. Une croissance soutenue devrait inciter les entreprises à effectuer des demandes de crédit afin de faire face à leurs contraintes de trésorerie ou leurs dépenses d'investissement. L'environnement économique de la zone euro décrit par le graphique 3 pourrait justifier la baisse



Graphique 3: Evolution de la production industrielle et du PIB et des conditions de crédit (offre et demande)



BCE : 1999-2012

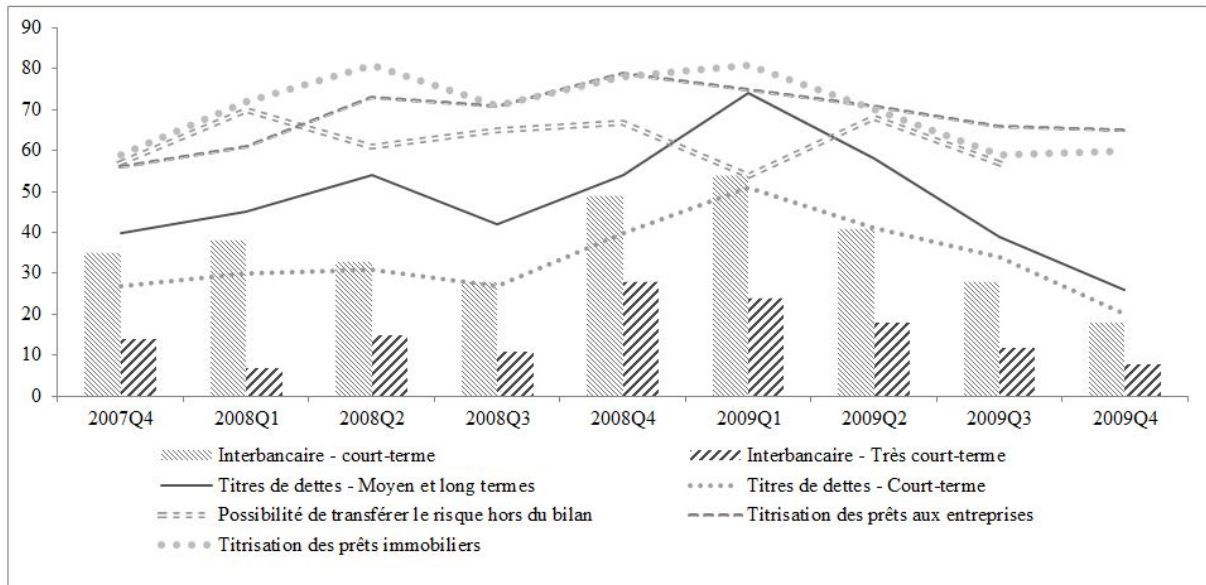
du crédit enregistrée même en présence des politiques d'assouplissement. En effet, l'indice de diffusion issu de l'enquête sur les conditions de crédit au sein de la zone euro montre une baisse de la demande globale de crédit dès le troisième trimestre 2007. En plus de cette baisse de la demande globale, les banques, dans leur majorité, ont durci les conditions de crédit dans la zone euro. La baisse du crédit pourrait donc provenir du rationnement de crédit de la part des banques et de l'environnement économique des pays de la zone euro. On démontre à la sous-section 4 que la baisse des taux de la Banque Centrale s'est traduite par une baisse des taux bancaires. Cette baisse des taux bancaires a certes assoupli quelque peu les conditions de crédit à partir du troisième trimestre 2009 mais elle n'a pas été suffisante de sorte à empêcher le rationnement du crédit au sein de la zone et inciter davantage la demande de crédit. La zone euro a été par ailleurs confrontée à la crise de la dette souveraine de 2010 qui a davantage dégradé la situation économique dans certains pays tels que la Grèce, l'Irlande et le Portugal.

## 4 Amélioration des conditions de crédit

La crise financière d'août 2007 a influencé les conditions de financement des banques et impacté leur capacité à octroyer des prêts. Les résultats de l'enquête sur le comportement d'offre de crédit des banques montrent que la crise a particulièrement limité la capacité des banques à transférer leur risque hors de leur bilan (figure 4). L'activité de titrisation a été fortement affectée par la crise surtout lorsqu'on examine la titrisation des prêts aux entreprises

et des prêts immobiliers. Les emprunts à très court-terme (moins d'une semaine) sur le marché interbancaire semblent par contre être moins affectés par la crise en comparaison aux emprunts à court-terme et les titres de dettes.

Graphique 4: Accès au financement des banques (Indice de diffusion)



Source : BCE 2007Q4-2009Q4, nos calculs.

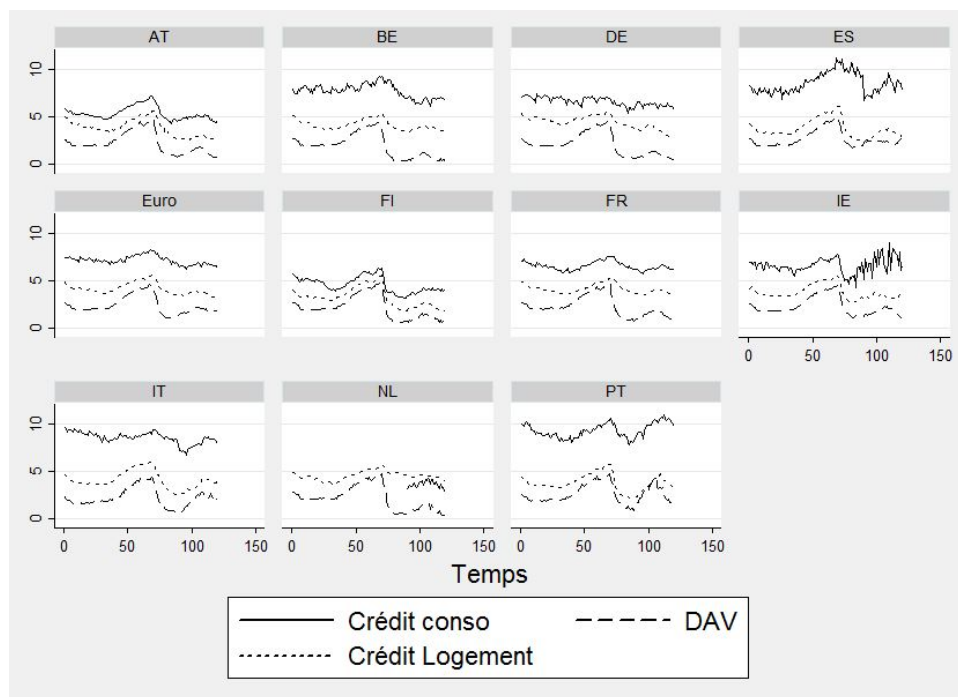
Suite à cette crise, la BCE a procédé à une baisse de ces taux d'intérêt qui devrait se traduire par un assouplissement des conditions de financement des banques et des agents économiques non-bancaires. Les pays de la zone euro ont enregistré des changements dans la dynamique de leurs taux débiteurs et créditeurs toutefois avec des différences relativement importantes. D'une façon générale, plusieurs modifications sont observées dans la dynamique des taux d'intérêt. La première modification notable est intervenue en 2005 ; ce qui ne peut être attribuable aux politiques d'assouplissement quantitatif. En fin 2005, la Banque Centrale a entrepris une hausse de ses taux directeurs, traduisant un durcissement des conditions de crédit. L'ajustement à la hausse des taux d'intérêt dans les différents pays s'est effectué entre février 2005 et février 2006. Outre cette première rupture, les autres modifications notables dans les taux d'intérêt bancaires se situent après 2007. Cette période correspond à la crise financière et à la mise en œuvre des politiques d'assouplissement. Ces différentes ruptures peuvent donc être attribuables soit à la crise soit aux politiques mises en œuvre pour y faire face ou de façon générale à une combinaison des deux facteurs.

Nous tenterons dans cette section d'analyser la dynamique des taux d'intérêt du système bancaire de chacun des pays-membres de la zone euro (sous-section 4.1) et d'étudier l'effet des politiques d'assouplissement sur ces taux (sous-section 4.2). La question centrale est de savoir si ces politiques ont porté atteinte à la transmission des effets d'une modification du taux d'intérêt.

## 4.1 Dynamique des taux créditeurs et débiteurs

Après la crise de 2007, les taux d'intérêt du secteur bancaire de la zone euro ont enregistré une dynamique globale a priori non linéaire (graphique 5). L'examen graphique permet de déceler trois mouvements des différents taux d'intérêt. Une première phase de croissance des taux d'intérêt suivie d'une chute (rupture) et ensuite d'une reprise (croissance) relativement timide. Si ces mouvements semblent décrire globalement la dynamique des taux d'intérêt de la plupart des pays (ex. Autriche, Belgique, Allemagne), il n'en demeure pas moins qu'il existe des disparités au sein de la zone euro. Ces disparités portent sur la date de la rupture. Toutefois ces disparités peuvent être difficilement mises en évidence par l'analyse graphique. La procédure de CARRION-I-SILVESTRE et al. (2005)<sup>7</sup> est appliquée sur chacun de ces taux d'intérêt afin d'analyser la dynamique qui les gouverne. Les résultats de ce test sont consignés dans le tableau 9. Dans cet article, nous choisissons a priori un modèle qui autorise une rupture en tendance et en niveau. Aucune discussion ne sera donc conduite sur la forme de la rupture. Une rupture identifiée peut être soit en niveau soit en tendance ou une combinaison des deux.

Graphique 5: Dynamique de la croissance de crédit au sein de la zone euro



Source : BCE 2003-2012, nos calculs

À l'exception des taux débiteurs de long terme du Portugal, l'ensemble des pays de la zone euro enregistrent des ruptures dans la dynamique de leur taux. La première rupture se situe autour de 2005. La fin de 2005 est marquée par le début d'une série d'accroissement des taux directeurs de la BCE traduisant un durcissement des conditions de crédit au sein de la zone euro. Nous ne discutons pas de ce cas particulier parce qu'il ne constitue pas l'objectif de cet

7. Voir l'annexe A.1 pour les modèles utilisés pour le test. La procédure complète du test est décrite dans CARRION-I-SILVESTRE et al. (2005). Nous tenons à remercier par ailleurs Josep Lluís Carrion-i-Silvestre pour avoir mis ses codes à notre disposition.

article.

Outre cette première rupture, la seconde intervient entre juin 2007 et février 2009. Dans la plupart des pays de la zone euro, elle intervient à partir de mai 2008. De mai à octobre 2008, le taux Euribor a enregistré ses valeurs les plus élevées sur la période allant de janvier 2003 à décembre 2012. En Octobre 2008, la BCE a entrepris des mesures de baisse de ses taux directeurs ainsi qu'une réduction de son corridor de taux afin d'assouplir les conditions de financement. Cette rupture enregistrée dans les taux d'intérêt bancaires a été suivie par une baisse des taux. Ces ruptures pourraient être, en partie, expliquées par les mesures annoncées par la BCE même si ces mesures ont quelquefois été postérieures aux ruptures comme par exemple en Belgique, en Espagne, en Finlande et en France.

Les mesures d'assouplissement de la BCE se sont traduites par une modification remarquable dans la dynamique des taux d'intérêt de court-terme dans la quasi-totalité des pays analysés. Ces nouvelles ruptures se situent entre décembre 2008 et janvier 2010 selon les pays. Certains pays ont enregistré une quatrième rupture autour de mai et juin 2011. En avril 2011, la BCE a relevé ses taux directeurs de 0,25% mais en novembre 2011, elle a encore procédé à la baisse de ses taux. Le taux de refinancement est fixé à 0,75% depuis juillet 2011.

En somme, la transmission des politiques monétaires de la BCE aux taux d'intérêt bancaires se fait suivant une dynamique hétérogène au sein de la zone euro. Le nombre de ruptures n'est pas identique au sein des pays membres pour une même série de taux et lorsqu'elles existent, elles n'interviennent pas à la même date. Bien que les pays-membres de la zone euro aient été affectés par la crise à la même date et nonobstant la politique monétaire, les modifications dans la dynamique des taux d'intérêt interviennent à des dates différentes. Toutefois, il existe une certaine homogénéité au sein de chaque série de taux lorsqu'on effectue une analyse au sein de chaque série de taux. Cette homogénéité est prononcée au niveau des taux débiteurs et créditeurs de court terme.

Les nombreuses ruptures ayant affecté la dynamique des taux d'intérêt bancaires au sein de la zone euro ont-elles porté atteinte au canal du taux d'intérêt au sein de la zone euro? Par ailleurs, la seconde rupture dans les taux bancaires de la plupart des pays coïncide avec le début de la mise en place des politiques d'assouplissement des conditions de crédit au sein de la zone euro. Pourrait-on attribuer les modifications de la dynamique des taux d'intérêt à ces politiques?

## 4.2 Dynamique des taux : crise *versus* politique monétaire

La question de la transmission des taux d'intérêt de référence aux taux bancaires ne peut trouver a priori une réponse à l'aide d'une analyse graphique. Toutefois, il semble que les conditions de crédit se sont plutôt assouplies au cours de la période de mise en œuvre des politiques (graphique 5). En effet, tous les taux d'intérêt se sont abaissés après la rupture. Cette situation traduit un allègement des conditions d'emprunt au sein de la zone euro. Cette baisse des taux se poursuit encore dans certains pays de la zone euro. Toutefois, il y a une légère hausse des taux d'intérêt aux alentours de 2011 et 2012 dans des pays tels que l'Autriche, la

Finlande et la France.

Afin de mieux répondre à la question relative à l'impact des politiques d'assouplissement de la BCE sur les conditions de crédit au sein de la zone euro, nous analysons les propriétés stochastiques des séries de taux d'intérêt. La procédure a consisté essentiellement à mettre en œuvre des tests de racine unitaire en complément au test de stationnarité de CARRION-I-SILVESTRE et al. (2005). Les tests de MADDALA et WU (1999), PESARAN (2007) et IM et al. (2003) ont été employés dans la gamme des tests de détection de la présence d'une racine unitaire dans les séries en panel<sup>8</sup>. Les résultats de ces tests sont consignés dans le tableau 2 et ceux du test de CARRION-I-SILVESTRE et al. (2005) peuvent être consultés dans le tableau 9.

En présence de rupture, la procédure de CARRION-I-SILVESTRE et al. (2005) rejettent au seuil de 5% l'hypothèse nulle de stationnarité. Les tests de présence de racine unitaire parviennent à la même conclusion tout en précisant l'existence d'une racine unitaire. Cela signifie que tout choc qui les affecte a tendance à être permanent et ne disparaît donc pas avec le temps comme dans un modèle auto-régressif (stationnaire). Les résultats (qui ne sont pas présentés) des tests permettent de conclure que les séries de taux sont intégrés du premier ordre. Cette propriété des taux d'intérêt permet d'examiner une éventuelle relation de long terme entre la politique monétaire et les taux d'intérêt en recherchant une relation de cointégration. Cette analyse est conduite en mettant en œuvre la procédure de WESTERLUND (2006)<sup>9</sup> qui présente l'avantage de tenir compte des ruptures multiples dans la relation de cointégration en supposant toutefois une stabilité du coefficient d'ajustement de long terme.

Tableau 2: Propriétés statistiques des séries de taux d'intérêt

	MW	CIPS	IPS
<i>p=3</i>			
Conso	0,565	0,242	-
Logement	0,847	0,745	0,418
DAV	0,825	0,281	0,071
Débiteur CT	0,931	0,321	0,521
Débiteur LT	0,865	0,434	0,101
DAT	0,917	0,003	-
<i>p=4</i>			
Conso	0,699	0,379	-
Logement	0,838	0,604	0,415
DAV	0,986	0,462	0,226
Débiteur CT	0,935	0,561	0,730
Débiteur LT	0,968	0,987	0,529
DAT	0,981	0,159	-

*Note* : les p-valeurs de ce tableau sont celles calculés à partir des tests de Maddala et Wu (1999) [MW], Pesaran (2007) [CIPS] et Im-Pesaran-Shin (2003) [IPS].

*Source* : BCE 2003-2012, nos calculs

Les relations de long-terme sont examinées en considérant à la fois le taux Euribor à 3 mois et une combinaison entre la taille du bilan de la Banque Centrale et le taux Euribor

8. Voir HURLIN et MIGNON (2005) pour une synthèse des tests de racine unitaire sur données de panel.

9. Nous remercions Joakim Westerlund pour avoir mis ses codes à notre disposition.

(effet d'interaction). Les résultats du test sont consignés dans le tableau 3. Les résultats des tests de cointégration diffèrent suivant la méthode d'estimation utilisée (DOLS ou FMOLS). Nous acceptons au seuil de 1% l'existence d'une relation de long-terme entre les taux d'intérêt bancaire et le taux Euribor ou son interaction avec la taille du bilan de la Banque Centrale lorsque la méthode retenue est celle du DOLS. En ce qui concerne la méthode du FMOLS, on rejette la présence d'une relation de cointégration entre le taux Euribor et son interaction avec le bilan de la Banque Centrale et le taux appliqué aux emprunts immobiliers. Des résultats contradictoires sont obtenus pour les taux débiteurs et créditeurs de court-terme lorsque la variable d'intérêt est l'interaction entre la taille du bilan de la Banque Centrale et la méthode d'estimation est la FMOLS.

Tableau 3: Test de cointégration de WESTERLUND (2006)

	Euribor		Euribor*Bilan	
	DOLS	FMOLS	DOLS	FMOLS
Débitteur CT	0.793	1.864	0.892	3.344
Débitteur LT	0.085	1.138	0.059	1.343
Conso	0.102	1.925	-0.479	2.206
Logement	1.189	3.311	1.153	3.467
DAV	-0.019	1.744	0.643	2.626
DAT	0.451	2.021	0.206	0.990

*Source* : BCE 2003-2012, nos calculs

Dans toute la suite, nous estimons une relation de cointégration à l'aide de la méthode du DOLS car celle-ci permet de conclure à l'existence d'une relation de long-terme entre les instruments de politique monétaire et les taux d'intérêt bancaires. Les tableaux 10 à 15 donnent les estimations des coefficients de long-terme entre les instruments de politique monétaire et les différents taux bancaires.

Le terme déterministe dans chacune des relations de long-terme entre le taux euribor et chacun des taux bancaires varie dans le temps. Sa valeur est de  $\hat{\mu}_0$  avant la première rupture et devient  $(\hat{\mu}_0 + \hat{\mu}_1)$  après la première rupture qui intervient à des dates différentes. Ainsi, la valeur de cette composante déterministe après  $k$  ruptures présente la forme générale  $(\sum_{i=0}^k \hat{\mu}_i)$  dans chacun des pays. Les dates de ruptures estimées par la procédure de WESTERLUND (2006) sont proches de celles estimées suivant l'approche de CARRION-I-SILVESTRE et al. (2005) à l'exception du taux débiteur de long-terme au Portugal.

La modification de la relation entre les taux bancaires et le taux Euribor dans le temps montre que la crise de 2007 ainsi que les politiques conduites par la BCE ont affecté la transmission des effets de politique monétaire. La variation dans le temps de la composante déterministe des taux bancaires permet de tester la modification à la hausse ou à la baisse de cette composante. Les estimations montrent que cette composante a été abaissée dans la majorité des pays de la zone euro avec toutefois des différences selon le taux bancaire. Le taux sur le crédit immobilier a été soit abaissé soit maintenu à son niveau antérieur. On ne note aucune hausse de ce dernier dans l'ensemble des pays analysés. A contrario, la Grèce et le Portugal ont accru leurs taux créditeurs de court-terme et le taux appliqué au crédit sur la consommation.

La France, l'Irlande, le Portugal et l'Italie ont également augmenté le niveau du taux créditeur de long-terme. Il en est de même pour l'Allemagne, l'Irlande, l'Italie, et le Portugal en ce qui concerne le taux appliqué aux prêts de plus d'un an et de la Grèce, l'Italie et la Slovénie pour les prêts de moins d'un an. En dehors de ces différents pays, les autres pays de la zone euro ont pour la plupart abaissé le niveau des taux bancaires.

Ces différences hausses et baisses susmentionnées indiquent un changement du niveau des taux bancaires en comparaison au niveau prévalant avant la mise en œuvre des politiques d'assouplissement. Les effets des politiques se mesurent également par l'ajustement des taux bancaires dans le long-terme. La baisse des taux débutée en octobre 2008 se traduit par une amélioration relative des conditions de crédit dans chacun des pays de la zone euro en raison du signe positif du coefficient d'ajustement de long-terme. Le taux sur le crédit à la consommation en Irlande fait exception à cette règle. En effet, l'ajustement de long-terme pour cette catégorie dans ce pays est négatif et significatif. Il reste tout de même très faible en amplitude (tableau 12).

Les valeurs différentes de l'ajustement dans le long terme montre une transmission asymétrique des effets de la politique monétaire au sein de la zone euro. Le coefficient d'ajustement de long-terme est plus élevé au niveau des taux créditeurs de court-terme (dépôts de moins d'un an, cf. tableau 14) et plus faible au niveau des taux appliqués au crédit à la consommation (tableau 12). Les taux créditeurs de court-terme sont plus sensibles à la politique monétaire en comparaison aux autres taux bancaires. Le fait que les dépôts constituent une source de financement bancaire pourrait constituer une source d'explication à cette sensibilité des taux créditeurs de court-terme. Néanmoins, l'ajustement des taux de référence aux taux créditeurs de court-terme est relativement faible en Espagne où une variation d'un point de pourcentage de l'euribor se traduit par une hausse de 0,166 points de pourcentage du taux créditeur de court terme (tableau 14). Cette valeur varie entre 0,416% (en Irlande) et 0,822% (en Belgique). Même si l'ajustement des taux reste faible pour les autres catégories de taux relativement aux taux créditeurs de court-terme, l'asymétrie dans l'ajustement reste toujours vraie. Par exemple, le coefficient d'ajustement de long-terme des taux débiteurs de court-terme est plus élevé en Autriche, en Belgique, en Allemagne, au Pays-Bas et en France où il est de l'ordre de 0,33 en comparaison au Portugal et à Slovénie où il est de 0,12. Les pays dans lesquels le coefficient est élevé répercutent plus fortement les modifications dans les taux de référence aux taux nationaux. Par exemple, une baisse d'un pourcent dans le taux Euribor se traduit dans le long-terme par une baisse de 0,334% du taux débiteur de court-terme aux Pays-Bas contre 0,118% en Slovénie. Dans le long-terme, il existe une rigidité à la baisse et à la hausse des taux débiteurs en Slovénie et au Portugal. Au niveau des taux débiteurs de long-terme (crédit de plus d'un an), il existe une rigidité à la hausse et à la baisse plus faible au Portugal, en Italie et en Allemagne relativement aux autres pays de la zone euro (tableau 11).

La prise en compte de la taille du bilan de la Banque Centrale modifie la transmission des effets de politique. D'une part, cette prise en compte affaiblit la transmission du taux de

référence aux taux bancaires<sup>10</sup> et d'autre part, elle réduit les variations dans la transmission des taux sans toutefois faire disparaître l'hétérogénéité existante au sein de la zone euro.

L'analyse des taux bancaires montre que la transmission des taux d'intérêt a été certes modifiée dans le temps mais elle est restée opérationnelle. En somme, la baisse des taux d'intérêt directeurs de la BCE s'est traduite par une baisse relative des taux bancaires dans chacun des pays-membres de la zone euro. Toutefois, cette baisse reste moins que proportionnelle à la baisse du taux de référence considéré. En marge de cette baisse relative, dans la plupart des pays, les niveaux des taux bancaires ont été abaissés au cours de la période de mise en œuvre des politiques d'assouplissement. Certains taux bancaires dans un ensemble de pays ont bénéficié d'une conjugaison d'une baisse relative et d'une baisse en niveau alors que d'autres ont profité uniquement de la baisse relative qui reste faible. Cette hausse du niveau des taux bancaires dans certains pays tels que la Grèce et le Portugal pourrait s'expliquer en partie par la crise de la dette souveraine intervenue entre 2009 et 2010. La crise de la dette dans la zone Euro est née des doutes sur la capacité de la Grèce à rembourser ses dettes ainsi que des intérêts de cette dette. L'éclatement de cette crise a quelque peu réduit les effets de la politique monétaire conduite par la BCE afin de limiter les effets de la crise de 2007 sur l'économie réelle. En effet, selon les arguments théoriques, la mise en place des politiques d'assouplissement quantitatif surtout l'achat des actifs devrait se traduire par une hausse des prix et une baisse de la rentabilité (*yield*) des actifs concernés. De façon générale, les pays de la zone euro ont vérifié cette attente théorique. En effet, l'indice synthétique de la rentabilité des obligations de référence (10 ans) de la zone euro a eu une tendance baissière même si elle était ponctuée de quelques irrégularités (graphique 6). Les politiques d'assouplissement ont conduit à la décroissance de la rentabilité des obligations de référence à un niveau agrégé. Toutefois, un examen de la dynamique de la rentabilité des pays membres permet de distinguer deux groupes de pays. D'une part, la rentabilité de ces obligations dans les pays tels que la Grèce, l'Irlande, le Portugal, l'Espagne et l'Italie a eu une trajectoire haussière jusqu'en 2012 ; date à laquelle nous notons une décroissance. D'autre part, les rentabilités de ses obligations semblent être moins affectées par la crise de la dette souveraine dans les pays tels que l'Allemagne, les Pays-Bas et la Finlande.

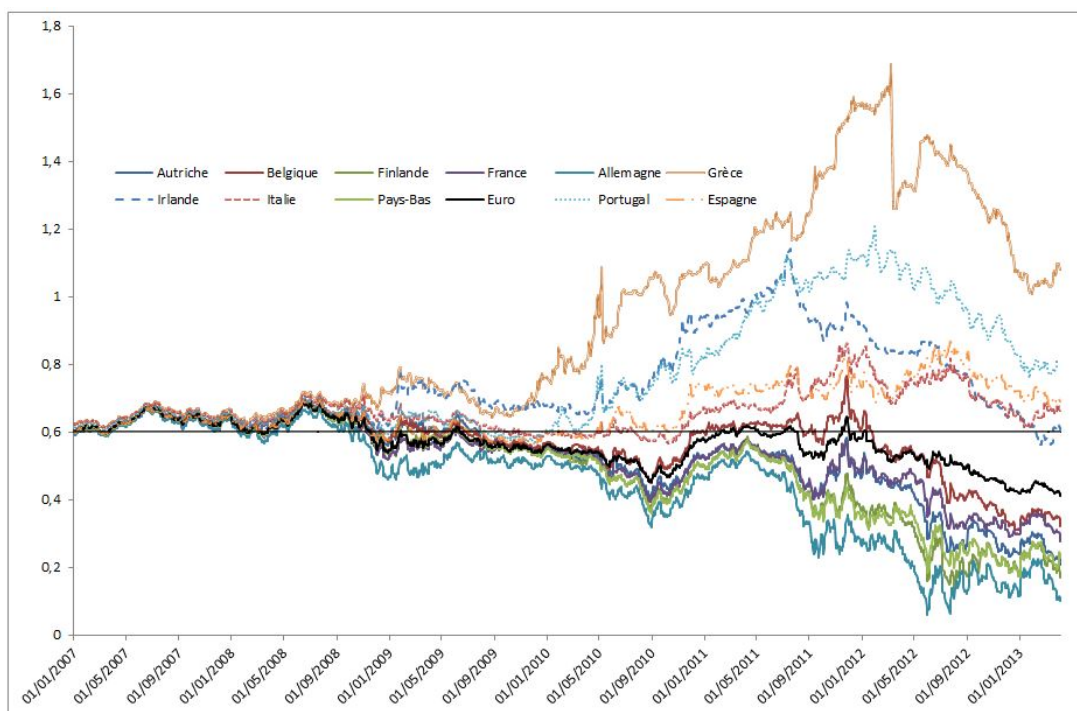
Une baisse de la rentabilité des obligations du gouvernement de référence traduit un assouplissement des conditions de financement des Etats. La hausse de ces rentabilités dans certains pays montre que la survenance de la crise de la dette a pénalisé certains pays de la zone en dépit de la mise en œuvre des politiques d'assouplissement de la Banque Centrale. La baisse de ces rentabilités autour de 2012 pourrait être attribuée aux mesures particulières prises pour résoudre la crise de la dette. À titre d'exemple, en mars 2012, la BCE a autorisé l'utilisation des titres de créance négociables émis ou garantis par la République grecque comme collatéraux au cours des opérations d'*open-market* sans critère minimal de notation.

---

10. Nous pensons que cela peut être dû à un problème d'échelle compte tenu de la taille du bilan de la Banque Centrale. Les estimations ont tout de même considéré les grandeurs en logarithme.



Graphique 6: Evolution de la (log-)rentabilité des obligations de référence (10 ans) dans la zone euro



Source : Datastream sur la période 01/01/2007-27/03/2013.

## 5 Conclusion

Cet article utilise des micro-données sur les banques pour analyser les effets des politiques d'assouplissement quantitatif sur l'offre de crédit au sein de la zone euro. En outre, il évalue l'effet de ces politiques sur les conditions de crédit au sein de la zone. Il apporte d'une part une attention particulière aux caractéristiques des banques qui amplifient ou atténuent les effets de politique monétaire et d'autre part, elle tient compte de l'hétérogénéité existante entre les pays de la zone euro.

Il ressort que les politiques d'assouplissement conduites par la BCE ont eu un impact significatif sur l'offre de crédit dans les pays analysés (Autriche, France et Italie). Ces politiques ont occasionné des changements structurels dans la dynamique de croissance du crédit à court et à long terme. Les effets ne sont pas homogènes d'un pays à l'autre et selon les catégories des banques analysées. La mise en œuvre des politiques d'assouplissement a permis aux petites et moyennes banques d'accroître leur offre de crédit par rapport à la période précédente. La taille des banques a été un effet d'amplification de l'offre de crédit en Autriche, en Allemagne et en Italie alors qu'en France et en Espagne, on met en évidence un effet plutôt négatif lorsque l'on ne prend pas en compte les instruments de politique monétaire. Lorsque la baisse des taux est examinée conjointement avec la taille des banques, il ressort que les effets sont positifs en Autriche, en Italie et au sein des petites banques. La prise en compte du bilan de la Banque Centrale a plutôt tendance à réduire ces effets. En France, les effets sont plutôt négatifs tandis qu'ils restent non significatifs en Allemagne et en Espagne. À l'exception de la

France, l'Autriche, l'Italie et des banques ayant une taille moyenne, le capital semble ne pas être un facteur amplificateur des effets de politique monétaire même lorsqu'on prend en compte la taille du bilan de la Banque Centrale. Par contre, la baisse du taux d'intérêt a permis aux petites banques de la zone euro et les banques italiennes les plus liquides d'accroître leur offre de crédit. En dehors de ces deux pays, les banques autrichiennes, allemandes et les banques de taille moyenne de la zone euro les plus liquides ont plutôt réduit leur offre de crédit à mesure que le taux d'intérêt baissait lorsque l'on ne prend pas en compte la taille du bilan de la Banque Centrale. La prise en compte de la taille du bilan de la Banque Centrale ne permet pas de mettre en évidence un effet amplificateur de la liquidité sur l'offre de crédit au cours de la période de mise en œuvre des politiques d'assouplissement quantitatif.

D'une façon générale, les caractéristiques des banques constituent à la fois des facteurs d'amplification et d'atténuation des effets de politiques d'assouplissement. Les banques ont accru leur niveau en fonds propres sans pour autant augmenter significativement le crédit à l'économie. Par ailleurs, elles ont été confrontées à un problème de liquidité malgré la quantité importante de liquidité injectée par la BCE en raison de la proportion croissante d'actifs illiquides dans leurs bilans. Les effets des politiques d'assouplissement sur l'offre de crédit sont relativement faibles voire inexistantes dans certains pays. Ceci est dû au fait qu'il y a eu non seulement une baisse de la demande dans un environnement macroéconomique défavorable mais aussi un rationnement du crédit de la part des banques.

On note l'existence d'un double effet au niveau des conditions de crédit. D'une part la politique de baisse des taux s'est traduite probablement par une amélioration relative des conditions du crédit du point de vue des taux d'intérêt. En effet, les banques ajustent, dans le long-terme, les taux bancaires dans le même sens que le taux de référence mais dans des proportions différentes. D'autre part, la transmission du taux de référence aux taux bancaires n'est pas homogène dans le temps et entre les différents pays. On note la présence de plusieurs ruptures dans le niveau des taux bancaires qui se sont produites essentiellement au cours de la période de mise en œuvre des politiques d'assouplissement. Ces différentes ruptures permettent de conclure dans la plupart des pays de la zone euro à une baisse en niveau des taux d'intérêt. Cette baisse en niveau conjuguée à la baisse relative due à la baisse du taux d'intérêt traduit une amélioration des conditions de financement des banques et des agents économiques dans la plupart des pays de la zone euro. Toutefois, cet effet est relativement moins précis dans certains pays fortement affectés par la crise de la dette souveraine comme la Grèce, le Portugal, l'Irlande et quelque peu l'Italie. Même si les effets sont moins précis au sein de ces pays, il convient de noter que de façon générale, l'amélioration relative des conditions de crédit n'a pas suffi à faire croître la demande et l'offre de crédit au sein de la zone euro probablement en raison de la conjoncture.

## Références

- ADRIAN, Tobias et Hyun Song SHIN (2011). “Chapter 12 - Financial Intermediaries and Monetary Economics”. *Handbook of Monetary Economics*. Sous la dir. de Benjamin M. FRIEDMAN et Michael WOODFORD. T. Volume 3. Elsevier, p. 1345–1438.
- ALTUNBAS, Yener, Leonardo GAMBACORTA et David MARQUES-IBANEZ (2009). “Securitisation and the bank lending channel”. *European Economic Review* 53.8, p. 996–1009.
- (2010a). “Bank risk and monetary policy”. *Journal of Financial Stability* 6.3, p. 121–129.
- (2010b). *Does monetary policy affect bank risk-taking?* Working Paper Series 1166. European Central Bank.
- ANGELONI, Ignazio, Anil K. KASHYAP et Benoît MOJON, éd. (2003). *Monetary Policy Transmission in the Euro Area: A Study by the Eurosystem Monetary Transmission Network*. Cambridge University Press.
- ARTUS, Patrick et Isabelle GRAVET (2012). *La crise de l’euro: Comprendre les causes - En sortir par de nouvelles institutions*. Armand Colin.
- BENMELECH, Efraim et Nittai K. BERGMAN (2012). “Credit Traps”. *American Economic Review* 102.6, p. 3004–32.
- BORIO, Claudio et Haibin ZHU (2012). “Capital regulation, risk-taking and monetary policy: A missing link in the transmission mechanism?” *Journal of Financial Stability* 8.4, p. 236–251.
- BOWMAN, David et al. (2011). *Quantitative Easing and Bank Lending: Evidence from Japan*. FRB: International Finance Discussion Papers 2011-1018.
- CARBO VALVERDE, Santiago et Francisco RODRIGUEZ FERNANDEZ (2007). “The determinants of bank margins in European banking”. *Journal of Banking & Finance* 31.7, p. 2043–2063.
- CARRION-I-SILVESTRE, Josep Lluís, Tomás DEL BARRIO-CASTRO et Enrique LÓPEZ-BAZO (2005). “Breaking the panels: An application to the GDP per capita”. *Econometrics Journal* 8.2, p. 159–175.
- DEN HAAN, Wouter J., Steven W. SUMNER et Guy M. YAMASHIRO (2007). “Bank loan portfolios and the monetary transmission mechanism”. *Journal of Monetary Economics* 54.3, p. 904–924.
- EHRMANN, M. et al. (2003). “14 - Financial systems and the role of banks in monetary policy transmission in the euro area”. *Monetary Policy Transmission in the Euro Area*. Sous la dir. d’Ignazio ANGELONI, Anil K. KASHYAP et Benoît MOJON. Cambridge University Press.
- FAVERO, Carlo A., Francesco GIAVAZZI et Luca FLABBI (1999). *The Transmission Mechanism of Monetary Policy in Europe: Evidence from Banks’ Balance Sheets*. Working Paper 7231. National Bureau of Economic Research.
- FREIXAS, Xavier, Antoine MARTIN et David SKEIE (2011). “Bank Liquidity, Interbank Markets, and Monetary Policy”. *Review of Financial Studies* 24.8, p. 2656–2692.
- FRIEDMAN, Benjamin M. et Kenneth N. KUTTNER (2011). “Chapter 24 - Implementation of Monetary Policy: How Do Central Banks Set Interest Rates?” *Handbook of Monetary*

- Economics*. Sous la dir. de Benjamin M. FRIEDMAN et Michael WOODFORD. T. Volume 3. Elsevier, p. 1345–1438.
- GAMBACORTA, Leonardo (2005). “Inside the bank lending channel”. *European Economic Review* 49.7, p. 1737–1759.
- (2009). “Monetary policy and the risk-taking channel”. *BIS Quarterly Review*.
- GAMBACORTA, Leonardo, Boris HOFMANN et Gert PEERSMAN (2012). *The Effectiveness of Unconventional Monetary Policy at the Zero Lower Bound: A Cross-Country Analysis*. BIS Working Paper 384. Bank for International Settlements.
- GAMBACORTA, Leonardo et David MARQUES-IBANEZ (2011). “The bank lending channel: lessons from the crisis”. *Economic Policy* 26.66, p. 135–182.
- GAMBACORTA, Leonardo et Paolo Emilio MISTRULLI (2004). “Does bank capital affect lending behavior?” *Journal of Financial Intermediation* 13.4, p. 436–457.
- GIANNONE, Domenico et al. (2012). “The ECB and the Interbank Market”. *Economic Journal* 122.564, F467–F486.
- GROPP, Reint, Christoffer Kok SORENSEN et Jung-Duk LICHTENBERGER (2007). *The dynamics of bank spreads and financial structure*. Working Paper Series 714. European Central Bank.
- HADRI, Kaddour et Yao RAO (2008). “Panel Stationarity Test with Structural Breaks”. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 70.2, p. 245–269.
- HOSONO, Kaoru (2006). “The transmission mechanism of monetary policy in Japan: Evidence from banks’ balance sheets”. *Journal of the Japanese and International Economies* 20.3, p. 380–405.
- HURLIN, Christophe et Valérie MIGNON (2005). “Une synthèse des tests de racine unitaire sur données de panel”. *Economie & prévision* 169-170-171.3, p. 253–294.
- IM, Kyung So, M. Hashem PESARAN et Yongcheol SHIN (2003). “Testing for unit roots in heterogeneous panels”. *Journal of Econometrics* 115.1, p. 53–74.
- IOANNIDOU, V., S. ONGENA et José-Luis PEYDRÓ (2009). “Monetary policy and subprime lending: a tall tale of low federal funds rates, hazardous loans and reduced loan spreads”. *European banking centre discussion paper* 2009-04S.
- JONDEAU, Eric et Jean-Guillaume SAHUC (2007). *Tests d’hétérogénéité au sein de la zone euro*. Working Paper 181. Banque de France.
- KASHYAP, Anil K. et Jeremy C. STEIN (2000). “What Do a Million Observations on Banks Say about the Transmission of Monetary Policy?” *American Economic Review* 90.3, p. 407–428.
- KASHYAP, Anil K., Jeremy C. STEIN et David W. WILCOX (1993). “Monetary Policy and Credit Conditions: Evidence from the Composition of External Finance”. *American Economic Review* 83.1, p. 78–98.
- KISHAN, Ruby P. et Timothy P. OPIELA (2000). “Bank Size, Bank Capital, and the Bank Lending Channel”. *Journal of Money, Credit and Banking* 32.1, p. 121–41.
- KOHN, Donald L. (2010). *Homework Assignments for Monetary Policymakers*. Speech. The Cornelson Distinguished Lecture at Davidson College, Davidson, North Carolina.

- KRUGMAN, Paul R. (1998). “It’s Baaack: Japan’s Slump and the Return of the Liquidity Trap”. *Brookings Papers on Economic Activity* 29.2, p. 137–206.
- LENZA, Michele, Huw PILL et Lucrezia REICHLIN (2010). “Monetary policy in exceptional times”. *Economic Policy* 25.62, p. 295–339.
- LEVIEUGE, Grégory (2005). “Les banques comme vecteurs et amplificateurs des chocs financiers: le canal du capital bancaire”. *Economie internationale* 104.4, p. 65–95.
- MADDALA, G. S. et Shaowen WU (1999). “A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test”. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 61.S1, p. 631–652.
- MOJON, Benoît (2001). “Structures financières et canal des taux d’intérêt de la politique monétaire dans la zone euro”. *Economie & Prévision* 147.1, p. 89–115.
- PEERSMAN, Gert (2011). *Macroeconomic Effects of Unconventional Monetary Policy in the Euro Area*. ECB Working Paper 1397. Francfort-sur-le-Main : European Central Bank.
- PESARAN, M. Hashem (2007). “A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence”. *Journal of Applied Econometrics* 22.2, p. 265–312.
- SANDER, Harald et Stefanie KLEIMEIER (2004). “Convergence in euro-zone retail banking? What interest rate pass-through tells us about monetary policy transmission, competition and integration”. *Journal of International Money and Finance* 23.3, p. 461–492.
- SORENSEN, Christoffer Kok et Thomas WERNER (2006). *Bank interest rate pass-through in the euro area: a cross country comparison*. Working Paper Series 580. European Central Bank.
- VAN DEN HEUVEL, Skander (2006). *The Bank Capital Channel of Monetary Policy*. 2006 Meeting Paper 512. Society for Economic Dynamics.
- WESTERLUND, Joakim (2006). “Testing for Panel Cointegration with Multiple Structural Breaks”. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 68.1, p. 101–132.

# A Annexe

## A.1 Procédure de CARRION-I-SILVESTRE et al. (2005)

La procédure de CARRION-I-SILVESTRE et al. (2005) permet d'effectuer un test de stationnarité sur des données en présence de ruptures multiples variables selon les individus analysés. Le modèle est basé sur une équation dont la forme générale est donnée par :

$$y_{i,t} = \alpha_i + \sum_{k=1}^{m_i} \theta_{i,k} DU_{i,k,t} + \beta_i t + \sum_{k=1}^{m_i} \gamma_{i,k} DT_{i,k,t}^* + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

où  $DT_{i,k,t}^* = (t - T_{b,k}^i) \mathbf{1}_{\{t \geq T_{b,k}^i\}}$ ,  $DU_{i,k,t} = \mathbf{1}_{\{t \geq T_{b,k}^i\}}$ .  $T_{b,k}$  est la date à laquelle intervient la  $k^e$  ( $k = 1, \dots, m_i$ ) rupture pour le pays  $i$ . Le nombre maximal de rupture est fixé à  $m_i$  dans chaque pays. Il a été fixé à 5 dans cet article.

Il peut découler quatre modèle de cette forme générale selon que l'on autorise uniquement une tendance déterministe décrite par un effet fixe individuel constant sans rupture (modèle 1), un modèle à fixe individuel avec des ruptures (modèle 2), une tendance sans rupture (modèle 3), une tendance avec des ruptures (modèle 4). Dans la mise en œuvre de cette procédure, nous supposons la forme générale du modèle qui autorise la présence d'effets spécifiques et une tendance ainsi que des ruptures. Toutefois, il existe une procédure présentée par HADRI et RAO (2008) qui permet d'effectuer une sélection du modèle avant de procéder au calcul de la statistique de test.

## A.2 Tableaux des estimations

Tableau 4: Résultats des estimations

	Autriche		France		Allemagne		Italie	
	Euribor	QE	Euribor	QE	Euribor	QE	Euribor	QE
Crédit	0.236*** (0.012)	0.234*** (0.011)	0.035*** (0.012)	0.036*** (0.012)	0.152*** (0.044)	0.151*** (0.044)	0.160*** (0.009)	0.156*** (0.009)
Credit*D	0.205*** (0.031)	0.223*** (0.029)	0.265*** (0.048)	0.261*** (0.047)	-0.083 (0.132)	-0.085 (0.131)	-0.068*** (0.010)	-0.058*** (0.010)
M	0.169*** (0.023)	0.012*** (0.002)	-0.077*** (0.015)	-0.005*** (0.001)	-0.018 (0.028)	-0.001 (0.002)	0.180*** (0.012)	0.011*** (0.001)
M*D	-0.066*** (0.005)	-0.005*** (0.000)	-0.088*** (0.009)	-0.006*** (0.001)	-0.008* (0.005)	-0.001 (0.000)	-0.037*** (0.004)	-0.003*** (0.000)
Actif	-0.034*** (0.013)	-0.022* (0.012)	0.014 (0.009)	0.012 (0.009)	-0.028 (0.029)	-0.025 (0.029)	-0.095*** (0.010)	-0.082*** (0.010)
Actif*D	0.052*** (0.014)	0.040*** (0.013)	-0.027*** (0.009)	-0.026*** (0.010)	0.066** (0.027)	0.063** (0.027)	0.101*** (0.011)	0.088*** (0.010)
Actif*M	0.042*** (0.014)	0.002** (0.001)	-0.017** (0.008)	-0.001* (0.001)	0.069*** (0.025)	0.005*** (0.002)	0.046*** (0.010)	0.002*** (0.001)
Actif*M*D	-0.059*** (0.014)	-0.003*** (0.001)	0.030*** (0.008)	0.002*** (0.001)	-0.068*** (0.025)	-0.005** (0.002)	-0.063*** (0.010)	-0.003*** (0.001)
Capital	-1.588*** (0.499)	-1.159** (0.475)	0.494** (0.223)	0.477** (0.228)	-8.036*** (2.795)	-7.674*** (2.816)	-0.793*** (0.111)	-0.666*** (0.106)
Capital*D	1.966*** (0.520)	1.529*** (0.495)	-0.731*** (0.233)	-0.716*** (0.237)	8.410*** (2.811)	8.043*** (2.834)	0.670*** (0.106)	0.528*** (0.100)
Capital*M	1.816*** (0.542)	0.098*** (0.037)	-0.337* (0.178)	-0.024* (0.013)	8.150*** (2.845)	0.564*** (0.209)	0.747*** (0.098)	0.045*** (0.006)
Capital*M*D	-2.058*** (0.548)	-0.116*** (0.038)	0.572*** (0.187)	0.040*** (0.014)	-8.215*** (2.842)	-0.569*** (0.208)	-0.727*** (0.109)	-0.039*** (0.007)
Liquidité	0.549*** (0.094)	0.701*** (0.102)	0.301*** (0.066)	0.313*** (0.067)	0.513** (0.244)	0.492* (0.257)	-0.257*** (0.066)	-0.231*** (0.065)
Liquidité*D	-0.298*** (0.090)	-0.448*** (0.096)	-0.164** (0.071)	-0.176** (0.072)	-0.516** (0.239)	-0.498** (0.250)	0.433*** (0.075)	0.410*** (0.074)
Liquidité*M	-0.189** (0.090)	-0.024*** (0.007)	-0.280*** (0.055)	-0.021*** (0.004)	-0.538** (0.221)	-0.038** (0.017)	0.159*** (0.058)	0.009** (0.004)
Liquidité*M*D	0.238*** (0.086)	0.026*** (0.007)	0.256*** (0.062)	0.020*** (0.005)	0.622** (0.246)	0.043** (0.019)	-0.202*** (0.063)	-0.012*** (0.004)
Croissance	-0.010*** (0.001)	-0.010*** (0.001)	-0.014*** (0.002)	-0.014*** (0.002)	-0.002*** (0.001)	-0.002** (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.001 (0.001)
Constant	-0.171*** (0.026)	-0.170*** (0.027)	0.153*** (0.032)	0.156*** (0.032)	-0.267** (0.122)	-0.265** (0.120)	-0.027 (0.025)	-0.026 (0.027)
Dummy Temps	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Dummy Pays	Non	Non	Non	Non	Non	Non	Non	Non
P-Value	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
P-value (AR1)	0.00362	0.00335	5.95e-06	5.90e-06	3.99e-10	5.08e-10	1.47e-05	1.62e-05
P-value (AR2)	0.631	0.592	0.401	0.406	0.685	0.598	0.518	0.527
P-Value (Hansen)	0.210	0.200	0.280	0.281	0.182	0.166	0.176	0.175
Nombre d'instruments	82	82	108	108	67	67	115	114
Nombre de banque	109	109	151	151	577	577	129	129
N	1057	1057	1502	1502	6574	6574	1282	1282

Standard errors in parentheses

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

QE : Interaction entre l'Euribor à 3 mois et le bilan de la Banque Centrale

Tableau 5: Estimation des coefficients de court-terme

	Autriche		France		Allemagne		Italie	
	Euribor	QE	Euribor	QE	Euribor	QE	Euribor	QE
Crédit	.4411*** (.0259)	.4563*** (.0249)	.2995*** (.0424)	.2968*** (.0421)	.0690 (.1091)	.0664 (.1086)	.0923*** (.0042)	.0980*** (.0044)
M	.1021*** (.0227)	.0077*** (.0016)	-.164*** (.0155)	-.011*** (.0010)	-.026 (.0265)	-.001 (.0018)	.1428*** (.0122)	.0078*** (.0008)
Actif	.0187*** (.0031)	.0184*** (.0033)	-.013*** (.0037)	-.013*** (.0037)	.0381** (.0160)	.0379** (.0158)	.0058** (.0028)	.0058* (.0030)
Actif*M	-.017*** (.0029)	-.001*** (.0002)	.0134*** (.0015)	.0009*** (.0001)	.0002 (.0034)	.0000 (.0002)	-.016*** (.0014)	-.000*** (.0000)
Capital	.3780*** (.0381)	.3706*** (.0383)	-.237*** (.0374)	-.238*** (.0374)	.3742** (.1853)	.3680** (.1851)	-.123** (.0505)	-.137** (.0541)
Capital*M	-.2423*** (.0247)	-.0172*** (.0017)	.23490*** (.0262)	.01619*** (.0018)	-.0650 (.0844)	-.0044 (.0058)	.01983 (.0270)	.00545*** (.0019)
Liquidité	.25115*** (.0336)	.25299*** (.0347)	.13708*** (.0281)	.13733*** (.0281)	-.0027 (.0794)	-.0058 (.0787)	.17569*** (.0271)	.17896*** (.0273)
Liquidité*M	.04884** (.0237)	.00254 (.0016)	-.0237 (.0196)	-.0015 (.0013)	.08461* (.0501)	.00492 (.0033)	-.0431** (.0182)	-.0030** (.0012)

Standard errors in parentheses

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

QE : Interaction entre l'Euribor à 3 mois et le bilan de la Banque Centrale

Tableau 6: Résultats des estimations (Espagne et zone euro)

	Espagne		Euro (Petites)		Euro (Moyennes)		Euro (Grandes)	
	Euribor	QE	Euribor	QE	Euribor	QE	Euribor	QE
Crédit	0.066*** (0.015)	0.062*** (0.014)	0.138*** (0.038)	0.194*** (0.011)	0.132*** (0.017)	0.104*** (0.017)	0.140*** (0.024)	0.128*** (0.028)
Credit*D	-0.214* (0.110)	-0.197* (0.111)	-0.098 (0.082)	-0.117*** (0.021)	-0.362*** (0.056)	0.057 (0.104)	-0.074 (0.055)	-0.112* (0.068)
M	0.023 (0.156)	0.003 (0.011)	0.314** (0.124)	-0.004* (0.002)	-0.173*** (0.037)	-0.010** (0.005)	0.103 (0.091)	0.002 (0.005)
M*D	-0.028 (0.017)	-0.002 (0.001)	0.095*** (0.028)	0.001* (0.001)	0.065*** (0.014)	0.009*** (0.002)	0.160*** (0.030)	0.006*** (0.001)
Actif	0.150*** (0.023)	0.161*** (0.023)	0.175*** (0.058)	0.070*** (0.018)	0.056* (0.033)	0.153*** (0.040)	-0.238** (0.111)	-0.117 (0.102)
Actif*D	-0.177*** (0.023)	-0.182*** (0.023)	-0.128** (0.057)	-0.060*** (0.018)	-0.187*** (0.032)	-0.201*** (0.039)	0.282** (0.114)	0.154 (0.105)
Actif*M	-0.155*** (0.020)	-0.012*** (0.001)	-0.129*** (0.044)	-0.003** (0.001)	-0.143*** (0.029)	-0.013*** (0.003)	0.282*** (0.109)	0.011 (0.007)
Actif*M*D	0.171*** (0.021)	0.013*** (0.002)	0.077 (0.047)	0.003*** (0.001)	0.150*** (0.031)	0.014*** (0.003)	-0.295*** (0.108)	-0.012 (0.007)
Capital	-0.140*** (0.027)	-0.147*** (0.028)	0.026*** (0.009)	0.018*** (0.002)	-0.026*** (0.003)	-0.006 (0.004)	0.037*** (0.011)	0.014** (0.006)
Capital*D	0.135*** (0.027)	0.140*** (0.027)	-0.009** (0.004)	-0.003*** (0.001)	-0.007** (0.003)	-0.011** (0.004)	-0.046*** (0.011)	-0.027*** (0.009)
Capital*M	0.119*** (0.023)	0.916*** (0.170)	-0.006 (0.005)	0.030*** (0.005)	0.008*** (0.002)	0.004 (0.015)	-0.034*** (0.009)	-0.131* (0.073)
Capital*M*D	-0.135*** (0.024)	-1.017*** (0.177)	0.003 (0.004)	-0.036*** (0.006)	0.003 (0.003)	0.008 (0.017)	0.033*** (0.009)	0.158** (0.070)
Liquidité	-1.941*** (0.264)	-1.932*** (0.266)	0.584*** (0.134)	0.574*** (0.069)	0.436** (0.177)	-0.248 (0.409)	0.689** (0.294)	0.803*** (0.295)
Liquidité*D	1.524*** (0.507)	1.669*** (0.510)	-0.287** (0.127)	-0.251*** (0.067)	0.202 (0.174)	1.158*** (0.373)	-0.728** (0.301)	-0.848** (0.338)
Liquidité*M	2.403*** (0.275)	0.176*** (0.020)	-0.485*** (0.103)	-0.028*** (0.004)	-0.192 (0.118)	0.051* (0.029)	-0.695*** (0.269)	-0.062*** (0.019)
Liquidité*M*D	-1.864*** (0.457)	-0.143*** (0.033)	0.333*** (0.112)	0.024*** (0.004)	0.316** (0.131)	-0.050* (0.030)	0.747*** (0.288)	0.063*** (0.019)
Croissance	0.004 (0.002)	0.004 (0.002)	0.013*** (0.004)	0.003** (0.001)	0.006*** (0.002)	0.015*** (0.005)	0.026*** (0.004)	0.016*** (0.003)
Constant	0.257 (0.202)	0.220 (0.194)	-0.321* (0.163)	-0.059 (0.042)	-0.009 (2.985)	0.133 (0.298)	-0.390** (0.192)	-0.306 (0.268)
Dummy Temps	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Dummy Pays	Non	Non	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
P-Value	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
P-value (AR1)	0.0263	0.0248	1.52e-07	2.15e-09	0.00644	0.00347	6.32e-11	5.77e-11
P-value (AR2)	0.266	0.262	0.422	0.713	0.177	0.231	0.301	0.700
P-Value (Hansen)	0.252	0.253	0.104	0.129	0.298	0.105	0.175	0.155
Nombre d'instruments	46	46	91	169	90	76	56	57
Nombre de banque	104	104	403	403	275	275	437	437
N	697	697	3805	3810	3023	3023	4847	4847

Standard errors in parentheses

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

QE : Interaction entre l'Euribor à 3 mois et le bilan de la Banque Centrale

Tableau 7: Estimation des coefficients de court-terme (Espagne et zone euro)

	Espagne		Euro (Petites)		Euro (Moyennes)		Euro (Grandes)	
	Euribor	QE	Euribor	QE	Euribor	QE	Euribor	QE
Crédit	-0.147 (.1121)	-0.134 (.1131)	0.039 (0.069)	.0769*** (.0178)	-.230*** (.0520)	.1603* (.0974)	.0655 (.0491)	.0152 (.0581)
M	-.005 (.1563)	.0008 (.0108)	0.409*** (0.127)	-.002 (.0021)	-.108** (.0440)	-.001 (.0068)	.2627*** (.0897)	.0080 (.0056)
Actif	-.026* (.0161)	-.021 (.0155)	0.046* (0.026)	-.0103 (.0069)	-.131*** (.0189)	-.048 (.0332)	.0442* (.0230)	.0369 (.0328)
Actif*M	.0162 (.0135)	.0009 (.0009)	-0.05*** (0.019)	.0006** (.0003)	.0160*** (.0050)	.0008 (.0006)	-.013 (.0108)	-.000 (.0006)
Capital	-.005 (.0115)	-.007 (.0114)	0.017** (0.007)	.0150*** (.0020)	-.032*** (.0022)	-.016*** (.0051)	-.008 (.0058)	-.013* (.0076)
Capital*M	-.0161 (.0110)	-.1006 (.0792)	-0.002 (0.002)	-.0052 (.0039)	.01066*** (.0016)	-.01198 (.0092)	-.0009 (.0035)	.02670 (.0278)
Liquidité	-.4165 (.4377)	-.2626 (.4313)	0.2972*** (0.106)	.32267*** (.0525)	.63760*** (.1712)	.91048*** (.2110)	-.0386 (.1782)	-.0446 (.2446)
Liquidité*M	.53890 (.3632)	.03239 (.0259)	-0.152** (0.062)	-.0034* (.0018)	.12369* (.0725)	.00051 (.0061)	.05230 (.0804)	.00032 (.0042)

Standard errors in parentheses

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

QE : Interaction entre l'Euribor à 3 mois et le bilan de la Banque Centrale



Tableau 8: Evolution de quelques indicateurs entre 2007 (Année de référence) et 2011.

	Croissance du crédit			Capitalisation			Liquidité			Risque (score Z)			Risque (provision)				
	Classe 1	Classe 2	Classe 3	Ens.	Classe 1	Classe 2	Classe 3	Ens.	Classe 1	Classe 2	Classe 3	Ens.	Classe 1	Classe 2	Classe 3	Ens.	
2008	-0.026*	-0.015	0.006	-0.011	-2.609	1.748***	1.829	1.111	0.004	0.004	-0.007	-0.000	4.682***	0.001	0.002***	0.001**	
	(0.014)	(0.012)	(0.010)	(0.007)	(2.409)	(0.621)	(1.251)	(0.858)	(0.006)	(0.006)	(0.005)	(0.003)	(0.243)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	
2009	-0.067***	-0.048***	-0.037***	-0.050***	-1.869	2.626***	2.801**	1.980**	-0.007	-0.018***	-0.024***	-0.016***	3.960***	0.006***	0.002**	0.003***	
	(0.014)	(0.012)	(0.010)	(0.007)	(2.378)	(0.615)	(1.217)	(0.842)	(0.006)	(0.006)	(0.005)	(0.003)	(0.243)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	
2010	-0.045***	-0.033***	-0.031***	-0.036***	-1.758	3.191***	3.847***	2.701***	-0.006	-0.029***	-0.026***	-0.019***	2.846***	0.002	-0.000	0.000	
	(0.015)	(0.012)	(0.010)	(0.007)	(2.385)	(0.611)	(1.215)	(0.840)	(0.006)	(0.006)	(0.005)	(0.003)	(0.244)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	
2011	-0.040***	-0.032***	-0.029***	-0.034***	-1.895	3.673***	4.580***	3.162***	-0.005	-0.022***	-0.027***	-0.018***	0.378	-0.005***	-0.014***	-0.008***	
	(0.015)	(0.012)	(0.010)	(0.007)	(2.413)	(0.611)	(1.224)	(0.845)	(0.006)	(0.006)	(0.005)	(0.003)	(0.246)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	
Obs.	0.735	0.997	0.795	0.706	0.933	0.264	0.425	0.450	0.885	0.181	0.937	0.580	0.000	0.000	0.000	0.000	
	4.297	5.319	5.319	12.935	893	95.3	2.900	3.846	5.014	3.666	5.860	14.540	14.609	3.474	5.620	13.463	
R <sup>2</sup>	0.015	0.021	0.030	0.019	0.051	0.154	0.031	0.019	0.030	0.030	0.022	0.011	0.395	0.019	0.162	0.079	
Panel	412	276	438	1.126	216	185	342	743	438	281	445	1.164	394	267	431	1.092	
P	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.000	0.000	0.000	0.003	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

Standard errors in parentheses

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Note : L'année 2007 est considérée comme année de référence. Les autres années ne sont présentées pour insister sur la période de mise en œuvre des politiques d'assouplissement.

La ligne 2010/2011 fournit des P-valeurs d'un test de comparaison effectué entre les grands de 2011 et celles de 2010 pour prendre en compte les effets spécifiques à al crise de la dette souveraine.

Source : Bankscope 1999-2011

Tableau 9: Tests de détection des ruptures et de stationnarité (CARRION-I-SILVESTRE et al. 2005)

	Taux débiteur de court terme		Taux débiteur de Long terme		Taux sur le crédit à la consommation	
	Barlett	Quadratic	Barlett	Quadratic	Barlett	Quadratic
Autriche	0.047	0.047	0.036	0.036	0.036	0.036
Belgique	0.048	0.048	0.025	0.025	0.025	0.025
Allemagne	0.037	0.037	0.032	0.032	0.032	0.032
Espagne	0.076	0.076	0.023	0.023	0.023	0.023
Finlande	0.040	0.040	0.020	0.020	0.020	0.020
France	0.010	0.010	0.017	0.017	0.017	0.017
Grèce	0.020	0.020	0.038	0.038	0.038	0.038
Irlande	0.021	0.021	0.036	0.036	0.036	0.036
Italie	0.012	0.012	0.020	0.020	0.020	0.020
Pays-Bas	0.013	0.013	0.079	0.079	0.079	0.079
Portugal	0.036	0.036	0.082	0.082	0.082	0.082
Slovénie	0.022	0.022	0.038	0.038	0.038	0.038
	0.022	0.022	0.038	0.038	0.038	0.038
Test global de stationnarité (homogène)	5.894 (0.000)	5.500 (0.000)	6.830 (0.000)	7.060 (0.000)	11.725 (0.000)	11.852 (0.000)
Test global de stationnarité (hétérogène)	12.171 (0.000)	12.106 (0.000)	2.159 (0.015)	2.225 (0.013)	3.103 (0.001)	3.171 (0.001)

Note : Le nombre de ruptures a été estimé sur la base du critère d'information modifié de Schwarz en admettant 5 ruptures maximales. La variance de long-terme est estimée en utilisant à la fois le noyau spectral quadratique et de Barlett avec une sélection automatique de la largeur de la fenêtre de bande spectrale. Les seuils utilisés sont les valeurs issues de la loi normale. Les décisions restent inchangées lorsque la distribution est générée par bootstrap. Les valeurs entre-parenthèses sont les P-valeurs.

Source : BCE 2003-2012

Tableau 9 : Suite des tests de détection des ruptures et de stationnarité (CARRION-I-SILVESTRE et al. 2005)

	Taux sur le crédit immobilier		Taux sur les dépôts de moins d'un an		Taux sur les dépôts d'au moins un an	
	Dates de ruptures	Barlett	Dates de ruptures	Barlett	Dates de ruptures	Barlett
Autriche	05M09; 08M12; 10M06	0.031	05M11; 08M06; 09M12; 11M06	0.027	06M02; 08M06; 09M12; 11M06	0.017
Belgique	05M06; 08M06; 09M12; 11M06	0.039	05M02; 08M06; 09M12; 11M06	0.048	05M04; 08M10; 10M12	0.018
Allemagne	06M02; 08M11; 11M01	0.019	05M03; 08M05; 09M11; 11M06	0.060	05M03; 09M01; 11M03	0.027
Espagne	05M12; 08M06; 09M12; 11M06	0.037	05M05; 08M05; 09M11	0.038	06M02; 09M01; 10M08	0.020
Finlande	05M10; 08M06; 09M12; 11M06	0.035	05M01; 08M05; 09M11; 11M05	0.015	05M12; 08M11; 11M04	0.029
France	06M01; 09M02; 11M02	0.019	05M02; 08M05; 09M11; 11M06	0.029	06M02; 08M06; 09M12; 11M06	0.015
Grèce			05M11; 08M07; 10M01	0.024		
Irlande	05M02; 08M05; 09M11	0.027	05M01; 08M05; 09M11; 11M06	0.021	05M03; 08M10	0.030
Italie	05M12; 08M07; 10M01	0.025	05M01; 08M06; 09M12; 11M06	0.012	05M10; 08M06; 09M12; 11M06	0.036
Pays-Bas	05M12; 08M12; 11M03	0.019	05M11; 08M05; 09M11; 11M06	0.014		
Portugal	05M10; 08M06; 09M12; 11M06	0.028	05M03; 08M06; 09M12; 11M06	0.016	06M02; 08M12; 10M09	0.035
	Test global de stationnarité (homogène)	6.915 (0.000)	Test global de stationnarité (homogène)	4.206 (0.000)	Test global de stationnarité (homogène)	4.636 (0.000)
	Test global de stationnarité (hétérogène)	6.572 (0.000)	Test global de stationnarité (hétérogène)	7.652 (0.000)	Test global de stationnarité (hétérogène)	3.871 (0.000)

Source : BCE 2003-2012

Tableau 10: Effets de long-terme de la politique monétaire sur les taux débiteurs de court-terme

	Euribor						Euribor*Bilan						
	$\hat{\mu}_0$	$\hat{\mu}_1$	$\hat{\mu}_2$	$\hat{\mu}_3$	$\hat{\mu}_4$	$\hat{\mu}_5$	$\hat{\beta}$	$\hat{\mu}_0$	$\hat{\mu}_1$	$\hat{\mu}_2$	$\hat{\mu}_3$	$\hat{\mu}_4$	$\hat{\beta}$
Autriche	0.913*** (0.021)	-0.045*** (0.010)	0.225*** (0.023)	-0.349*** (0.048)	0.085*** (0.006)		0.332*** (0.028)	0.936*** (0.021)	-0.047*** (0.011)	0.228*** (0.023)	-0.333*** (0.044)		0.022*** (0.002)
Belgique	0.862*** (0.035)	0.263*** (0.029)	-0.432*** (0.063)	0.069*** (0.009)			0.323*** (0.042)	0.893*** (0.031)	-0.014 (0.010)	0.271*** (0.029)	-0.423*** (0.060)		0.022*** (0.003)
Allemagne	0.860*** (0.034)	0.257*** (0.031)	-0.393*** (0.060)				0.320*** (0.042)	1.074*** (0.015)	-0.013** (0.006)	0.221*** (0.018)	-0.254*** (0.033)	-0.015*** (0.006)	0.018*** (0.001)
Espagne	1.073*** (0.035)	0.292*** (0.032)	-0.357*** (0.063)	0.243*** (0.012)			0.199*** (0.040)	1.086*** (0.029)	-0.006 (0.013)	0.295*** (0.031)	-0.368*** (0.062)	0.245*** (0.012)	0.014*** (0.003)
Finlande	0.954*** (0.023)	0.236*** (0.023)	-0.462*** (0.047)	0.186*** (0.006)			0.280*** (0.028)	0.981*** (0.021)	-0.025*** (0.008)	0.249*** (0.022)	-0.477*** (0.048)	0.187*** (0.006)	0.019*** (0.002)
France	0.839*** (0.026)	0.279*** (0.026)	-0.371*** (0.049)	0.185*** (0.012)			0.319*** (0.032)	0.855*** (0.024)	0.281 (0.026)	-0.396*** (0.047)	0.186*** (0.012)		0.022*** (0.002)
Grèce	1.231*** (0.015)	0.098*** (0.007)	0.280*** (0.018)	0.230*** (0.040)			0.279*** (0.018)	1.410*** (0.031)	0.248*** (0.030)	-0.218*** (0.053)	0.356*** (0.026)		0.004 (0.003)
Irlande	1.283*** (0.026)	0.195*** (0.022)	-0.358*** (0.048)	0.127*** (0.005)			0.215*** (0.032)	1.281*** (0.019)	-0.017*** (0.006)	0.194*** (0.020)	-0.328*** (0.040)	0.106*** (0.007)	0.017*** (0.002)
Italie	1.072*** (0.043)	0.195*** (0.034)	-0.353*** (0.068)	0.380*** (0.028)			0.236*** (0.052)	1.077*** (0.036)	0.198*** (0.033)	-0.362*** (0.058)	0.366*** (0.028)		0.017*** (0.003)
Pays-Bas	0.848*** (0.032)	0.238*** (0.027)	-0.400*** (0.060)	0.172*** (0.010)			0.334*** (0.036)	0.866*** (0.030)	0.240*** (0.026)	-0.422*** (0.058)	0.176*** (0.010)		0.023*** (0.002)
Portugal	1.476*** (0.020)	0.005 (0.006)	0.098*** (0.014)	0.104*** (0.010)	-0.159*** (0.037)	0.291*** (0.014)	0.118*** (0.025)	1.490*** (0.026)	0.164*** (0.022)	-0.129*** (0.046)	0.289*** (0.014)		0.009*** (0.002)
Slovénie	1.115*** (0.007)	0.282*** (0.017)	0.238*** (0.019)				0.118*** (0.006)	1.141*** (0.012)	0.330*** (0.020)	0.200*** (0.020)	-0.049*** (0.009)		0.007*** (0.001)

Note : Les nombres dans les ( ) et [ ] sont respectivement les erreur-types et dates de rupture. Dans l'écriture [xMy], x désigne l'année et y le mois. C'est-à-dire [06M05] se lit mai (M05) 2006 (06). Les signes de significativité sont les suivants : \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1  $\hat{\mu}_0$  est la constance dans la relation de cointégration et  $\hat{\mu}_1$  à  $\hat{\mu}_5$  sont les changements dans la valeur de  $\hat{\mu}_0$  à chaque rupture dont la date est précisée en [ ].  $\hat{\beta}$  est le coefficient d'ajustement de long-terme.

Tableau 11: Effets de long-terme de la politique monétaire sur les taux débiteurs de long-terme

	Euribor						Euribor*Bilan					
	$\hat{\mu}_0$	$\hat{\mu}_1$	$\hat{\mu}_2$	$\hat{\mu}_3$	$\hat{\mu}_4$	$\hat{\beta}$	$\hat{\mu}_0$	$\hat{\mu}_1$	$\hat{\mu}_2$	$\hat{\mu}_3$	$\hat{\mu}_4$	$\hat{\beta}$
Autriche	1.287*** (0.005)	-0.080*** (0.008)	0.124*** (0.009)			0.157*** (0.005)	1.332*** (0.007)	-0.070*** (0.007)	0.157*** (0.013)	-0.083*** (0.015)		0.008*** (0.001)
Belgique	1.258*** (0.039)	0.201*** (0.031)	-0.492*** (0.068)	0.251*** (0.014)		0.120** (0.047)	1.251*** (0.034)	0.198*** (0.031)	-0.481*** (0.061)	0.235*** (0.014)		0.010*** (0.003)
Allemagne	1.020*** (0.015)	0.047** (0.020)	-0.057 (0.041)	0.118*** (0.025)		0.386*** (0.022)	1.386*** (0.007)	-0.083*** (0.004)	0.137*** (0.012)	-0.062*** (0.022)	-0.098*** (0.015)	0.011*** (0.001)
Espagne	1.129*** (0.042)	0.344*** (0.037)	-0.394*** (0.075)	0.315*** (0.014)		0.135*** (0.049)	1.116*** (0.036)	0.330*** (0.035)	-0.379*** (0.066)	0.314*** (0.014)		0.011*** (0.003)
Finlande	1.349*** (0.014)	0.145*** (0.017)	-0.197*** (0.028)	-0.143*** (0.021)		0.106*** (0.013)	1.339*** (0.054)	-0.014 (0.065)	-0.215*** (0.030)			0.013*** (0.003)
France	1.383*** (0.011)	-0.125*** (0.006)	0.114*** (0.008)	-0.075*** (0.023)	0.051*** (0.006)	0.168*** (0.014)	1.393*** (0.011)	-0.126*** (0.006)	0.114*** (0.009)	-0.088*** (0.025)	0.055*** (0.006)	0.011*** (0.001)
Irlande	1.362*** (0.024)	0.241*** (0.025)	-0.411*** (0.043)	0.513*** (0.012)		0.073*** (0.028)	1.366*** (0.023)	0.242*** (0.024)	-0.417*** (0.041)	0.514*** (0.012)		0.005*** (0.002)
Italie	1.161*** (0.038)	0.225*** (0.025)	-0.145** (0.065)	0.256*** (0.018)		0.206*** (0.045)	1.174*** (0.036)	0.227*** (0.025)	-0.161** (0.064)	0.259*** (0.018)		0.014*** (0.003)
Pays-Bas	1.415*** (0.005)	-0.091*** (0.004)	0.150*** (0.007)	-0.077*** (0.009)		0.113*** (0.006)	1.426*** (0.008)	-0.091*** (0.004)	0.159*** (0.014)	-0.027 (0.018)	-0.073*** (0.008)	0.007*** (0.001)
Portugal	1.511*** (0.021)	-0.131*** (0.016)	0.151*** (0.016)	0.280*** (0.033)		0.242*** (0.024)	1.454*** (0.022)	-0.087*** (0.023)	0.438*** (0.038)			0.021*** (0.002)

Note : Les nombres dans les ( ) et [ ] sont respectivement les erreur-types et dates de rupture. Dans l'écriture [xMy], x désigne l'année et y le mois. C'est-à-dire [06M05] se lit mai (M05) 2006 (06). Les signes de significativité sont les suivants : \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1  $\hat{\mu}_0$  est la constance dans la relation de cointégration et  $\hat{\mu}_1$  à  $\hat{\mu}_5$  sont les changements dans la valeur de  $\hat{\mu}_0$  à chaque rupture dont la date est précisée en [ ].  $\hat{\beta}$  est le coefficient d'ajustement de long-terme.

Tableau 12: Effets de long-terme de la politique monétaire sur les taux sur le crédit à la consommation

	Euribor							Euribor*Bilan					
	$\hat{\mu}_0$	$\hat{\mu}_1$	$\hat{\mu}_2$	$\hat{\mu}_3$	$\hat{\mu}_4$	$\hat{\mu}_5$	$\hat{\beta}$	$\hat{\mu}_0$	$\hat{\mu}_1$	$\hat{\mu}_2$	$\hat{\mu}_3$	$\hat{\mu}_4$	$\hat{\beta}$
Autriche	1.559*** (0.016)	-0.065*** [04M07]	0.095*** [06M02]	0.109*** [07M08]	-0.126*** [09M02]	0.030*** [11M06]	0.134*** (0.021)	1.560*** (0.017)	-0.047*** (0.006)	0.154*** [06M11]	-0.088** [09M02]		0.010*** (0.002)
Belgique	2.036*** (0.010)	0.068*** (0.005)	-0.189*** (0.018)				0.020*** (0.010)	2.038*** (0.010)	0.068*** (0.005)	-0.190*** (0.018)			0.002*** (0.001)
Allemagne	1.989*** (0.008)	-0.003 (0.005)	0.041*** (0.007)	-0.093*** (0.024)			0.086*** (0.010)	1.918*** (0.008)	-0.066*** (0.008)	-0.036*** (0.014)			0.003*** (0.001)
Espagne	1.996*** (0.008)	0.148*** (0.008)	0.093*** (0.007)	-0.175*** (0.015)			0.055*** (0.008)	1.991*** (0.007)	0.151*** (0.009)	0.095*** (0.010)	-0.173*** (0.014)		0.005*** (0.001)
Finlande	1.509*** (0.024)	-0.154*** (0.012)	0.206*** (0.019)	-0.296*** (0.045)	0.134*** (0.013)		0.123*** (0.031)	1.522*** (0.020)	-0.150*** (0.012)	0.209*** (0.018)	-0.333*** (0.041)	0.129*** (0.008)	0.008*** (0.002)
France	1.833*** (0.006)	-0.076*** (0.004)	0.088*** (0.005)	-0.012 (0.012)	-0.019** (0.008)		0.079*** (0.007)	1.843*** (0.004)	-0.078*** (0.004)	0.095*** (0.004)	-0.037*** (0.006)		0.005*** (0.000)
Grèce	2.234*** (0.010)	-0.184*** (0.012)	0.212*** (0.012)	-0.028*** (0.008)			0.079*** (0.008)	2.241*** (0.008)	-0.157*** (0.011)	-0.048*** (0.010)	0.225*** (0.010)	-0.029*** (0.008)	0.006*** (0.000)
Irlande	1.905*** (0.010)	-0.056*** (0.004)	0.157*** (0.011)	-0.308*** (0.019)	0.250*** (0.014)		-0.026** (0.013)	1.874*** (0.011)	0.142*** (0.010)	-0.320*** (0.014)	0.252*** (0.014)		-0.002** (0.001)
Italie	2.167*** (0.003)	-0.073*** (0.003)	0.006 (0.007)	-0.059*** (0.009)	0.025*** (0.009)		0.049*** (0.003)	2.169*** (0.003)	-0.074*** (0.003)	0.006 (0.007)	-0.061*** (0.009)	0.026*** (0.009)	0.003*** (0.000)
Portugal	2.157*** (0.008)	-0.084*** (0.007)	0.090*** (0.005)	0.151*** (0.008)			0.068*** (0.006)	2.159*** (0.008)	-0.085*** (0.005)	0.089*** (0.005)	0.150*** (0.008)		0.005*** (0.000)

Note : Les nombres dans les ( ) et [ ] sont respectivement les erreur-types et dates de rupture. Dans l'écriture [xMy], x désigne l'année et y le mois. C'est-à-dire [06M05] se lit mai (M05) 2006 (06). Les signes de significativité sont les suivants : \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1  $\hat{\mu}_0$  est la constance dans la relation de cointégration et  $\hat{\mu}_1$  à  $\hat{\mu}_5$  sont les changements dans la valeur de  $\hat{\mu}_0$  à chaque rupture dont la date est précisée en [ ].  $\hat{\beta}$  est le coefficient d'ajustement de long-terme.

Tableau 13: Effets de long-terme de la politique monétaire sur les taux sur le crédit immobilier

	Euribor							Euribor*Bilan					
	$\hat{\mu}_0$	$\hat{\mu}_1$	$\hat{\mu}_2$	$\hat{\mu}_3$	$\hat{\mu}_4$	$\hat{\mu}_5$	$\hat{\beta}$	$\hat{\mu}_0$	$\hat{\mu}_1$	$\hat{\mu}_2$	$\hat{\mu}_3$	$\hat{\mu}_4$	$\hat{\beta}$
Autriche	1.225*** (0.019)	-0.122*** [04M06]	0.136*** [06M12]	-0.197*** [09M09]			0.241*** (0.023)	1.202*** (0.017)	-0.127*** (0.007)	0.143*** [06M11]	-0.182*** [09M11]		0.018*** (0.002)
Belgique	1.314*** (0.023)	-0.114*** (0.008)	0.057*** (0.015)	0.090*** (0.009)	-0.042 (0.047)	0.015* (0.008)	0.169*** (0.029)	1.311*** (0.023)	-0.110*** (0.006)	0.108*** [06M07]	0.023 [09M05]		0.013*** (0.002)
Allemagne	1.267*** (0.012)	-0.099*** (0.007)	0.102*** (0.011)	0.058** (0.025)	-0.053*** (0.017)		0.201*** (0.013)	1.442*** (0.015)	-0.069*** (0.014)	-0.015 (0.035)	-0.132*** (0.020)		0.012*** (0.001)
Espagne	0.982*** (0.038)	0.205*** (0.029)	0.076*** (0.011)	-0.239*** (0.074)	0.189*** (0.013)		0.274*** (0.049)	1.002*** (0.033)	0.006 (0.010)	0.250*** (0.031)	-0.242*** (0.069)	0.186*** (0.010)	0.019*** (0.003)
Finlande	0.927*** (0.019)	-0.043*** (0.007)	0.199*** (0.021)	-0.312*** (0.043)	0.051*** (0.005)		0.327*** (0.024)	0.938*** (0.016)	-0.044*** (0.008)	0.200*** (0.020)	-0.302*** (0.037)		0.023*** (0.002)
France	1.309*** (0.010)	-0.102*** (0.006)	0.147*** (0.009)	-0.020 (0.026)	-0.033* (0.017)		0.151*** (0.012)	1.320*** (0.007)	-0.105*** (0.007)	0.157*** (0.007)	-0.057*** (0.010)		0.010*** (0.001)
Irlande	1.146*** (0.029)	0.260*** (0.030)	-0.321*** (0.053)	0.120*** (0.010)			0.134*** (0.036)	1.169*** (0.027)	-0.025** (0.010)	0.270*** (0.029)	-0.327*** (0.054)	0.120*** (0.010)	0.009*** (0.003)
Italie	1.145*** (0.052)	0.179*** (0.030)	-0.237*** (0.085)	0.218*** (0.024)			0.241*** (0.063)	1.163*** (0.049)	0.183*** (0.030)	-0.259*** (0.081)	0.221*** (0.024)		0.016*** (0.004)
Pays-Bas	1.416*** (0.005)	-0.126*** (0.004)	0.169*** (0.008)	0.106*** (0.008)	-0.076*** (0.005)		0.067*** (0.004)	1.419*** (0.005)	-0.126*** (0.004)	0.169*** (0.008)	0.104*** (0.008)	-0.076*** (0.005)	0.005*** (0.000)
Portugal	1.121*** (0.023)	-0.052*** (0.005)	0.127*** (0.018)	0.140*** (0.011)	-0.391*** (0.042)	0.427*** (0.022)	0.210*** (0.031)	1.124*** (0.026)	-0.035*** (0.008)	0.198*** (0.027)	-0.351*** (0.053)	0.413*** (0.022)	0.015*** (0.002)

Note : Les nombres dans les ( ) et [ ] sont respectivement les erreur-types et dates de rupture. Dans l'écriture [xMy], x désigne l'année et y le mois. C'est-à-dire [06M05] se lit mai (M05) 2006 (06). Les signes de significativité sont les suivants : \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1  $\hat{\mu}_0$  est la constance dans la relation de cointégration et  $\hat{\mu}_1$  à  $\hat{\mu}_5$  sont les changements dans la valeur de  $\hat{\mu}_0$  à chaque rupture dont la date est précisée en [ ].  $\hat{\beta}$  est le coefficient d'ajustement de long-terme.

Tableau 14: Effets de long-terme de la politique monétaire sur les taux créditeurs sur les dépôts de moins d'un an

	Euribor						Euribor*Bilan					
	$\hat{\mu}_0$	$\hat{\mu}_1$	$\hat{\mu}_2$	$\hat{\mu}_3$	$\hat{\mu}_4$	$\hat{\beta}$	$\hat{\mu}_0$	$\hat{\mu}_1$	$\hat{\mu}_2$	$\hat{\mu}_3$	$\hat{\mu}_4$	$\hat{\beta}$
Autriche	0.204*** (0.025)	0.241*** [06M07]	-0.316*** [08M12]	0.181*** [11M06]		0.641*** (0.029)	0.218** (0.097)	-0.043 [08M11]				0.052*** (0.005)
Belgique	0.093 (0.094)	-0.853*** [09M01]	0.357*** [10M09]			0.822*** (0.086)	0.131 (0.092)	-0.693*** [08M12]				0.057*** (0.006)
Allemagne	0.136 (0.093)	0.118* [06M07]	-0.964*** [09M01]	0.324*** [10M12]		0.734*** (0.114)	0.161*** (0.055)	0.082* [04M06]	-0.368*** [08M11]			0.050*** (0.005)
Espagne	0.563*** (0.053)	0.319*** [05M11]	0.340*** [07M05]	-0.549*** [09M01]	0.174*** [10M07]	0.166** (0.069)	0.543*** (0.043)	0.313*** [05M11]	0.333*** [07M05]	-0.540*** [08M12]	0.193*** [10M06]	0.014*** (0.004)
Finlande	0.217*** (0.049)	0.251*** [06M07]	-0.708*** [08M12]	0.347*** [11M02]		0.632*** (0.059)	0.182* (0.100)	-0.465*** [08M11]	0.325*** [10M09]			0.055*** (0.006)
France	0.351*** (0.037)	0.253*** [06M07]	-0.557*** [09M01]	0.337*** [10M12]		0.512*** (0.043)	0.314*** (0.101)	-0.235** [08M11]	0.324*** [10M12]			0.047*** (0.006)
Grèce	0.407*** (0.032)	0.194*** [06M09]	0.668*** [09M12]	0.176*** [11M06]		0.543*** (0.037)	0.657*** (0.056)	0.410*** [06M11]	-0.371*** [08M11]	0.687*** [10M05]		0.019*** (0.005)
Irlande	0.314*** (0.044)	0.406*** [06M07]	-0.361*** [08M12]	0.335*** [11M06]		0.416*** (0.050)	0.332*** (0.038)	0.407*** [06M07]	-0.381*** [08M11]	0.300*** [11M05]		0.029*** (0.003)
Italie	0.264*** (0.094)	0.391*** [06M08]	-0.705*** [09M02]	0.819*** [11M01]		0.411*** (0.109)	0.288*** (0.074)	0.415*** [06M08]	-0.764*** [09M01]	0.813*** [11M01]		0.028*** (0.006)
Pays-Bas	0.169*** (0.034)	0.091*** [06M07]	-0.583*** [09M02]	0.289*** [10M09]		0.764*** (0.042)	0.175*** (0.044)	0.019 [06M07]	0.001 [08M11]	-0.351*** [10M05]		0.056*** (0.004)
Portugal	0.234*** (0.034)	0.263*** [06M09]	-0.146** [09M02]	0.714*** [10M08]		0.602*** (0.039)	0.204** (0.087)	0.131 [08M09]	0.734*** [10M08]			0.052*** (0.005)

Note : Les nombres dans les ( ) et [ ] sont respectivement les erreur-types et dates de rupture. Dans l'écriture [xMy], x désigne l'année et y le mois. C'est-à-dire [06M05] se lit mai (M05) 2006 (06). Les signes de significativité sont les suivants : \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1  $\hat{\mu}_0$  est la constance dans la relation de cointégration et  $\hat{\mu}_1$  à  $\hat{\mu}_5$  sont les changements dans la valeur de  $\hat{\mu}_0$  à chaque rupture dont la date est précisée en [ ].  $\hat{\beta}$  est le coefficient d'ajustement de long-terme.

Tableau 15: Effets de long-terme de la politique monétaire sur les taux créditeurs sur les dépôts d'un an et plus

	Euribor*Bilan							Euribor						
	$\hat{\mu}_0$	$\hat{\mu}_1$	$\hat{\mu}_2$	$\hat{\mu}_3$	$\hat{\mu}_4$	$\hat{\mu}_5$	$\hat{\beta}$	$\hat{\mu}_0$	$\hat{\mu}_1$	$\hat{\mu}_2$	$\hat{\mu}_3$	$\hat{\mu}_4$	$\hat{\mu}_5$	$\hat{\beta}$
Autriche	0.708*** (0.015)	-0.061*** [04M06]	0.175*** [06M04]	-0.098*** [09M12]	0.019 [11M06]		0.374*** (0.016)	0.733*** (0.011)	-0.061*** [04M06]	0.191*** [06M04]	-0.060*** [08M09]	-0.087*** [10M04]		0.025*** (0.001)
Belgique	0.848*** (0.009)	0.208*** [07M02]	-0.177*** [10M02]				0.267*** (0.009)	0.870*** (0.012)	-0.028 [04M12]	0.213*** [07M01]	-0.175*** [10M02]			0.019*** (0.001)
Allemagne	0.820*** (0.014)	-0.022 [05M02]	0.181*** [06M12]	-0.095*** [10M06]			0.310*** (0.013)	0.934*** (0.010)	-0.097*** [05M02]	0.188*** [06M12]	-0.039 [08M11]	-0.149*** [10M06]		0.018*** (0.001)
Espagne	0.666*** (0.022)	0.232*** [06M02]	0.324*** [07M08]	-0.303*** [09M02]	0.115*** [10M08]		0.128*** (0.026)	0.673*** (0.021)	0.234*** [06M02]	0.321*** [07M08]	-0.309*** [09M02]	0.117*** [10M08]		0.009*** (0.002)
Finlande	0.499*** (0.049)	0.292*** [06M03]	0.048 [09M07]				0.380*** (0.062)	0.618*** (0.026)	0.410*** [06M03]	-0.228*** [08M10]	0.028** [11M06]			0.017*** (0.002)
France	0.938*** (0.012)	-0.152*** [04M11]	0.104*** [06M06]	0.080*** [08M05]	-0.017 [09M12]	0.067*** [11M06]	0.205*** (0.013)	0.943*** (0.012)	-0.156*** [04M12]	0.110*** [06M06]	0.076*** [08M05]	-0.020 [09M12]	0.069*** [11M06]	0.014*** (0.001)
Irlande	0.688*** (0.014)	0.295*** [06M05]	0.204*** [07M12]				0.168*** (0.017)	0.605*** (0.024)	0.304*** [06M08]	0.284*** [09M06]				0.021*** (0.002)
Italie	0.309*** (0.082)	0.297*** [06M09]	-0.233* [09M04]	0.752*** [11M06]			0.380*** (0.096)	0.335*** (0.078)	0.303*** [06M09]	-0.266** [09M04]	0.757*** [11M06]			0.025*** (0.007)
Portugal	0.521*** (0.019)	0.430*** [06M06]	-0.189*** [08M12]	0.523*** [10M10]			0.208*** (0.021)	0.524*** (0.017)	0.428*** [06M06]	-0.214*** [08M12]	0.533*** [10M09]			0.015*** (0.001)

Note : Les nombres dans les ( ) et [ ] sont respectivement les erreur-types et dates de rupture. Dans l'écriture [xMy], x désigne l'année et y le mois. C'est-à-dire [06M05] se lit mai (M05) 2006 (06). Les signes de significativité sont les suivants : \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1  $\hat{\mu}_0$  est la constance dans la relation de cointégration et  $\hat{\mu}_1$  à  $\hat{\mu}_5$  sont les changements dans la valeur de  $\hat{\mu}_0$  à chaque rupture dont la date est précisée en [ ].  $\hat{\beta}$  est le coefficient d'ajustement de long-terme.

Source : BCE janv. 03-déc. 12, nos calculs.