
NOTES D'ÉTUDES

ET DE RECHERCHE

LA TRANSMISSION DES TAUX DE MARCHÉ

AUX TAUX BANCAIRES :

UNE ESTIMATION SUR DONNÉES

INDIVIDUELLES FRANÇAISES

Anne Barbier de la Serre, Sébastien Frappa,
Jérémi Montornès et Michèle Murez

Janvier 2008

NER - R # 194



LA TRANSMISSION DES TAUX DE MARCHÉ
AUX TAUX BANCAIRES :
UNE ESTIMATION SUR DONNÉES
INDIVIDUELLES FRANÇAISES

Anne Barbier de la Serre, Sébastien Frappa,
Jérémi Montornès et Michèle Murez

Janvier 2008

NER - R # 194

Les Notes d'Études et de Recherche reflètent les idées personnelles de leurs auteurs et n'expriment pas nécessairement la position de la Banque de France. Ce document est disponible sur le site internet de la Banque de France « www.banque-france.fr ».

Working Papers reflect the opinions of the authors and do not necessarily express the views of the Banque de France. This document is available on the Banque de France Website “www.banque-france.fr”.

La transmission des taux de marché aux taux bancaires : une estimation sur données individuelles françaises^{*†}

Anne Barbier de la Serre

Banque de France, DGEI-DESM, Service d'ingénierie et de coordination statistique

Sébastien Frappa

Banque de France, DGEI-DIR, Service d'études et de recherche sur la politique monétaire

Jérémi Montornès

Banque de France, DGEI-DIR, Service de recherche en économie et finance,

Michèle Murez

Banque de France, DGEI-DESM, Service d'ingénierie et de coordination statistique

*Cette étude est le fruit d'un groupe de travail encadré par S. Avouyi Dovi et R. Lacroix. Les vues exposées dans cette étude n'expriment pas nécessairement la position de la Banque de France.

†Les auteurs remercient tout particulièrement Hervé Le Bihan pour sa discussion de l'article lors d'un séminaire interne à la Banque de France ainsi que Françoise Drumetz, Olivier Cousseran et Daniel Gabrielli pour leurs précieux commentaires sur une précédente version de cet article. Les auteurs tiennent également à remercier Frédérique Savignac et Vichett Oung.

Résumé

Cet article analyse les mécanismes de transmission des taux de marché vers les taux débiteurs à l'aide de données individuelles de banques françaises, issues de la collecte MIR (*MFI Interest Rates*) harmonisée au sein du SEBC. Les données recouvrent les taux des contrats nouveaux pour les trois grands compartiments du marché du crédit (consommation, immobilier et sociétés non financières) entre janvier 2003 et juillet 2007.

Le *pass-through* est estimé à partir de deux approches alternatives, l'une univariée, l'autre exploitant la dimension panel de l'information disponible. Une évaluation des délais d'ajustement des taux débiteurs aux taux de marché est proposée. Les résultats confirment l'absence de transmission complète à long terme pour les crédits aux SNF et à l'habitat. Les résultats mettent également en évidence une forte hétérogénéité des comportements de fixation de taux selon le type de crédit, la taille et la catégorie juridique des banques.

Classification JEL : G21, C22, C23.

Mots clés : canaux de transmission de la politique monétaire, données de panel non stationnaires, dépendance inter-individuelle

Abstract

The present paper investigates the pass-through mechanism between market interest rates and bank interest rates using a panel of French banks based on new ESCB harmonised bank interest rate statistics (MIR: *Monetary Interest Rates*). The data are extracted from new individual contracts on a monthly basis for the three main segments of the credit market (consumers loans, mortgage loans and loans to non-financial firms) from January 2003 to July 2007.

The pass-through is estimated using two approaches: firstly a univariate approach for each bank and secondly a panel data approach. An evaluation of the adjustment lag at which market rates are passed through to retail bank rates is also carried out. Our results confirm an incomplete adjustment of bank rates to changes in market rates in the long-term for loans to non-financial firms and mortgage loans. In addition, our findings suggest significant heterogeneity in the pricing of loans depending on the type of credit, the size and the legal category of banks.

JEL Classification: G21, C22, C23.

Keywords: transmission mechanism of monetary policy, non-stationary panel data, cross-section dependence

Résumé non technique

Cet article étudie la transmission des taux de marché vers les taux débiteurs bancaires sur un panel de 170 banques françaises entre janvier 2003 et juillet 2007. Ces taux débiteurs individuels représentent des taux observés sur contrats nouveaux en fréquence mensuelle.

Ce travail vise, pour l'essentiel, deux objectifs :

- tout d'abord nous utilisons des données individuelles portant sur les taux d'intérêt effectifs des prêts distribués par les banques (MIR). Ces données couvrent plus de 70 % des flux mensuels de crédits sur la période allant de janvier 2003 à juillet 2007 pour les trois grands compartiments du marché du crédit (immobilier, consommation et sociétés non financières).

- nous estimons ensuite des coefficients de *pass-through* avec deux approches différentes. Dans un premier temps, le mécanisme de *pass-through* est estimé pour chaque banque dans le cadre d'un modèle à correction d'erreur afin d'examiner le délai d'ajustement des taux débiteurs suite à un choc sur le taux de marché. Dans un second temps, nous estimons le coefficient de *pass-through* de long terme en prenant en compte la dépendance entre banques en ayant recours aux développements récents de l'économétrie des panels non-stationnaires (Bai, Kao et Ng, 2006).

Les résultats descriptifs suggèrent une forte hétérogénéité des comportements de fixation des taux entre les banques selon le compartiment de marché, la taille et la catégorie juridique. Avec l'approche univariée, l'élasticité du taux débiteur aux taux de marché est de l'ordre de 0,5 à court terme et de 0,8 à long terme. En outre, suite à un choc sur les taux de marché, le délai d'ajustement des taux débiteurs est de 9 à 15 mois selon le segment de marché considéré.

Enfin, la prise en compte d'un facteur commun non stationnaire permet d'expliquer la baisse des taux débiteurs sur le début de la période qui ne peut être expliquée par le taux de marché. Au total, ces estimations mettent en évidence le caractère incomplet du *pass-through* à long terme, avec des coefficients proches de 0,9 pour les crédits à la consommation et de 0,7 pour les crédits aux sociétés non financières et à l'habitat.

Non-technical summary

This paper examines the pass-through process from market rates to retail bank interest rates on a panel of 170 French banks from January 2003 to July 2007. We tackle this issue using monthly retail bank interest rates on new business.

The aim of this paper is twofold:

- First, we use MFI interest rate statistics (MIR) that represent more than 70% of new loans granted for the period January 2003 to July 2007. We use data for three types of retail bank products (i.e. mortgage loans, consumer loans and loans to non-financial firms).

- Second, we conduct our pass-through estimations using two empirical strategies. Firstly, we carry out univariate estimations of the pass-through for each bank in an error-correction model framework, in order to investigate the adjustment process of retail rates to changes in the market rate. Secondly, we adopt a panel data approach using recently developed non-stationary panel tools for the estimation of the long-term pass-through. Our approach enables us to take into account cross-section dependencies using new estimation methods, as proposed by Bai, Kao and Ng (2006).

Our findings suggest that there is a high degree of pass-through heterogeneity across banks depending on the type of credit, the size and the legal category of the bank. In the univariate approach, the pass-through coefficient is 0,5 in the short-term and 0,8 in the long-term. Furthermore, following a shock on market rates, the adjustment lag of retail bank interest rates ranges from 9 months to 15 months depending on the type of bank product.

Finally, when taking into account cross-section dependencies between banks, it turns out that a non stationary common factor is able to explain the decreasing trend of lending rates at the beginning of the sample which cannot be explained by the evolution of market rates. Overall, the pass-through of market rates to retail rates is found to be incomplete. Long-term pass-through coefficients range from 0,9 for consumer loans to 0,7 for loans to non-financial firms and mortgage loans.

1 Introduction

Cet article analyse les mécanismes de transmission des taux de marché aux taux débiteurs (*pass-through* du taux d'intérêt) en France à l'aide d'un jeu de données individuelles de banques sur la période 2003-2007. L'étude porte à la fois sur l'ampleur et la vitesse à laquelle les banques adaptent leurs taux suite aux évolutions de leurs conditions de refinancement. Dans ce mécanisme d'adaptation, les banques peuvent amplifier, amortir, voire neutraliser, l'incidence d'un ajustement de politique monétaire.

L'étude du *pass-through* vise principalement le canal du taux d'intérêt. Toutefois, dans une approche plus large, elle intègre aussi le canal du crédit, le canal du capital bancaire et l'effet des facteurs institutionnels. Le canal du taux d'intérêt désigne l'effet du taux directeur de la banque centrale sur les taux d'intérêt de détail des banques, via les taux des marchés monétaire et obligataire : l'accent est mis sur l'incidence d'une variation des coûts de refinancement sur l'évolution des taux pratiqués sur les prêts bancaires. Cependant, l'approche par le canal du crédit montre que cette incidence peut varier selon la structure du bilan des banques.

L'une des originalités de l'analyse réside dans l'utilisation de données bancaires individuelles portant sur les taux d'intérêt effectifs des prêts distribués par les banques (MIR), observés sur plus de 70 % des flux mensuels de crédits¹ sur la période allant de janvier 2003 à juillet 2007. En effet, les études sur la France étaient jusqu'à présent cantonnées à des données de taux d'intérêt apparents ou agrégées (Baumel et Sevestre, 2000 - Coffinet, 2005). Par ailleurs, les données utilisées ici sont harmonisées au niveau de l'Eurosystème, assurant d'emblée la comparabilité des résultats de cette étude avec ceux des études analogues conduites au sein de la zone euro. Un autre apport de l'étude tient à la différenciation des comportements selon les compartiments du marché du crédit : le crédit aux entreprises, à l'habitat et à la consommation. Enfin, cette étude propose à la fois des estimations du *pass-through* banque par banque puis sur données de panel.

Le plan de l'article se présente comme suit. La section 2 décrit les évolutions des taux d'intérêt au niveau agrégé et rappelle les spécificités institutionnelles du marché du crédit français susceptibles d'affecter le processus de transmission de la politique monétaire. La section 3 identifie les principaux déterminants théoriques du *pass-through*. La section 4 détaille les données utilisées et les traitements mis en oeuvre pour aboutir à un panel cylindré. La section 5 présente les résultats de l'approche univariée ainsi que les déterminants individuels du *pass-through*. La section 6 expose la stratégie d'estimation sur données de panel avant d'en présenter les résultats. La section 7 conclut.

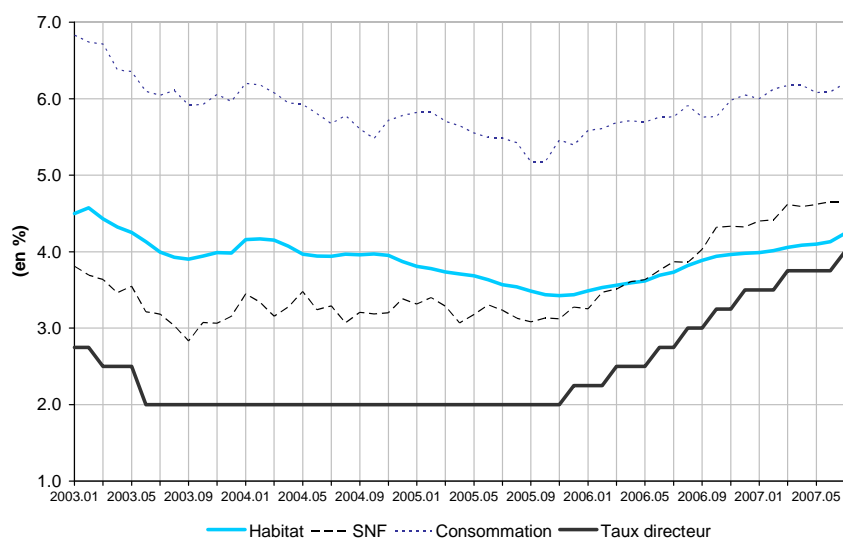
¹ Les crédits considérés dans cette étude excluent les découverts et autres crédits de trésorerie non-échancés (crédit revolving notamment).

2 Le marché du crédit en France

2.1 Les taux bancaires agrégés et les taux monétaires

Au niveau agrégé, la marge d'intermédiation, définie comme l'écart entre le taux directeur et les taux sur crédits nouveaux, s'est légèrement réduite en France entre 2003 et 2007 (cf. Graphique 1). Selon Coffinet (2005), cette baisse, perceptible depuis le passage à la monnaie unique, peut être attribuée à l'intensification de la concurrence à l'échelle de la zone euro. Si l'accélération de la transmission des impulsions de politique monétaire semble une tendance générale dans la zone euro, elle paraît plus marquée en France.

Graphique 1 : Evolution des taux débiteurs agrégés sur les crédits nouveaux et du taux directeur de la BCE

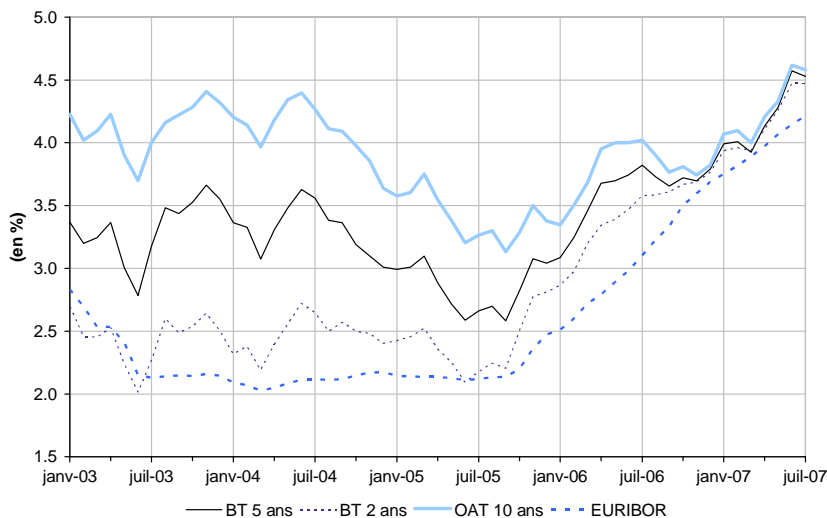


La période 2003-2007 comporte plusieurs phases : une phase de baisse du taux des opérations principales de refinancement de la BCE (amorcée en septembre 2001) jusqu'à la mi-2003 ; une phase de stabilité durant près de deux ans et demi ; un cycle de hausse à partir de décembre 2005, portant progressivement ce taux de 2% en novembre 2005 à 4% en juillet 2007. Cette période est également caractérisée par une baisse des taux débiteurs entre 2003 et 2005, en particulier sur le compartiment des crédits à l'habitat, concomitante avec une quasi stabilité des taux monétaires.

Par ailleurs, la fin de période est marquée par un aplatissement de la courbe des taux (cf. Graphique 2). Quelle que soit l'échéance, les taux de marché ont convergé à partir de 2005. Toutefois, de mars à juin 2007, ces taux se sont tendus conduisant ainsi à un léger redressement de la courbe des taux. Sur le dernier point de l'échantillon (juillet 2007), une tension est perceptible sur les taux du marché monétaire ; elle reflète les premiers signes de la crise de liquidité qui a affecté les compartiments courts du marché monétaire à partir du milieu de l'été 2007. Parallèlement, la légère baisse des taux du marché obligataire apparue dès la fin juillet

peut être attribuée à un phénomène de "*flight to quality*" vers les bons et obligations du Trésor français².

Graphique 2 : Evolution des taux des marchés monétaire et obligataire par maturité³

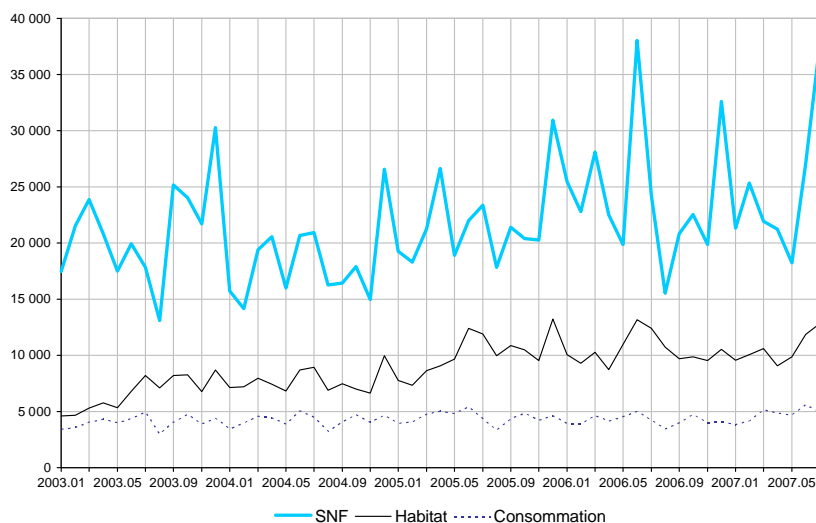


Cette période est également marquée par un dynamisme exceptionnel de la distribution du crédit en France : depuis 2003, les encours de crédit à l'habitat ont progressé à un rythme annuel moyen de 14 %; les encours de crédits aux Sociétés Non Financières (SNF) ont crû en moyenne de 9 % par an depuis 2004 après un ralentissement en 2003 ; la croissance des encours de crédit à la consommation a été en revanche plus modérée. Ce dynamisme de l'offre de crédit est allé de pair avec la baisse des taux débiteurs jusqu'à la fin de l'année 2005. En outre, les flux de crédits ont un profil heurté et présentent une forte variabilité au mois le mois en particulier pour ce qui concerne les crédits aux SNF (cf. Graphique 3).

²Les turbulences sur les marchés financiers de l'été 2007 ont entraîné une réappréciation du risque : des arbitrages ont été opérés au profit des emprunts publics et au détriment des catégories d'actifs plus risqués, ce qui a entraîné un repli des rendements obligataires notamment dans la zone euro.

³Nous aurions également pu choisir comme alternative des taux de swap sur Euribor de même échéance.

Graphique 3 Evolution des flux agrégés par compartiment de marché (en Millions €)



2.2 Les caractéristiques institutionnelles du marché du crédit

Les spécificités de la collecte de l'épargne et de la distribution du crédit en France

L'épargne réglementée peut constituer un frein à la transmission des taux d'intérêt de marché aux taux d'intérêt bancaires. A cet égard, le passif des banques françaises est constitué majoritairement⁴ de dépôts réglementés, peu sensibles aux mouvements de taux de marché. Cette structure de ressources se traduit de manière symétrique par une moindre réactivité dans la fixation des taux débiteurs⁵.

Par ailleurs, la distribution du crédit en France se distingue par une relativement faible part des prêts à taux variables (cf. Annexe 4 - Graphique d), ce qui réduit mécaniquement la transmission de la politique monétaire. Toutefois, si ce paramètre est crucial pour la transmission des chocs monétaires à l'économie réelle, il n'affecte pas notre estimation du coefficient de *pass-through*. En effet, les taux débiteurs des crédits nouveaux n'intègrent pas les contrats à taux variables passés. Par exemple, le calcul du taux des crédits à l'habitat ne prend pas en compte les révisions des contrats liés aux évolutions des taux de marché. Nos estimations se focalisent donc sur l'effet marginal de la politique monétaire et non sur pas l'effet direct sur le stock de crédit.

La concentration du système bancaire

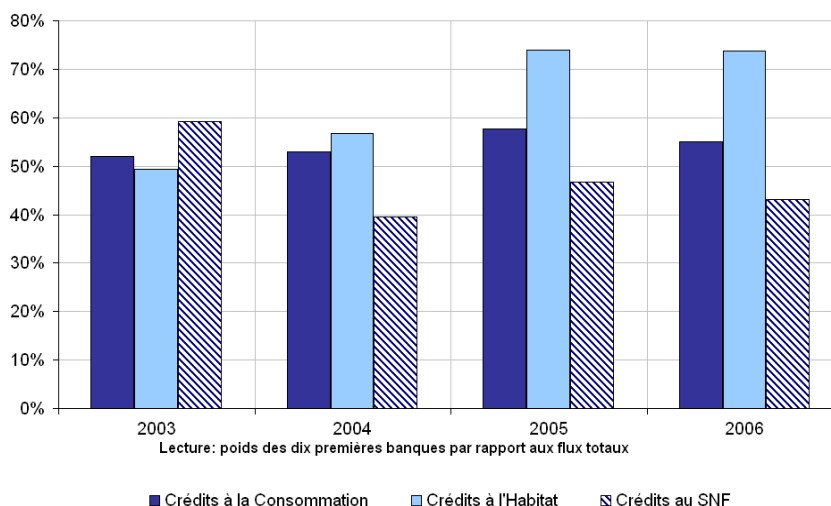
La concentration sur le marché du crédit donne une première indication sur la magnitude du *pass-through*. Selon le modèle Monti-Klein (cf. infra), le coefficient de *pass-through* est en effet inversement proportionnel au pouvoir de marché de la banque. Le degré de concentration doit être considéré comme un indicateur plutôt qu'un déterminant du *pass-through* agrégé. La concentration du système bancaire français

⁴La part des dépôts réglementés (Livrets A, Codevi, PEL/CEL) s'élevait à 61,2% en 2003 (Gabielli et Durant, 2005).

⁵Toutefois, depuis le 1er août 2004, le taux du livret A est déterminé à partir du taux Euribor 3 mois et du taux d'inflation.

peut être mesurée par la proportion des opérations réalisées par les établissements les plus importants. Les dix premières banques distribuent plus de 40 % des flux totaux de crédits nouveaux, quel que soit le compartiment de marché considéré. Leur part de marché atteint 70% sur le compartiment des crédits à l'habitat (cf. Graphique 4).

Graphique 4 : Les parts de marché des dix premiers établissements de crédit



Note : les parts de marché sont calculées à partir des flux de crédits

La dimension « groupe bancaire »

Une mesure complémentaire de la concentration consiste à prendre en compte, non seulement les réseaux regroupés sous une même enseigne, mais également l'ensemble de leurs filiales. Mesurée sur la base des groupes économiques d'appartenance (GEA)⁶, la concentration apparaît alors logiquement plus élevée que sur une base individuelle. L'indice Herfindahl⁷ calculé par le SGCB intègre ainsi la "dimension groupe". L'indice tient compte à la fois du nombre d'entités et de la distribution de crédits. En pratique, un indice inférieur à 0,10 correspond à un marché peu concentré, s'il est compris entre 0,10 et 0,18 le marché est modérément concentré et au delà de 0,18, il est associé à un marché fortement concentré. Il est égal 0,14 pour les crédits à l'ensemble de l'économie et 0,16 pour le crédit aux particuliers. L'indicateur est resté globalement stable depuis 2003 (cf. Rapport de la Commission Bancaire, 2006). L'affiliation à un groupe bancaire, via une structure en holding a une influence significative sur les volumes de crédits octroyés (Ashcraft, 2006) et sur la formation des taux débiteurs. En effet, l'appartenance à un groupe bancaire desserre les contraintes

⁶ Les groupes économiques d'appartenance sont composés d'établissements de crédit ayant des liens en capital et qui sont contrôlés par une même entité. Huit groupes dominent aujourd'hui le système bancaire français : BNP-Paribas, Crédit agricole, Société générale, Crédit lyonnais, CCF-HSBC, Banques populaires, Caisses d'épargne, Crédit mutuel-CIC

⁷ L'indice de Herfindahl somme les carrés des parts de marché des établissements de crédit. L'indice se situe entre 0 et 1 (0 dans le cas d'un marché où un grand nombre d'intervenants se partagent également les parts de marché, 1 dans une situation de monopole).

financières des banques, notamment pour les plus petites, et atténuée ainsi la sensibilité de l'offre de crédits aux chocs de politique monétaire.

Enfin, la concentration n'exclut pas une vive concurrence au sein du secteur bancaire : d'après l'enquête trimestrielle sur la distribution du crédit menée par la Banque de France, la pression concurrentielle exercée par les établissements de crédit a fortement contribué ces dernières années à assouplir les critères d'octroi de crédit. Cette tendance se manifeste depuis 2004 à la fois pour les crédits aux entreprises et aux particuliers et constitue une des principales raisons pour lesquelles les marges bancaires sont restées faibles en France sur la période.

3 Les déterminants du *pass-through* du taux d'intérêt

3.1 Les fondements théoriques

Les estimations du *pass-through* du taux d'intérêt reposent très souvent sur des spécifications empiriques. Toutefois, le modèle de Monti-Klein (voir Freixas et Rochet, 1997 p. 59 pour une présentation) offre un cadre théorique pour analyser le comportement des banques en situation d'oligopole⁸. Dans ce modèle, les banques fixent leurs taux débiteurs selon une logique de facturation du coût de la ressource en appliquant un taux de marge à un taux de marché (canal monétaire). La situation d'oligopole signifie également pour les banques que l'élasticité à la demande de prêts intervient dans la tarification des taux débiteurs. Ce cadre peut être enrichi par la prise en compte des autres canaux de transmission : le canal du crédit et le canal du capital bancaire. Ainsi, suite à un durcissement de la politique monétaire, le comportement de fixation des taux peut être différent selon la liquidité et la solvabilité des banques.

La demande de prêts

Le taux d'intérêt débiteur dépend de la demande de prêts et donc positivement de l'activité économique réelle : en effet, des conditions économiques favorables font augmenter le nombre de projets rentables en termes de valeur actuelle nette, ce qui contribue à nourrir la demande de crédit (Kashyap, Stein et Wilcox, 1993). De plus, la prise en compte de variables macroéconomiques permet de capter les évolutions cycliques. En effet, le rythme d'ajustement des taux bancaires aux taux de marché peut varier de manière asymétrique en fonction des phases du cycle avec une répercussion plus forte en phase ascendante que dans les phases de creux conjoncturel.

Le canal du crédit

La théorie du canal du crédit étudie la réaction de l'offre de prêt à une modification de la politique monétaire (Bernanke et Gertler, 1995). Un durcissement monétaire, impliquant une hausse des taux de marché, encourage les agents à substituer des titres aux dépôts. Ceci a donc un impact négatif dans la collecte de fonds des banques, qui n'ayant pas accès à des substituts parfaits, doivent se montrer plus restrictives

⁸Le marché du crédit se caractérise par de nombreuses barrières à l'entrée : coûts fixes élevés, coûts de changement de banque (switching costs), etc.

dans leur offre de crédit. En conséquence, la structure financière des banques – liquidité, capitalisation, taille du bilan – est un facteur important de la réponse des taux bancaires aux évolutions des conditions de financement. Par exemple, les banques dont les actifs sont moins liquides (Kashyap et Stein, 2000) sont supposées plus vulnérables aux chocs sur les taux de marché. En effet, ayant peu de titres liquides, ces banques ne disposent pas de stocks de sécurité dans lesquels puiser pour atténuer l’impact d’une variation du taux directeur, ce qui accentue la transmission vers les taux bancaires. Par ailleurs, la répartition entre dépôts et financements de marché au passif des banques affecte leur réactivité et l’ampleur de leurs modifications de taux débiteurs. Celles ayant davantage recours au financement obligataire (Berlin et Mester, 1999) s’ajustent plus rapidement.

Le canal du capital bancaire

La théorie du canal du capital bancaire (voir Mésonnier 2005, pour une revue de cette littérature) est axée sur le rôle joué par les fonds propres des banques : suite à un durcissement monétaire, les banques peuvent subir des pertes du fait de leur exposition au risque de taux, lié à la transformation des échéances, entre prêts à long terme et dépôts à court terme. Si leurs fonds propres deviennent trop faibles au regard des obligations prudentielles et si elles ne peuvent pas, sans coût additionnel, compenser la baisse des dépôts par le recours à des financements externes (certificats de dépôt, émissions obligataires, Kishan et Opiela, 2000), elles doivent alors diminuer leurs prêts et augmenter leurs marges, ce qui accroît de facto l’amplitude de la transmission.

3.2 Les principaux résultats des études sur la zone euro

De nombreux travaux ont porté sur les mécanismes de transmission de la politique monétaire au sein de la zone euro. Les premières études sur le *pass-through* sont fondées sur des séries de taux agrégées par pays, mais par la suite, l’utilisation des données individuelles a été privilégiée, avec notamment la prise en compte des caractéristiques bancaires et/ou des structures de marché.

Les études sur données de taux agrégées (cf. Tableau 1) mettent en évidence le caractère hétérogène de la vitesse et de l’ampleur du mécanisme d’ajustement des taux débiteurs des banques. La mise en place de l’euro s’est traduite par l’accélération et la convergence de la vitesse de transmission des impulsions de politique monétaire entre les pays de la zone euro notamment en France, en Italie et en Espagne. En revanche, l’hétérogénéité entre pays demeure marquée en ce qui concerne l’ampleur de la transmission. En outre, au sein d’un même pays, les caractéristiques de l’ajustement diffèrent nettement selon le segment du marché bancaire considéré : l’ajustement tend à être plus rapide et ample pour les crédits aux entreprises, d’autant plus que les durées des emprunts sont longues ; il est plus inerte pour les crédits aux ménages, tout particulièrement pour les crédits à la consommation.

Tableau 1 : Estimation du *pass-through* pour la zone euro

(Ajustement des taux débiteurs après un choc de 100 pb des taux monétaire)

Elasticité	Taux débiteurs	
	Court terme	Long terme
Mojon (2000)	0,53	.
Angeloni et Ehrmann (2003)	0,38	0,74
de Bondt (2002)	0,19-0,55	0,80-1,04
de Bondt et al. (2005)	0,04-0,38	0,48-0,74
Coffinet (2005)	0,39-0,46	0,63-0,70
Kleimeier et Sander (2006)	0,25-0,45	0,65-0,75
Sorensen et Werner (2006)	.	0,38-1,17

Note : court terme = ajustement après 3 mois

Ces études portent sur l'ensemble de la zone euro, les périodes considérées diffèrent selon les auteurs

De façon analogue, les études nationales sur données individuelles concluent à un ajustement plus rapide et plus ample des taux des crédits aux entreprises par rapport à ceux des crédits aux ménages. Elles mettent également en évidence une forte hétérogénéité des comportements de fixation des taux d'intérêt entre banques, en lien avec leurs caractéristiques individuelles. En Allemagne et en Belgique (Weth, 2002 - De Graeve et al., 2004), la taille des banques joue positivement sur leur réactivité suite à une variation des taux de marché. En outre, les capitaux propres, la part des dépôts au passif, celle des titres liquides et celle des prêts octroyés à long terme à l'actif, constituent autant de facteurs dont le niveau élevé favorise une relative inertie à l'ajustement des taux bancaires (Gambacorta, 2004).

Plusieurs travaux récents ont abordé la problématique du *pass-through* à partir des nouvelles données harmonisées MIR. Sorensen et Werner (2006) confirment l'existence d'une forte hétérogénéité des *pass-through* au sein de la zone euro. Dans leur étude sur la transmission des taux de marché aux taux de détail débiteurs et créditeurs des principales banques belges, Baugnet, Collin et Dhyne (2007) mettent en évidence un ajustement rapide mais partiel des taux bancaires suite à une variation du taux de marché, ainsi qu'une forte hétérogénéité entre les compartiments de marché (SNF, habitat, consommation) et entre les produits bancaires. D'autres études évaluent également l'incidence du degré de concurrence sur la transmission aux taux bancaires : Lago-Gonzalez et Salas-Fumas (2005) mettent en évidence, à partir de données micro-bancaires espagnoles, un effet du pouvoir de marché des banques sur la rigidité et l'asymétrie de l'ajustement des taux bancaires suite aux variations des taux de marché. Ils montrent en particulier que la vitesse d'ajustement des taux décroît d'abord avec le degré de concentration du marché puis augmente à partir d'un certain seuil de concentration ; Van Leuvensteijn et al.(2007) analysent pour la zone euro l'effet de la concentration du marché du crédit sur la fixation des taux bancaires de détail sur la période 1994-2004 et trouvent qu'une concurrence plus intense va de pair avec une vitesse d'ajustement des taux bancaires plus élevée à court et à long terme. Toutefois, ces résultats fondés sur les données MIR voient leur portée diminuée du fait de l'inertie des taux de marché entre 2003 et 2005, la remontée des taux de marché étant

intervenue dans le courant de l'année 2006 et surtout en 2007. En revanche, la présente étude couvre une période plus longue et prend en compte cette dernière phase de hausse des taux de marché.

4 Les données

4.1 Statistiques MIR et BSI⁹

Les taux débiteurs

L'échantillon est composé de banques "généralistes" i.e. celles qui réalisent un volume significatif d'opérations de dépôt et de crédit au moyen d'un réseau de guichets – et d'établissements de crédit "spécialisés". Il comprend des établissements nationaux ainsi que des succursales et filiales d'établissements de crédit opérant en France mais dont le siège est situé hors du territoire français. Seuls les établissements opérant en France métropolitaine¹⁰ sont retenus.

Les banques spécialisées sont suivies en tant que telles. En revanche, les données des banques "généralistes" sont celles d'un sous échantillon de guichets. Les données sont ensuite agrégées afin d'obtenir des estimations mensuelles de flux et de taux moyen par banque. Au total, l'échantillon comprend 170 banques¹¹. Il couvre, en moyenne sur la période, 70 % des encours de crédit à la consommation, 88 % des encours du crédit à l'habitat et 74 % des encours de crédit aux SNF.

Par rapport aux travaux antérieurs effectués sur données françaises (Baumel et Sevestre 2000), l'originalité des données MIR est de fournir des taux observés appliqués aux contrats nouveaux, et non des taux apparents. Il s'agit de taux effectifs au sens étroit (TESE) correspondant à la composante actuarielle du taux effectif global (TEG). Les taux des crédits nouveaux sont ventilés par compartiment de marché : crédits à l'habitat, crédits à la consommation et crédits aux entreprises.

Les caractéristiques bancaires

Les données d'encours de crédit ainsi que les indicateurs de taille, de capitalisation et de liquidité au niveau individuel sont issues de la base BSI :

- la taille est mesurée par l'actif du bilan de la banque ;
- la liquidité d'une banque peut se définir comme sa capacité à honorer des engagements financiers à très court terme. Une mesure étroite en est donnée par la somme de la monnaie centrale et des actifs facilement échangeables en monnaie centrale dont elle dispose (Valla et al. , 2006). Comptablement, la mesure de la liquidité correspond aux opérations de trésorerie et aux opérations interbancaires figurant à son actif¹². Quant au ratio de liquidité / Actif, il est de 21,5 % sur l'ensemble de l'échantillon mais l'hétérogénéité entre

⁹ "Balance Sheet Items": statistiques du bilan monétaire.

¹⁰ Les établissements implantés dans les DOM-TOM et à Monaco, pour lesquels la tarification des taux est spécifique, sont éliminés.

¹¹ Les 98 banques entrées dans l'échantillon en 2006 n'ont pas été incorporées dans la base.

¹² Opérations de trésorerie et opérations interbancaires = encaisses (billets et monnaies) + opérations avec les banques centrales + comptes ordinaires et débiteurs + comptes et prêts + valeurs reçues en pension + valeurs non imputées + créances entre banques (douteuses et rattachées)

les banques est très forte. Le ratio de liquidité évolue dans un intervalle compris entre 5% et 80% ;

- la capitalisation est mesurée à partir des fonds propres¹³. Les ratios de capitalisation / Actif sont proches des exigences réglementaires en matière de capital bancaire (cf. Tableau 2).

Tableau 2 : Structure financière des banques françaises (2005)

En millions d'euros	Taille			Total
	"Petite"	"Moyenne"	"Grande"	
Actif moyen	499,9	4562,8	75197,2	21903,4
Liquidité	99,2	995,1	19864,4	5652,0
Ratio de liquidité	21,4%	19,3%	27,1%	21,5%
Capitalisation moyenne	36,1	315,2	3087,0	971,6
Ratio de capitalisation	8,0%	7,1%	7,4%	7,3%
Obs.	22	108	40	170

Source : Banque de France, BSI Champs : échantillon MIR

Sélection des taux de marché

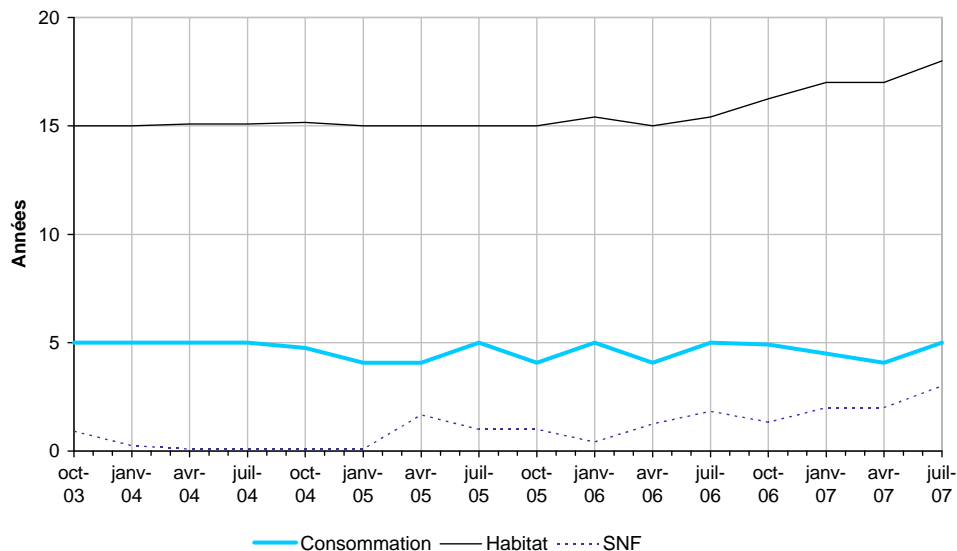
Pour sélectionner le taux de marché de référence, nous adoptons l'approche « *cost of fund* », selon laquelle le taux est fixé en fonction du coût de la ressource bancaire. De plus, le taux de marché utilisé porte sur une échéance comparable à celle des crédits. Par hypothèse, lorsqu'une banque accorde un prêt immobilier, les fonds proviennent de l'émission d'une obligation de durée longue. Pour définir le taux de marché de référence, on se réfère à la durée initiale médiane sur le segment de crédit considéré. Cet indicateur est défini à partir des données de l'enquête sur le crédit (cf. Graphique 6). Il conduit à sélectionner le taux des bons du Trésor à 2 ans pour les crédits aux SNF, le taux des bons du Trésor à 5 ans pour les crédits à la consommation et le taux des OAT à 10 ans pour l'habitat¹⁴. Une approche alternative consiste à choisir le taux de marché sur la base des corrélations avec le taux bancaire.

A titre d'illustration, le graphique 5 montre la tendance à l'allongement de la durée des crédits nouveaux, qui est allée de pair avec la hausse des taux directeurs, notamment sur le segment des prêts immobiliers à partir de la fin 2005. La durée des prêts aux entreprises, très courte en début de période en raison de la part prépondérante des crédits d'échéance inférieure à un an, s'est également allongée de manière significative depuis cette date.

¹³Capitalisation = fonds pour risques bancaires généraux + primes liées au capital et réserves + capital + report à nouveau.

¹⁴Cette sélection est cohérente avec les taux de référence retenus notamment par Boutillier et Rousseaux (2005).

Graphique 5 : Durées médianes des nouveaux crédits (pondération par les montants)



Source : Banque de France, Enquête sur le crédit

4.2 Redressements et corrections

L'approche retenue consiste à partir des données élémentaires brutes issues de la collecte, de les agréger, puis de traiter les problèmes de valeurs manquantes ou atypiques en exploitant la dimension temporelle des données. L'objectif est d'obtenir un panel cylindré exploitable par les méthodes économétriques retenues par la suite.

La population bancaire de l'échantillon a enregistré neuf fusions sur la période. Afin de tenir compte de ces changements de périmètre, la banque issue de la fusion est "reconstituée" : les taux et les flux sont réropolés à partir des données des établissements participant à l'opération. Au total, neuf opérations de ce type, principalement liées à des mouvements au sein des grands réseaux mutualistes, ont été traitées de la sorte sur la période considérée.

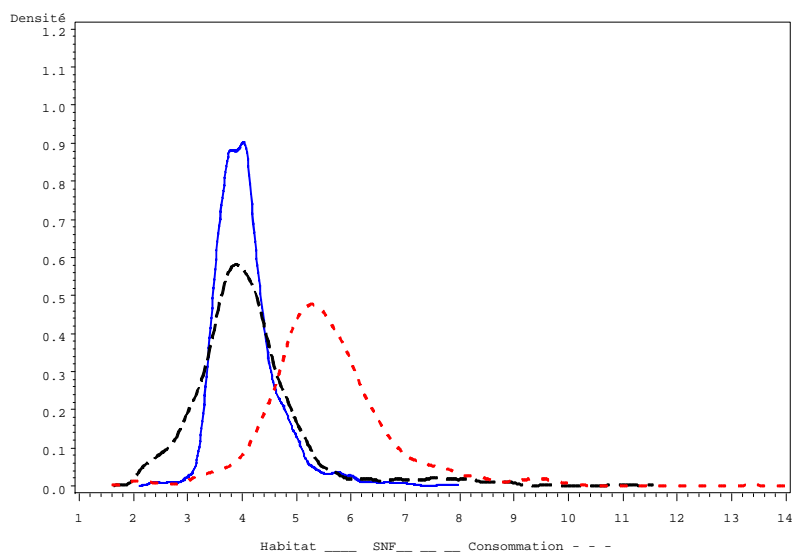
Les procédures économétriques d'interpolation et de correction des données ont été réalisées avec le logiciel Tramo, après élimination des banques comportant plus de 16 observations manquantes sur la totalité de la période. La procédure consiste à estimer de manière itérative des modèles d'intervention (cf. Annexes 1 et 2 pour le détail de la méthode). Notons que les points manquants correspondent à de véritables non-réponses ou reflètent l'absence d'activité pour la période considérée. En effet, il est possible que certaines banques spécialisées enregistrent une activité marginale sur d'autres segments de marché et n'octroient pas de crédits à certaines dates.

Les « points » correspondant à des taux inférieurs au taux directeur ont été considérés comme anormaux, et retraités. On considère ainsi comme points aberrants les taux inférieurs au taux de refinancement de 100 points de base ou plus. Dans ce registre, les taux préférentiels des crédits accordés aux membres du personnel des établissements de crédit n'ont pas été pris en compte.

4.3 L'hétérogénéité des comportements de fixation de taux

Les comportements de fixation des taux débiteurs sont caractérisés par une forte hétérogénéité au sein d'une même catégorie de crédit. Celle-ci est plus particulièrement marquée dans le cas des crédits aux sociétés non financières et des crédits à la consommation. Les distributions de taux d'intérêt, permettent d'illustrer cette hétérogénéité des comportements de fixation des taux bancaires (cf. Graphique 6). Ces distributions sont asymétriques sur les trois compartiments de marché. Elles sont en effet contraintes à gauche par les taux directeurs qui constituent un seuil de rentabilité pour les banques, et à droite par le seuil de l'usure (voir Lacroix 2006 pour une mesure des effets de la législation de l'usure).

Graphique 6 : Distribution des taux d'intérêts débiteurs (année 2004)¹⁵



Par ailleurs, la fixation des taux diffère selon la taille et la catégorie juridique de la banque. Le taux d'intérêt des banques de petite taille est supérieur d'un point environ à celui des grandes banques sur les compartiments des crédits à la consommation et aux SNF (cf. Annexe 3). Cet écart est de l'ordre de 0,6 point entre les petites banques et les grandes et moyennes banques, sur le marché des prêts à l'habitat. Baumel et Sevestre (2000) ont montré que les grandes banques généralistes sont davantage soumises à la

¹⁵La distribution des taux est estimée par un estimateur non paramétrique classique à noyau gaussien avec sélection automatique du paramètre de bandwidth.

concurrence que les banques de petite taille et que cette différence est imputable à la forte implantation régionale et à la spécialisation des petits établissements sur des segments moins concurrentiels. Toutefois, cette partition de la population bancaire en fonction de la taille des établissements ne suffit pas à segmenter efficacement le marché du crédit.

Le comportement de fixation des taux débiteurs varie en effet également en fonction du statut juridique des établissements de crédit (cf. Annexe 3). Au 31 décembre 2005, ceux-ci se décomposent en : 47% de sociétés financières, un tiers de banques commerciales, 14% de banques mutualistes, le reste (soit environ 6%) correspondant aux Caisses de Crédit Municipal et aux Institutions Financières Spécialisées.

Le contraste le plus significatif entre ces catégories concerne le crédit à la consommation pour lequel l'écart de taux entre banques mutualistes et sociétés financières est de 1,13 point. Sur le compartiment des crédits à l'habitat, cet écart tombe à 0,18 point. Les Sociétés Financières se singularisent par une tarification systématiquement supérieure aux autres catégories. Ces établissements, a priori hétérogènes en termes d'activités exercées (crédit-bail, affacturage, etc.) réalisent 40% de leurs contrats sur le segment de long terme qui autorise des marges plus élevées (Lacroix et Rousseau, 2007).

5 Estimation du *pass-through* selon une approche univariée

Le traitement préalable de la base de données conduit à un échantillon cylindré de 170 banques observées en fréquence mensuelle de janvier 2003 à juillet 2007. Comme dans la plupart des études empiriques, les taux débiteurs et de marché sont intégrés d'ordre 1. Le *pass-through* est d'abord estimé banque par banque, le modèle retenu adopte la forme classique d'un modèle à correction d'erreur.

5.1 Stationnarité des variables et ruptures de tendance

Le test proposé par Elliott, Rothenberg et Stock (ERS) est mis en oeuvre pour tester la stationnarité des séries de taux pour chacune des trois catégories de crédits considérées (SNF, Consommation et Habitat). On vérifie également que les séries de taux ne subissent pas de changement structurel dû à la modification de l'échantillon intervenue en février 2006. En effet, cette modification de la mesure des taux peut impliquer l'acceptation de l'hypothèse de racine unitaire avec les tests traditionnels.

A notre connaissance, il n'existe pas de méthode permettant d'identifier simultanément la présence de racines unitaires et de ruptures se produisant à une date inconnue. Dans un premier temps, nous cherchons à détecter les dates de rupture afin de conduire des tests de racine unitaire sur les séries filtrées. Cette identification est effectuée en utilisant la procédure proposée par Tsay (1996)¹⁶. Au total, 16% des séries de crédits aux SNF, 14% des séries de crédits à la consommation et 13% des séries à l'habitat se trouvent affectées par une rupture de tendance avec des dates de rupture réparties sur l'ensemble de la période d'estimation et février 2006 n'apparaît pas comme un point d'accumulation.

¹⁶Cette méthode est mise en oeuvre avec le logiciel Tramo.

Les tests ERS¹⁷ sont répliqués sur les séries filtrées du changement de niveau. Les résultats (cf. Tableau 3) des tests ne sont pas modifiés par la prise en compte de la rupture dans le cas des crédits à l'habitat et des crédits à la consommation. En revanche, huit séries de crédits aux SNF sont stationnaires une fois filtrées des changements de niveau. Enfin, le test de Zivot et Andrews (1992), est mis en œuvre pour vérifier la robustesse des résultats¹⁸, ce test indique que pour une majorité des séries, l'hypothèse nulle d'une racine unitaire sans changement structurel n'est pas rejetée. Les écarts, par rapport aux résultats des autres tests, proviennent du fait que le test de Zivot et Andrews estime la date de rupture et donne ainsi plus de poids à l'hypothèse de stationnarité. Selon ce test, la date de rééchantillonnage de février 2006 ne ressort pas de manière significative. D'une manière générale, les séries sont intégrées à l'ordre 1 sans rupture de niveau. La stationnarité des variables macroéconomiques (taux de marché, inflation, production) est également testée avec l'approche ERS. Les résultats indiquent également la présence d'une racine unitaire sur ces séries.

Tableau 3 : Tests de stationnarité (% de séries rejetant l'hypothèse nulle)

Test	Test ERS	Test ERS sur séries filtrées	Test de Zivot Andrews
	Rejet de H ₀	Rejet de H ₀	Rejet de H ₀
Crédits aux SNF	14%	19%	31%
Crédits à la consommation	22%	22%	34%
Crédits à l'habitat	5%	5%	12%

Note : Même si les hypothèses testées étaient valides pour toutes les banques, le pourcentage d'acceptation serait de l'ordre de 95%

5.2 Tests de cointégration univariés

Pour tenir compte de la nature des séries, des tests de cointégration sont conduits pour les taux débiteurs et les taux de marché de référence. Le test utilisé, proposé par Phillips et Ouliaris (1990), se fonde sur l'approche de Philips-Perron pour déterminer si le terme d'erreur \hat{u}_t est non-stationnaire dans le régression $y_{i,t} = \hat{c}_i + \hat{\beta}'_i x_{it} + \hat{u}_t$ avec $y_{i,t}$ taux débiteur et x_t taux de marché. Les résultats sont présentés dans le tableau 4. Dans le compartiment des crédits aux SNF, l'hypothèse de non cointégration est rejetée au seuil de 10% dans la plupart des cas. Pour les crédits à la consommation et à l'habitat, les séries cointégrées sont moins nombreuses. Le test de la trace (Johansen) a été mené sur les mêmes variables et aboutit à des résultats similaires.

¹⁷Les valeurs critiques sont identiques à celles du test standard dans la mesure où les dates de rupture sont supposées connues dans cette deuxième étape (Lütkepohl, Müller et Saikkonen, 1999).

¹⁸Pour la mise en œuvre du test, on choisit un modèle intégrant une rupture sur la moyenne. L'hypothèse nulle de ce test est que la série possède une racine unitaire sans changement structurel.

Tableau 4 : Tests Phillips-Ouliaris (% de séries rejetant l’hypothèse nulle)

Compartiments	Proportion de rejet de H_0 parmi les banques
Crédits à la consommation	41%
Crédits à l’habitat	30%
Crédits aux SNF	73%

Note : le test est effectué au seuil $\alpha = 5\%$

Au total, l’hypothèse nulle, synonyme d’absence de cointégration entre taux débiteur et taux de marché, n’est pas rejetée pour un nombre significatif de banques. Ce résultat ne signifie pas qu’il n’existe pas de relation entre les deux variables de taux, mais plutôt que pour la période traitée, cette relation est plus complexe à caractériser : la prise en compte de la source de non-stationnarité des résidus sera abordée dans le cadre de l’analyse sur données de panel (cf. section 6.4).

5.3 Les résultats des estimations univariées

Le modèle estimé correspond à la forme conditionnelle du modèle complet décrivant la dynamique conjointe de l’ensemble des variables, toutes considérées alors comme endogènes. Le modèle du taux débiteur $r_{i,t}$ de la banque i est obtenu en conditionnant par rapport aux autres variables explicatives. Nous supposons ici que les variables explicatives comprennent le taux de marché r_t ainsi qu’un vecteur de variables macroéconomiques Z_t (ici Z_t limité à l’indice de production industrielle en volume). En considérant un nombre équivalent de retards sur chacune des variables, le modèle s’écrit sous la forme conditionnelle d’un modèle à correction d’erreur :

$$\Delta r_{i,t} = \mu_i + \sum_{p=1}^P \phi_{i,p} \Delta r_{i,t-p} + \sum_{q=0}^Q \theta_{i,q} \Delta r_{t-q} + \gamma_i z_{i,t-1} + \sum_{r=0}^R a'_{i,r} \Delta Z_{t-r} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

Le terme stationnaire $z_{i,t}$ représente l’écart par rapport à la cible de long terme :

$$r_{i,t} = c_i + \delta_i r_t + z_{i,t} \quad (2)$$

La variable figurant dans la relation de long terme est endogène relativement à ce modèle, ce qui implique notamment qu’elle soit corrélée avec le résidu $z_{i,t}$. Les variables des relations (1) et (2) sont I(1). Le terme ($\varepsilon_{i,t}$) est un bruit blanc temporel pour chaque banque, mais il peut exister des corrélations inter-individuelles à t fixé. Dans cette approche, tous les coefficients, y compris les coefficients de la relation de long terme, sont spécifiques à l’individu i . Le modèle est estimé séparément pour chaque banque afin d’en déduire la distribution des coefficients.

Conformément aux spécifications testées, on retient une seule relation de cointégration et l’on suppose que les variables macroéconomiques n’interviennent que dans la relation de court terme. S’agissant des banques pour lesquelles la cointégration entre taux de marché et taux débiteur a été refusée, on voit que $\gamma_i = 0$. Ce cas correspond à un cas limite de la modélisation, un modèle uniquement spécifié en variation étant difficilement interprétable.

Les paramètres d'intérêt sont ceux du modèle conditionnel, y compris $\beta_i = (c_i, \delta_i)'$. Un test d'exogénéité faible permet de déterminer si l'omission du modèle marginal implique une perte d'information pour l'estimation de ces paramètres.

Le modèle marginal s'écrit :

$$\Delta \begin{pmatrix} r_t \\ Z_t \end{pmatrix} = C_i + \sum_{p=1}^P \Phi_{i,p} \Delta \begin{pmatrix} r_{t-p} \\ Z_{t-p} \end{pmatrix} + \sum_{q=1}^Q \tau_{i,q} \Delta r_{i,t-q} + \omega_i z_{i,t-1} + E_{i,t} \quad (3)$$

avec la propriété d'orthogonalisation $\text{cov}(\varepsilon_{i,t}; E_{it}) = 0$. Dans ce cadre :

- $(r_t, Z_t)'$ est faiblement exogène pour l'estimation de γ_i et β_i si et seulement si $\omega_i = 0$. Cette condition est en fait suffisante pour assurer l'exogénéité faible de $(r_t, Z_t)'$ pour l'estimation de l'ensemble des paramètres du modèle conditionnel. Cette propriété n'a de sens que lorsque $\gamma_i \neq 0$, c'est-à-dire lorsqu'il y a effectivement cointégration.

- $r_{i,t}$ ne cause pas $(r_t, Z_t)'$ au sens de Granger si $\tau_{i,q} = 0$ pour $q = 1, \dots, p$.

La condition de non-causalité, combinée à l'exogénéité faible ($\omega_i = 0$) se traduit par l'exogénéité forte des variables $(r_t, Z_t)'$ dans le modèle conditionnel. Cette condition est importante dans la mesure où elle valide l'usage de ce modèle en simulation dynamique (conditionnellement aux variables r_t et Z_t), notamment pour la représentation des fonctions de réponse. En effet, la dynamique des variables "explicatives" r_t et Z_t n'est alors pas affectée par les valeurs présentes et passées de $r_{i,t}$. Leurs trajectoires peuvent être définies sans qu'il y ait besoin de prendre en compte une éventuelle rétroaction vers le taux débiteur $r_{i,t}$. Dans la mesure où le modèle complet est un VECM dans lequel la structure de l'espace de cointégration est complètement élucidée, les statistiques de Wald associées à ces deux hypothèses suivent asymptotiquement des lois du Khi-2. Le tableau 5 montre la proportion de banques pour lesquelles on accepte l'hypothèse testée au seuil de 5%.

Tableau 5 : Test d'exogénéité¹⁹ sur données individuelles (% de séries acceptant l'hypothèse nulle)

Compartiment	Exogénéité faible	Exogénéité forte
Crédits à la consommation	78%	61%
Crédits à l'habitat	43%	53%
Crédits aux SNF	64%	41%

Note : Même si les hypothèses testées étaient valides pour toutes les banques, le pourcentage d'acceptation serait de l'ordre de 95%

¹⁹L'ordre P du VECM est estimé sur la base du critère de Schwartz calculé à partir de l'estimation en niveau du modèle VAR sous-jacent. Le test d'exogénéité faible ne concerne que les banques pour lesquelles la cointégration taux débiteur/taux de marché a été acceptée. Le test d'exogénéité forte concerne uniquement les banques pour lesquelles l'exogénéité faible a été acceptée, ce qui revient à tester la non-causalité à partir des paramètres contraints. En cas de refus de l'hypothèse d'exogénéité faible, la p -value du test d'exogénéité forte est mise à zéro. L'idée ici est que la première hypothèse reposant sur un nombre réduit de paramètres, le test délivre des conclusions relativement robustes. Il semble pertinent d'utiliser ensuite cette information pour réduire le nombre de degrés de liberté du test d'exogénéité forte.

Il est intéressant de comparer ces résultats avec ceux issus de l'estimation du VECM agrégé, c'est-à-dire avec le taux débiteur mensuel \bar{r}_t moyen obtenu par agrégation des taux individuels $r_{i,t}$, la structure du modèle étant pour le reste identique. On obtient alors les p -values suivantes :

Tableau 6 : Test d'exogénéité sur données agrégées

Compartiment	Exogénéité faible	Exogénéité forte
Crédits à la consommation	0,02	-
Crédits à l'habitat	0,02	-
Crédits aux SNF	0,06	0,06

Pour les données agrégées, les hypothèses d'exogénéité sont rejetées : il y a une rétroaction des variables macro-économiques vers le taux débiteur moyen. Le diagnostic obtenu à partir des estimations sur données individuelles décrit une situation moins tranchée. En effet, l'exogénéité forte est acceptée pour 40 à 60% des banques suivant le marché considéré. L'exogénéité faible est acceptée dans un cas sur deux pour le crédit à l'habitat et plus fortement pour les crédits à la consommation et aux SNF. Ces résultats montrent aussi une perte d'efficacité dans l'estimation des paramètres individuels à partir du seul modèle conditionnel pour le crédit à l'habitat. Ils justifient également l'emploi d'un estimateur autre que les MCO pour l'estimation des paramètres de long terme.

Estimation de la relation de long terme

La relation de long terme est estimée par la méthode des moindres carrés "Fully-Modified" (FMOLS), (Phillips et Hansen, 1990). Cette méthode permet de corriger l'endogénéité des régresseurs qui résulte de l'existence d'une relation de cointégration (voir Annexe 4 pour plus de détails). En effet, si le résidu de la relation de cointégration est corrélé avec les innovations des régresseurs, les paramètres sont biaisés à distance finie en dépit de leur convergence asymptotique²⁰.

La spécification retenue pour la relation de long terme inclut le taux de marché de référence. A l'équilibre stationnaire, les taux débiteurs dépendent donc uniquement du coût de la ressource bancaire. Selon les résultats des estimations (cf. Tableau 7), les élasticités agrégées témoignent d'un ajustement incomplet à une variation des taux de marché, de l'ordre de 0,7-0,8 selon le compartiment de marché considéré. Toutefois, la dispersion des coefficients de *pass-through* est forte (cf. Annexe 5). Les coefficients négatifs obtenus pour une dizaine de banques ne sont pas retenus dans ces résultats. Ils signifieraient en effet que sur le segment de marché considéré, ces banques se refinancent structurellement à perte. Une situation de *pass-through* incomplet à long terme signifie que les banques disposent d'un "pouvoir de marché".

Estimation de la relation de court terme

La relation de court terme est estimée en ayant recours aux méthodes du bootstrap (cf. Annexe 7 pour plus de détails). Cette démarche est nécessaire car le nombre élevé de paramètres rapporté au nombre limité

²⁰La méthode effectue une double correction de l'estimateur des MCO de type non-paramétrique utilisant la matrice de variance de long terme du vecteur formé par le résidu de l'équation de long-terme et le taux de marché. Cette matrice est estimée ici par l'estimateur proposé par Andrews (1991). Les résultats obtenus sont robustes à des spécifications alternatives semi-paramétrique (Deen Haan et Levin (1992)) ou non paramétrique (Phillips, Sun et Jin (2005)).

d'observations dans la dimension temporelle modifie la loi limite des estimateurs. En particulier, la variance peut être biaisée à distance finie. Dans un premier temps, le modèle n'est pas contraint aux seules variables significatives et l'intégralité des retards²¹ est conservée. Sur les trois compartiments de marché, pour chaque banque, l'inférence est menée à partir de nouveaux échantillons des taux débiteurs, eux-mêmes obtenus après ré-échantillonnage des résidus de court terme. Cette méthode permet de déterminer de manière robuste la significativité des paramètres. Sur la base de ces résultats, on ré-estime le modèle contraint aux paramètres significatifs. Dans un second temps, on réitère le processus de bootstrap à partir des nouveaux paramètres estimés et de la loi des nouveaux résidus estimés. Les estimations obtenues à partir des paramètres issus des 1000 échantillons bootstrap constitués permettent en outre de corriger une partie du biais²² de l'estimateur initial.

Les résultats des estimations sont présentés dans le tableau 7. Elles sont restreintes à la population des banques cointégrantes. L'élasticité de long terme agrégée δ est calculée comme la moyenne des élasticités individuelles, pondérées par les flux (\bar{F}_i le flux moyen sur la période pour la banque i) et les pondérations de sondage p_i :

$$\delta = \frac{\sum p_i \bar{F}_i \delta_i}{\sum p_i \bar{F}_i}, \quad \theta = \frac{\sum p_i \bar{F}_i \theta_i}{\sum p_i \bar{F}_i} \quad (4)$$

Sous l'hypothèse d'indépendance entre les individus, l'écart-type agrégé σ_δ peut être mesuré selon:

$$\sigma_\delta = \sqrt{\frac{\sum p_i^2 \bar{F}_i^2 \sigma_i^2}{(\sum p_i \bar{F}_i)^2}} \quad (5)$$

L'élasticité de court terme θ correspond à l'ampleur de la réponse à 3 mois du taux débiteur d'une banque à une variation de 100 points de base du taux monétaire de référence. Le coefficient estimé est obtenu à partir des coefficients de la fonction de réponse du taux débiteur au taux de marché obtenue après agrégation des fonctions de réponse individuelles. Formellement,

$$\theta = \sum_{k=0}^3 \Psi_k \quad \text{avec} \quad \Psi_k = \frac{\sum p_i \bar{F}_i \Psi_{i,k}}{\sum p_i \bar{F}_i} \quad (6)$$

Les fonctions de réponse individuelles résultent de l'écriture équivalente à (1):

$$r_{i,t} = \mu_i + \sum_{k=0}^{+\infty} \Psi_{i,k} r_{t-k} + \sum_{r=0}^R a'_{i,r} \Delta Z_{t-r} + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

²¹On retient 2 à 5 retards pour la variable endogène, jusqu'à 12 retards pour le taux de marché pour tenir compte des délais de transmission de la politique monétaire et 6 retards pour capter les effets de demande (cf. Annexe 6).

²²Il s'agit d'un biais lié à la taille finie de l'échantillon.

Tableau 7 : Estimation banque par banque : élasticités agrégées

Compartiment	Elasticité	Court terme (θ)	Long terme (δ)	Force de rappel (γ)
Crédits aux SNF	Total	0,61	0,84 (0,08)	-0,76
	Généralistes	0,68	-	-
	Mutualistes	0,39	-	-
Crédits à l'habitat	Total	0,43	0,61 (0,15)	-0,43
	Généralistes	0,46	-	-
	Mutualistes	0,40	-	-
Crédits à la consommation	Total	0,53	0,85 (0,19)	-0,98
	Généralistes	0,54	-	-
	Mutualistes	0,41	-	-

Note: les écarts types agrégés sont donnés entre parenthèses pour le coefficient de long terme.

La transmission des variations du taux de marché aux taux débiteurs des banques suite à un choc sur les taux monétaires de 100 points de base après trois mois varie entre 43 bp et 61 bp selon le compartiment de marché. Comme dans les autres pays européens, l'amplitude de l'ajustement des crédits aux entreprises est plus élevée que pour les crédits aux ménages. Les entreprises ont en effet plus facilement accès à des sources de financements alternatives, par le biais de financements de marché pour les plus grandes d'entre elles (Kashyap, Stein et Wilcox 1993) ou par un recours accru au crédit fournisseur. Cette concurrence d'autres modes de financement oblige les banques à une forte réactivité dans leurs comportements de fixation de taux. Ces résultats suggèrent également une transmission plus faible aux taux des crédits à l'habitat. Ce résultat est cohérent avec la baisse récente du taux de marge bancaire observée sur ce compartiment de marché (cf. Rapport de la Commission Bancaire 2006), déjà perceptible sur les séries agrégées de taux (cf. Graphique 1). En particulier, les banques ne semblent pas avoir répercuté la hausse du taux de marché entamée depuis la fin 2005 sur ce segment de marché. Par ailleurs, la transmission des impulsions de politique monétaire varie sensiblement selon la catégorie juridique des établissements de crédit. D'une manière générale, l'élasticité de court terme est plus élevée pour les banques généralistes que pour les groupes mutualistes. Ce résultat est également homogène avec les écarts observés sur les taux moyens selon la catégorie juridique des banques (cf. 4.3).

Pour interpréter l'ajustement incomplet du *pass-through*, les théories de la rigidité des prix ont été appliquées aux taux d'intérêt. Tout d'abord, en considérant l'existence de contrats implicites entre les banques et les emprunteurs, les banques garantissent ainsi à certains emprunteurs la stabilité de leurs conditions de crédit et ne répercutent donc pas intégralement les fluctuations des taux de marché (Berger et Udell, 1992). Ensuite, en introduisant un coût d'ajustement dans la décision de changer les taux (Mizen et Hofmann, 2004) : la modification du taux débiteur n'intervient alors que si elle conduit à un gain compensant ces "coûts de menu". Enfin, le caractère incomplet de la transmission peut aussi résulter de l'asymétrie d'information entre prêteurs et emprunteurs qui peut conduire les banques à rationner les quantités de crédit octroyées et à limiter la hausse de leurs taux d'intérêt pour limiter les risques d'anti-sélection (Stiglitz et Weiss, 1981).

Influence des caractéristiques bancaires

Pour rendre compte de la distribution des coefficients du *pass-through*, nous nous intéressons à ses déterminants individuels. La dispersion des coefficients n'est pas expliquée par les caractéristiques individuelles des banques (taille, ratio de capitalisation, ratio de liquidité). Seule la part des crédits à taux variable apparaît significative mais son effet n'est pas intuitif. Les variables testées ne permettent pas de confirmer l'hypothèse selon laquelle la structure du passif, la part des fonds propres ou celle des dépôts, affecteraient le mécanisme de transmission des taux de marché aux taux débiteurs. Ni le ratio de capitalisation ni celui des dépôts n'ont d'impact significatif sur les taux débiteurs. A l'actif, le degré de liquidité n'a pas d'effet significatif sur le *pass-through*, tandis que, de manière générale, la taille des banques n'apparaît pas comme un facteur d'hétérogénéité dans l'ajustement de leurs taux bancaires. Les résultats ne permettent pas non plus de confirmer l'hypothèse d'un effet négatif du pouvoir de marché sur l'ajustement.

En revanche, à un niveau plus détaillé, la part des crédits à taux variable apparaît discriminante. Son effet sur le mécanisme d'ajustement des taux de nouveaux crédits n'est cependant pas intuitif. Selon une première hypothèse, une part élevée de crédits à taux variables pourrait favoriser l'ajustement des taux pratiqués sur les taux de marché. Un impact positif sur le *pass-through* pourrait alors en résulter si les crédits à taux variables représentaient une très forte proportion, stable au cours du temps, des nouveaux crédits émis par les banques, ce qui est le cas pour les SNF. Une hypothèse alternative est liée à l'existence d'asymétries d'information entre prêteurs et emprunteurs. De récents résultats affichent en effet un *pass-through* de long terme plus élevé, au sein d'une même catégorie de crédits, pour les crédits dont les durées sont les plus longues (De Graeve et al. 2006, Sorensen et Werner 2006). Une durée de crédit plus longue accroît l'exposition de la banque au risque de défaut de l'emprunteur en lien avec l'aléa moral qui caractérise la relation de crédit. Les établissements prêteurs seraient alors incités à surveiller plus étroitement les fluctuations du marché lors de la fixation des taux sur de tels contrats de crédit. Les crédits à taux variables comme les crédits à court terme auraient ainsi pour effet de diminuer le risque lié à l'aléa moral. L'effet attendu sur le *pass-through* est alors négatif. Cet effet est observé pour les crédits à l'habitat.

Tableau 8 : Les déterminants de l'hétérogénéité du *pass-through*

	SNF		Habitat		Consommation	
	PT à 3 mois	PT de LT	PT à 3 mois	PT de LT	PT à 3 mois	PT de LT
Constante	0,70***	0,87***	0,39***	0,70***	0,37***	0,64***
Taille	0,03	0,01	0,02	0,02	0,06**	0,10***
Capital	-0,41	-0,17	0,71	-0,39	-0,06	-0,65
Liquidité	-0,47	-0,12	-0,09	-0,11	0,02	0,26
Dépôts	0,11	0,11	0,13	0,18	-0,04	-0,20
Part de marché	0,95	-1,87	-1,20	-0,27	-2,66	-6,22*
Crédits à tx variable	0,35	0,70***	-0,11	-0,25**	na	na

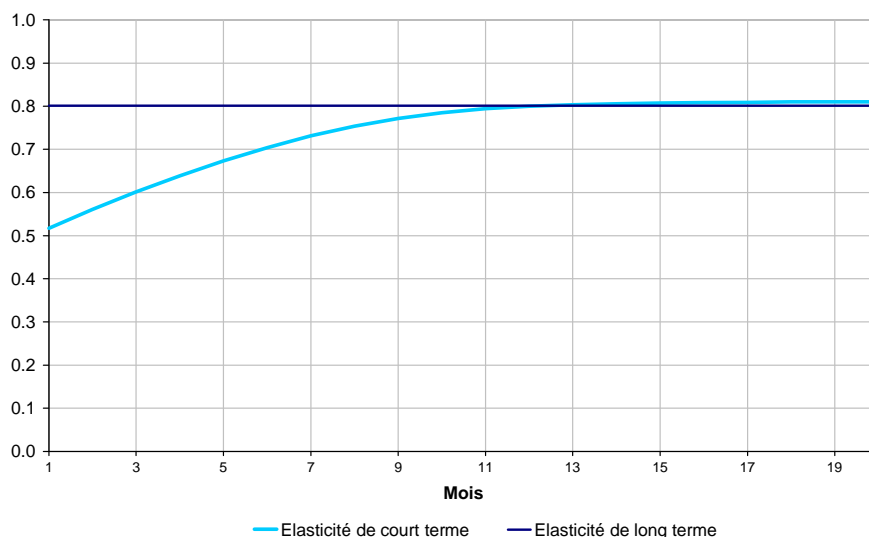
Note : MCO, écart-type robuste

(*) (**) (***) significatif au seuil de 10%, 5% et 1%

Délai de retour à l'équilibre de long terme

Les coefficients de la force de rappel indiquent la vitesse de l'ajustement vers l'équilibre de long terme : en moyenne ils sont plus élevés pour les crédits aux sociétés non financières et les crédits à la consommation (cf. Tableau 7). De façon analogue, les délais de transmission aux taux débiteurs suite à une modification permanente des taux de marché sont de 9 mois pour les crédits à la consommation, de 11 mois pour les crédits aux SNF (cf. Graphique 7) et de 15 mois pour les crédits à l'habitat. Ces chiffres sont significativement supérieurs à ceux obtenus par Coffinet (2005)²³ à partir de séries agrégées sur la période 1999-2003. En effet, on utilise un indicateur différent²⁴ mesurant le délai associé à l'effet total du choc de taux monétaire (cf. Annexe 8). Cet indicateur se fonde sur la fonction de réponse et offre une représentation complète du processus de transmission date après date ; l'effet de long terme correspondant à l'effet total du choc.

Graphique 7 : Réponse du taux des crédits aux SNF à un choc permanent de 100 pb sur le taux à 5 ans



6 Estimation du *pass-through* de long terme sur données de panel

Les avantages des données de panel sont maintenant largement documentés : gains en termes d'identification des coefficients, prise en compte de l'hétérogénéité et de l'influence des caractéristiques non observables. En outre, les développements récents de l'économétrie des données de panel non stationnaires permettent de tenir compte du degré d'intégration des séries. En effet, lorsque T est "grand", l'étude de la stationnarité importe pour l'estimation sur données de panel. L'équation est estimée en niveau et l'on se focalise dans

²³ Les délais moyens d'ajustement obtenus par Coffinet (2005) sont pour le crédit l'habitat 2,2 mois, 7,2 mois pour le crédit à la consommation, 0,9 mois pour les crédits à court terme aux entreprises et 3,2 mois pour les crédits à long terme aux entreprises.

²⁴ De façon analogue à de nombreuses études empiriques, Coffinet (2005) utilise sur le délai moyen d'ajustement comme mesure de processus de transmission d'un choc de taux.

cette section sur la problématique du *pass-through* de long terme. De plus, cette approche permet de couvrir l'intégralité de la population bancaire. La démarche suivie dans cette section est analogue à celle mise en oeuvre dans les sections précédentes. On teste tout d'abord la présence de racines unitaires, puis l'existence d'une relation de cointégration entre les taux. On estime enfin ces relations de cointégration en adoptant plusieurs spécifications alternatives.

6.1 Tests de stationnarité

Depuis les travaux fondateurs de Levin et Lin (1992), il est possible de tester la stationnarité sur des données de panel. Cette classe de tests a un double avantage : ajouter la dimension individuelle permet d'accroître la puissance des tests de stationnarité standards ; les distributions limites de ces tests suivent pour l'essentiel des lois normales. Plusieurs stratégies ont été proposées pour adapter les tests ADF et ERS aux données de panel. On considère l'approche d'Im, Pesaran et Shin (1997) (IPS) fondée sur un modèle ADF avec effets individuels et sans tendance :

$$\Delta y_{i,t} = \alpha_i + \rho_i y_{i,t-1} + u_{i,t} \quad (8)$$

où α_i est l'effet individuel défini par $\alpha_i = -\rho_i \gamma_i$ et $u_{i,t}$ est $N.i.d(0, \sigma^2)$

Le test IPS²⁵ consiste à appliquer un test ADF séparément sur les séries individuelles. L'hypothèse nulle est $H_0 : \rho_i = 0, \forall i = 1, \dots, N$ et l'hypothèse alternative : $H_a : \rho_i < 0$ ²⁶. La statistique $t_{-bar} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_i$ est la moyenne des statistiques t_i des tests ADF sur les séries individuelles. Cette statistique peut être normalisée en tabulant les deux premiers moments de la distribution de t_i . Les résultats normalisés de la statistique t_{-bar} suivent une loi normale centrée réduite lorsque que $T \rightarrow \infty$ puis $N \rightarrow \infty$ (hypothèse de convergence séquentielle).

$$\frac{\sqrt{N}(t_{-bar} - E(t_t))}{\sqrt{V(t_T)}} \xrightarrow{\text{seq}} N(0, 1) \quad (9)$$

où $E(t_t)$ et $V(t_T)$ désignent respectivement la moyenne et la variance de t_{iT} sous l'hypothèse nulle d'intégration d'ordre 1.

Pesaran (2007) enrichit ce test pour prendre en compte la dépendance entre individus. Les corrélations entre individus ne sont plus traitées comme des paramètres de nuisance mais exploitées pour définir la stratégie du test. Pesaran (2007) considère le modèle (5) augmenté d'un facteur commun modélisant la dépendance entre les individus :

$$\Delta y_{i,t} = \alpha_i + \rho_i y_{i,t-1} + c_i \bar{y}_{t-1} + d_i \Delta \bar{y}_t + v_{i,t} \quad (10)$$

²⁵Ce test aboutit au rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire au seuil de 1% pour les taux des crédits à la consommation et aux SNF et à 5 % pour les taux des crédits à l'habitat.

²⁶Sous l'hypothèse alternative peuvent coexister deux types d'individus : des individus indicés $i = 1, \dots, N_1$ pour lesquels la variable $y_{i,t}$ est stationnaire et des individus indicés $i = N_1 + 1, \dots, N$ pour lesquels la dynamique de la variable $y_{i,t}$ admet une racine unitaire. La taille N_1 de l'ensemble des individus stationnaires est a priori inconnue mais vérifie $0 < N_1 \leq N$, puisque si $N_1 = 0$ on retrouve alors l'hypothèse nulle. On admet de plus que le ratio $\frac{N_1}{N}$ vérifie $\lim_{N \rightarrow \infty} \frac{N_1}{N} = \delta$ avec $0 < \delta \leq 1$.

$$u_{i,t} = \gamma_i \theta_t + \epsilon_{i,t} \quad (11)$$

où α_i est l'effet individuel défini par $\alpha_i = -\rho_i \gamma_i \theta_t$ avec θ_t le facteur commun entre les individus. Pesaran montre que l'introduction des moyennes individuelles $\bar{y}_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N y_{it}$ et du retard \bar{y}_{t-1} permet de filtrer le facteur commun θ_t lorsque $N \rightarrow \infty$. Pour chaque individu $i = 1, \dots, N$, on estime ce modèle et la statistique associée à l'hypothèse nulle de racine unitaire pour l'individu i et notée $t_i(N, T)$. La statistique appelée *CIPS*, pour *Cross-Sectionally Augmented IPS* est la moyenne de ces statistiques individuelles :

$$CIPS(N, T) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_i(N, T) \quad (12)$$

On rejette l'hypothèse nulle de racine unitaire si la statistique $CIPS(N, T)$ est inférieure à la valeur tabulée par Pesaran (2007). Le tableau 9 indique que pour chaque compartiment, l'hypothèse nulle de stationnarité ne peut être rejetée quel que soit le modèle choisi.

Tableau 9 : Résultats des tests de Pesaran (2007) et Choi (2006)

Modèle	Test de Pesaran			Test de Choi		
	Sans effets fixes CIPS*	Effets fixes CIPS*	Effets fixes et trend CIPS*	Modèle avec effets fixes et tendance		
				Pm	Z	L*
Conso.	-2,83 (0,01)	-3,01 (0,01)	-3,53 (0,01)	19,36 (0,00)	-8,51 (0,00)	-9,71 (0,00)
Habitat	-2,85 (0,01)	-3,06 (0,01)	-3,37 (0,01)	1,96 (0,02)	4,89 (1,00)	5,15 (1,00)
SNF	-3,35 (0,01)	-3,59 (0,01)	-4,26 (0,01)	28,07 (0,00)	-9,55 (0,00)	-12,63 (0,00)

Note : Pm est un test de Fisher modifié et rejette l'hypothèse nulle pour une valeur positive élevée de la statistique;

L* est un test logit ; Z et L* rejettent l'hypothèse nulle pour une valeur négative élevée de la statistique. Les

p-value sont données entre parenthèse

Choi (2006) teste la racine unitaire à partir d'une transformation de la série observée $y_{i,t}$ permettant d'éliminer les corrélations inter-individuelles et les éventuelles composantes de tendance déterministe. Ce test est donc une alternative à celui de Pesaran (2007). Dans le modèle de Choi, on teste l'hypothèse nulle d'une racine unitaire dans la composante idiosyncratique $v_{i,t}$ pour tous les individus du panel : $H_0 : \sum_{j=1}^{P_i} d_{i,j} = 1, \forall i = 1, \dots, N$ contre l'alternative H_a d'une proportion $k > 0$ d'individus au comportement stationnaire. Formellement, sous H_a , il existe N_k individus i tels que $\sum_{j=1}^{P_i} d_{i,j} < 1$ avec $\frac{N_k}{N} \rightarrow k$ si $N \rightarrow \infty$.

Pour chaque compartiment, on rejette l'hypothèse nulle de stationnarité même si les résultats sont moins conclusifs pour le compartiment des crédits à l'habitat. Au total, les résultats des deux tests sur données de panel concluent à la non-stationnarité du panel MIR. L'apparente contradiction avec les résultats de l'approche univariée (cf. 5.2) pourrait provenir d'une proportion effective k de banques "stationnaires" plus faible que celle découlant des tests univariés. Intuitivement, k ne doit pas être trop faible pour que l'hypothèse nulle du test en panel puisse être effectivement rejetée.

6.2 Tests de cointégration

Les tests de cointégration proposés par Pedroni (2000) sont traditionnellement utilisés dans les travaux empiriques sur des panels de pays. Toutefois, Banerjee et al. (2004) ont montré que ces tests présentent des distorsions si l'hypothèse d'indépendance inter-individuelle n'est pas vérifiée. En effet, en présence de dépendance entre individus, le risque de première espèce devient plus élevé que la probabilité nominale. Ceci conduit les tests traditionnels à rejeter à tort l'hypothèse nulle d'absence de cointégration. Banerjee et al. (2004) prennent en compte et modélisent la dépendance inter-individuelle par un ou plusieurs facteurs communs inobservables F_t ²⁷. Ainsi, le résidu de (37) s'écrit sous la forme :

$$z_{i,t} = \lambda'_i F_t + u_{i,t} \quad (13)$$

Où $u_{i,t}$ est la composante idiosyncrasique.

Le test de cointégration repose sur une extension de la méthode PANIC (Bai et Ng, 2004) proposée par Banerjee et Carrion-i-Silvestre (2006). Nous testons l'hypothèse nulle de non cointégration contre l'hypothèse alternative de cointégration avec r facteurs communs. La méthode PANIC est tout d'abord appliquée sur les résidus de façon à extraire les facteurs communs²⁸. Ensuite, Banerjee et Carrion-i-Silvestre (2006) testent l'hypothèse nulle de non cointégration en utilisant la statistique ADF appliquée sur les résidus $u_{i,t}$.

Soit la régression ADF sur les résidus $\hat{u}_{i,t}$:

$$\Delta \hat{u}_{i,t} = \rho_i \hat{u}_{i,t-1} + \sum_{j=1}^k \phi_{i,j} \Delta \hat{u}_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t} \quad (14)$$

Par la suite, les tests ADF individuels sur les résidus sont "poolés" pour obtenir la statistique pseudo-t ADF $_{\hat{u}}$:

$$N^{-1/2} Z_{iNT} = N^{-1/2} \sum_{i=1}^N t_{\hat{\rho}_i} \quad (15)$$

Cette statistique converge vers une distribution normale standard. Les résultats obtenus sont présentés dans le tableau 10. La non-cointégration entre les taux débiteurs et le taux de marché est rejetée. Contrairement à l'approche banque par banque où la non-cointégration était acceptée pour une fraction élevée de banques, ce test permet ainsi de mettre en évidence, dans la double dimension des données de panel, une relation de cointégration entre les taux débiteurs et le taux de marché grâce à la prise en compte explicite de la dépendance inter individuelle.

²⁷Il s'agit d'une dépendance "forte" par opposition à une dépendance dite "faible" associée à une matrice de corrélation spatiale au sens de Pesaran (2003).

²⁸Le BIC modifié par Bai et Ng (2002) est utilisé pour estimer le nombre de facteurs communs (\hat{r}).

Tableau 10 : Test de cointegration en panel avec dépendance inter-individuelle (Banerjee et al., 2006)²⁹

Modèle sans rupture	H ₀ : non cointegration	
Compartiment	Pseudo-t ADF _{\hat{u}} ^c	p-value
Crédits à la consommation	-29,03	0,00
Crédits à l'habitat	-42,66	0,00
Crédits aux SNF	-97,71	0,00

6.3 Le modèle

Nous revenons dans cette section sur les deux difficultés importantes rencontrées lors des étapes précédentes. Tout d'abord, l'absence de cointégration entre taux débiteur et taux de marché relevée lors des estimations individuelles pour une proportion significative de banques indique clairement un problème de variable omise pour l'estimation des *pass-through* de long terme. Ceci s'explique essentiellement par la relative inertie des taux de marché au début de la période, alors que les taux débiteurs moyens poursuivent leur baisse jusqu'en 2005. Il n'est donc pas surprenant qu'une relation linéaire entre ces deux variables ne suffise pas à rendre compte de la dynamique des taux débiteurs pour un grand nombre d'établissements. Notre objectif n'est cependant pas d'estimer un modèle intégrant, outre le taux de marché, toutes les variables pertinentes³⁰ pour l'étude des taux débiteurs. Au contraire, dans notre approche, les variables omises sont des paramètres de nuisance que nous représentons sous la forme de facteurs inobservables. Le modèle augmenté s'écrit :

$$\forall i, r_{i,t}^d = \alpha_i + \beta r_t^m + \lambda_i' F_t + u_{i,t} \quad (16)$$

avec F_t vecteur de r facteurs communs dont l'un au moins est I(1), et $u_{i,t}$ la composante idiosyncrasique. Les facteurs I(1) ne sont pas cointégrés entre eux et ne cointègrent pas non plus avec le taux de marché (r_t^m). Nous nous appuyons ici sur les résultats des estimations individuelles, mais le test de cointégration sur données de panel (cf. section 6.2) est cohérent avec cette analyse, puisqu'il rejette l'hypothèse nulle au profit d'un modèle de cointégration comportant au moins un facteur commun. En outre, les banques pour lesquelles la cointégration était acceptée par le test individuel entre r^d et r^m devraient avoir un poids $\simeq 0$ dans le vecteur λ_i relativement aux facteurs I(1).

Le second point problématique de l'analyse univariée réside dans l'hypothèse implicite d'absence de dépendance dans la dimension individuelle. Or, le marché bancaire présente une forte hétérogénéité due notamment à des stratégies d'implantation différenciées. Les effets de concurrence peuvent entraîner une interdépendance entre les comportements bancaires. Cette dépendance peut être forte si elle affecte tous les établissements à des degrés divers, auquel cas elle peut être modélisée là encore sous forme de facteurs communs inobservables. Elle peut également être faible, de type spatial : on définit alors une matrice d'interaction qui définit, pour chaque banque, son voisinage formé des établissements avec lesquelles elle

²⁹Nous remercions Anindya Banerjee et Josep Lluís Carrion-i- Silvestre pour nous avoir fournis leurs programmes Gauss.

³⁰En outre, ces variables ne sont pas forcément disponibles ni même clairement définies (effets de la concurrence, de la concentration, etc.).

rentre en interaction, dans notre contexte, en concurrence. Cette forme de dépendance est la plus coûteuse en termes de modélisation : on se contentera donc de traiter de la dépendance forte. Pour illustrer ce point, on teste l'existence d'une dépendance inter-individuelle entre les résidus individuels des relations de long terme obtenues banque par banque (on se restreint donc à la population des banques "cointégrantes"). On utilise le test "CD" (Pesaran, 2004) qui possède de bonnes propriétés asymptotiques lorsque T est "petit" et N "grand". Pesaran (2004), montre en effet que sous l'hypothèse nulle d'absence de dépendance inter-individuelles, $CD \Rightarrow N(0, 1)$ avec, pour $N > 1$:

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \left(\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{i,j} \right) \quad (17)$$

Les $\hat{\rho}_{i,j}$ représentent les coefficients de corrélation croisés des résidus³¹.

Un indicateur alternatif purement descriptif, le coefficient de corrélation intra-classe peut-être également calculé. Cet indicateur repose sur l'hypothèse que les résidus $z_{i,t}$ de long terme ont, à t fixé, une variance fixe σ^2 et une corrélation commune γ .

$$\hat{\gamma} = \frac{\sum_{t=1}^T \left(\sum_{i=1}^N z_{i,t} \right)^2 - \sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^N z_{i,t}^2}{(N-1) \sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^N z_{i,t}^2} \quad (18)$$

L'hypothèse nulle d'absence de dépendance inter-individuelle est rejetée pour les trois compartiments de marché (cf. Tableau 11). De façon analogue, la corrélation intra-classe est forte.

Tableau 11 : Dépendance entre banque : Tests de Pesaran (2004) et Corrélation intra-classe

Résidus de long terme	Crédits à la consommation	Crédits à l'habitat	Crédits aux SNF
Statistiques CD	38,19	38,94	31,24
p-values	0,00	0,00	0,00
Coefficients de corrélation intra-classe $\hat{\gamma}$	0,36	0,30	0,52

La présence de dépendance inter-individuelle conduit à écrire le modèle augmenté suivant :

$$\text{Pour } i \in \mathcal{C}, r_{i,t}^d = \alpha_i + \beta r_t^m + \lambda_i' F_t + u_{i,t} \quad (19)$$

avec \mathcal{C} l'ensemble des banques "cointégrantes"³². On voit maintenant que (19) est contenu dans (16), modèle dont nous abordons maintenant l'estimation³³.

³¹Sous l'hypothèse nulle, les $u_{i,t}$ sont supposés i.i.d. dans les dimensions temporelle et individuelle; sous l'alternative, les $u_{i,t}$ peuvent être corrélés entre individus mais pas dans la dimension temporelle.

³²La contrepartie d'un modèle s'appliquant à l'ensemble de la population est évidemment de fixer un coefficient de pass-through β uniforme. On pourrait envisager un modèle dans lequel $\beta \equiv \beta_i$ la seule dimension commune étant apportée par le facteur F_t . Cette piste n'est pas poursuivie ici.

³³Les programmes ont été réalisés avec le logiciel SAS V8.

6.4 Estimation

Détermination du nombre de facteurs

Nous procédons comme suit : on estime d'abord le nombre r de facteurs communs. Pour cela, nous ne travaillons pas sur le résidu $u_{i,t}$ car il est inobservable, mais directement sur $r_{i,t}^d$: cette variable comporte exactement $r_0 = r + 1$ facteurs. L'idée est alors d'estimer le nombre total de facteurs communs (stationnaires et non-stationnaires) à partir de la variable en différence $\Delta r_{i,t}^d$ avec la méthode PANIC de Bai et Ng (2004), puis d'estimer parmi ces r_0 facteurs le nombre de facteurs I(1), soit r_1 . Le nombre de facteurs inobservables est ³⁴ :

$$r = r_1 - 1$$

L'estimation du nombre de facteurs s'effectue sur la base de critères d'information. A l'instar de Bai et Ng (2004), nous privilégions les critères IC1, IC2, PC1 et PC2.

Tableau 12: Critères d'information sur les taux en différences premières

Compartiments	IC1	IC2	IC3	PC1	PC2	PC3	BIC3
Crédits à la Consommation	2	2	3	3	2	3	1
Crédits à l'habitat	3	3	3	3	3	3	2
Crédits aux SNF	3	1	3	3	2	3	1

Tests de stationnarité sur les facteurs communs

Le test $MQ_c^c(m)$ proposé par Bai et Ng (2004) est mis en oeuvre pour déterminer le nombre de tendances communes dans le vecteur des facteurs communs identifiés dans l'étape précédente. Les statistiques obtenues sont fournies dans le tableau 15 pour chaque valeur de r_1 avec les valeurs critiques aux seuils de 1%, 5% et 10%. Les résultats indiquent la présence de deux tendances communes pour les trois compartiments.

Tableau 13 : Résultats du test de stationnarité des facteurs communs

r	Consommation	Habitat	SNF	1%	5%	10%
1	-48.07	-39.76	-53.50	-20.15	-13.73	-11.02
2	-16.67	-24.39	-30.12	-31.62	-23.53	-19.92

A titre de vérification, on peut estimer directement le nombre de facteurs communs I(1) à partir de la variable en niveau $r_{i,t}^d$. La méthodologie est similaire, et repose sur les critères modifiés dénommés IPC1, IPC2 et IPC3. L'existence de deux tendances communes I(1) est confirmée par les trois critères.

Tableau 14: Critères d'information sur les taux en niveau (estimation de r)

Compartiments	IPC1	IPC2	IPC3
Crédits à la Consommation	2	2	2
Crédits à l'habitat	2	2	2
Crédits aux SNF	2	2	2

³⁴Rappelons que le taux de marché étant I(1), il figure automatiquement parmi les facteurs.

En considérant que l'une des tendances communes est représentée par le taux de marché, nous aboutissons à un modèle incluant un seul facteur commun inobservable $I(1)$, et éventuellement un second facteur stationnaire. Notre stratégie est maintenant la suivante : on estime le modèle incluant seulement un facteur $I(1)$, puis on s'assure que la corrélation inter-individuelle de la composante idiosyncratique est devenue d'ampleur négligeable. En effet, il serait théoriquement possible d'estimer les deux facteurs simultanément, mais les tentatives effectuées dans cette direction n'ont pas produit de résultats concluants. La méthode d'estimation apparaît en fait très fragile lorsque l'espace des facteurs n'est pas équilibré, c'est-à-dire, lorsqu'il comporte à la fois des facteurs stationnaires et non-stationnaires.

Estimation en panel avec prise en compte de la tendance commune

Nous estimons simultanément les paramètres factoriels (λ_i, F_t) ainsi que le coefficient de *pass-through* β . Pour cela, nous avons recours à une procédure d'estimation qui tient compte d'une spécificité importante du modèle : la variable "explicative" r_t^m ne dépend pas de i , ce qui élimine par exemple la procédure proposée par Westerlund (2007). La procédure repose sur l'approche Within pour éliminer les effets fixes α_i , la correction Fully-Modified pour corriger l'endogénéité des régresseurs et l'autocorrélation des résidus (cf. Annexe 5), ainsi qu'une démarche itérative pour estimer tous les paramètres. L'estimateur Cup-FM (Continuously Updated Fully Modified) proposé par Bai, Kao et Ng (2006) résulte de la maximisation des vraisemblances concentrées : sous l'hypothèse d'identification standard de facteurs $I(1)$:

$$\frac{\sum_{t=1}^T F_t^2}{T^2} = 1$$

Le passage de l'itération J à l'itération $J + 1$ s'effectue comme suit :

$$\begin{cases} \widehat{\lambda}_i^{(J+1)} = \lambda_i(\beta^{(J)}) \\ \widehat{F}_t^{(J+1)} = F_t(\beta^{(J)}) \\ \widehat{\beta}^{(J+1)} = \beta(\lambda_i^{(J)}, F_t^{(J)}; i = 1, \dots, N \text{ et } t = 1, \dots, T) \end{cases} \quad (20)$$

avec λ_i , F_t et $\beta(\cdot)$ des fonctions explicites dépendant des données $(r_{i,t}^d)$ et (r_t^m) .

On calcule également pour chaque itération la variance résiduelle ($\hat{u}_{i,t} = u_{i,t} - u_{i,\cdot}$).

$$\widehat{\sigma}^{(J)2} = \frac{1}{NT} \sum_{n=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{u}_{i,t}^2 \quad (21)$$

La convergence est atteinte lorsque :

$$\max \left\{ \left| \widehat{\sigma}^{(J+1)2} - \widehat{\sigma}^{(J)2} \right|, \left| \beta^{(J+1)} - \beta^{(J)} \right| \right\} < \varepsilon = 10^{-10}$$

Les estimateurs convergent à la vitesse $T\sqrt{n}$ dès lors que n et $T \rightarrow +\infty$. Ils sont asymptotiquement gaussiens sous l'hypothèse supplémentaire $n/T \rightarrow 0$. Toutefois, dans la mesure où notre base vérifie plutôt n "grand"

par rapport à T , les écart-types des estimateurs doivent être interprétés avec prudence. On obtient alors les résultats suivants :

Tableau 15: Coefficients de *pass-through*, ensemble des banques

Paramètres	Compartiment		
	SNF	Habitat	Consommation
Pass through : $\widehat{\beta}$	0,73	0,71	0,94
Ecart-type de β : $\sigma_{\widehat{\beta}}$	0,09	0,15	0,11
Ecart-type résiduel : $\widehat{\sigma}$	0,24	0,41	0,44

Ces estimations sont globalement cohérentes avec celles des études disponibles. À partir des estimations sur données individuelles entre 1987 et 1992 pour la France, Sevestre et Baumel (2000) obtiennent une évaluation de l'impact d'une modification du taux directeur de la Banque de France d'un point égale à 0.8.

Nous vérifions également que la modélisation retenue a permis d'éliminer les problèmes de spécification du modèle à l'origine de l'introduction d'un facteur inobservable. Dans ce but, on examine la corrélation inter-individuelle qui subsiste entre les composantes résiduelles within $u_{i,t}$. Les résultats présentés dans le Tableau 18 montrent que cette corrélation a disparu pour les crédits à l'habitat, tandis que pour les autres types de crédit, elle est en forte diminution. Nous en concluons donc qu'il n'est pas nécessaire, dans le cadre de l'estimation du *pass-through*, d'estimer un facteur stationnaire supplémentaire³⁵.

Tableau 16 : Dépendance entre banque : Tests de Pesaran (2004) et Corrélation intra-classe

Résidus de long terme	Crédits à la conso	Crédits à l'habitat	Crédits aux SNF
Statistiques CD	3.04	1.36	3.54
p-values ³⁶	0.00	0.17	0.00
Coefficients de corrélation intra-classe $\widehat{\gamma}$	0.014	0.009	0.021

Si les crédits à la consommation affichent toujours le degré de transmission le plus élevé, les deux autres compartiments présentent des coefficients proches de 0,7 avec la particularité pour les SNF d'être revu à la baisse par rapport aux estimations figurant dans le tableau 7. Toutefois, la précision des estimateurs, mesurée par l'écart-type, indique que les deux jeux de coefficients ne sont pas contradictoires, alors même que le périmètre des banques utilisées diffère entre les deux calculs : ensemble de la population bancaire *vs* banques vérifiant une relation de cointégration entre taux débiteur et taux de marché.

Les facteurs communs sont représentés dans les graphiques ci-dessous (en bas, à gauche), avec la trajectoire du taux débiteur moyen³⁷ (en haut), et le taux de marché (en bas, à droite). Le facteur commun capte

³⁵ Les estimateurs demeurent en effet convergents en présence d'une corrélation inter-individuelle limitée et non-persistante pour la composante idiosyncratique.

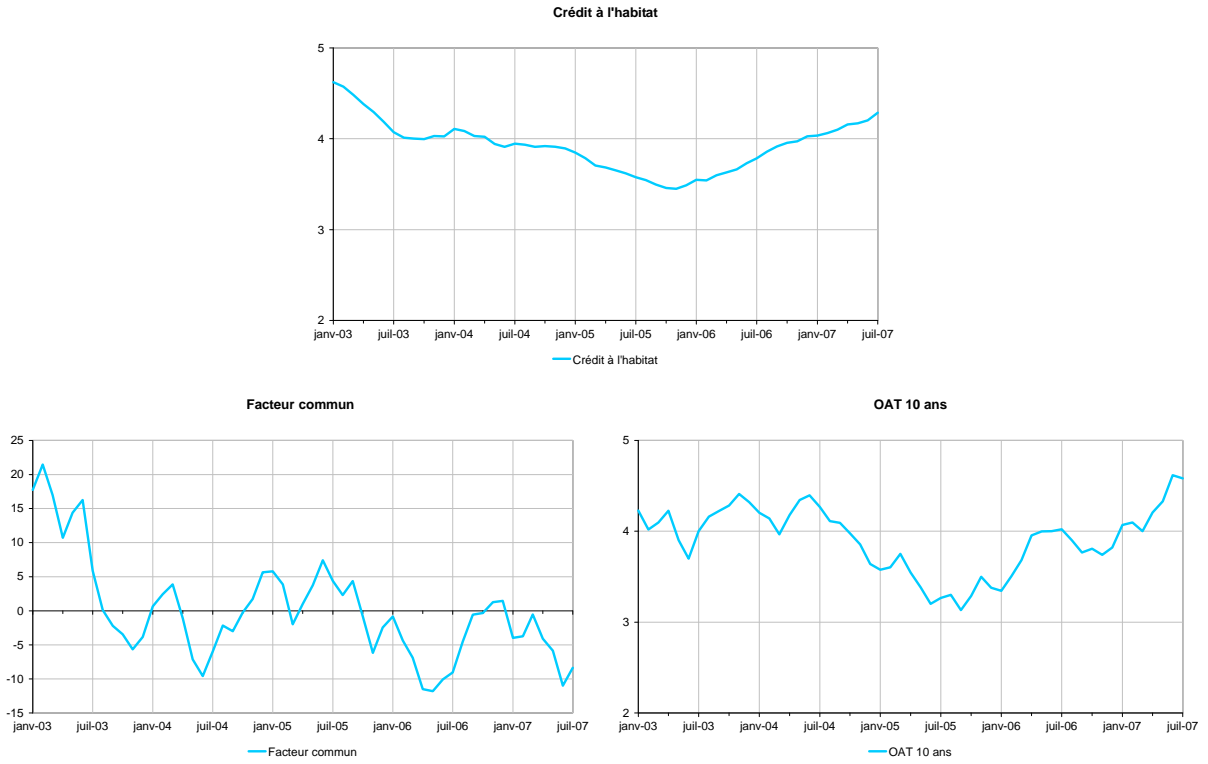
³⁶ Les p-value se réfèrent à un test bilatéral.

³⁷ Ce taux est une moyenne simple des taux individuels : il n'est donc pas directement comparable aux taux pondérés diffusés par ailleurs.

pour l'essentiel la baisse des taux débiteurs sur le début de la période qui n'est pas retracée par le taux de marché. Pour les crédits à l'habitat, cette période couvre l'année 2003. Par la suite, le facteur présente une dynamique plus plate, de type stationnaire.

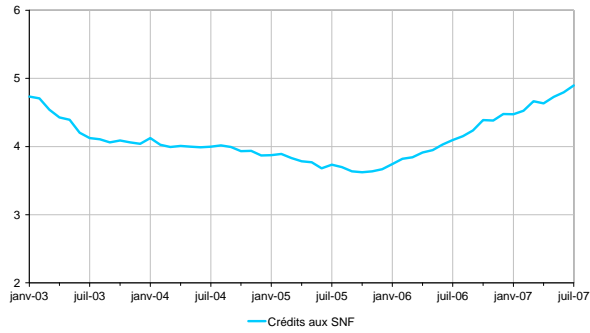
La baisse persistante des taux débiteurs en début de période pourrait s'expliquer par la concurrence au sein du secteur bancaire qui constituerait un premier facteur d'assouplissement des conditions de financement (cf. Revue de Stabilité Financière, juin 2005). Les résultats de l'Enquête trimestrielle sur la distribution du crédit conduite par la Banque de France accèdent cette hypothèse en mettant en évidence au cours de cette période une forte contribution de la pression concurrentielle à l'assouplissement des critères d'octroi du crédit, et simultanément, une réduction des marges pour la majorité des crédits.

Graphique 8 : Estimation Cup-FMOLS - Facteur commun

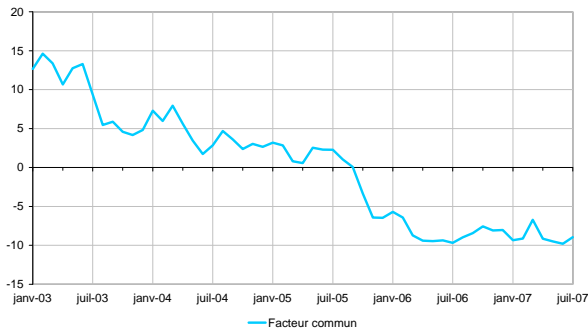


Crédits à l'habitat

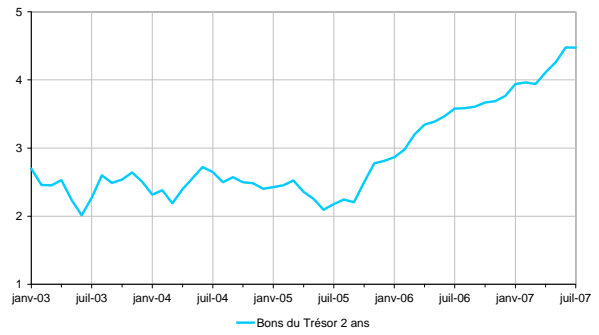
Crédits aux SNF



Facteur commun

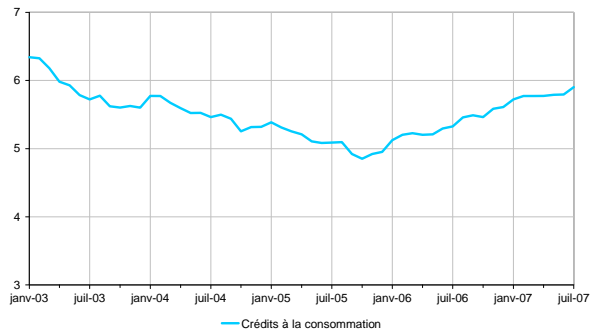


Bons du Trésor 2 ans

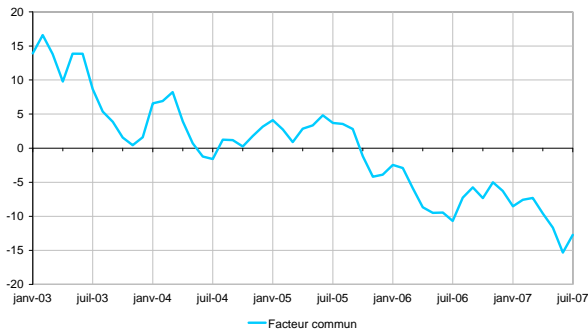


Crédits aux SNF

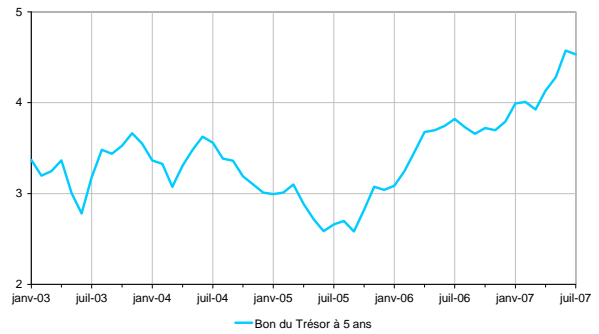
Crédits à la consommation



Facteur commun



Bon du Trésor à 5 ans



Crédits à la consommation

6.5 Prise en compte de l'effet taille

Dans le modèle (16), chaque individu reçoit le même poids lors de la maximisation de la vraisemblance : les grandes banques comptent alors autant que les petites. Si la taille de l'établissement joue un rôle dans le processus de transmission, la non-pondération est de nature à fragiliser l'interprétation du coefficient agrégé β .

En l'absence de résultats théoriques décrivant le comportement des fonctions de vraisemblances pondérées dans le cadre de modèles de panel, le problème peut être abordé de plusieurs façons. L'approche retenue par Lacroix (2006) consiste à recréer un échantillon d'observations indépendantes et équi-distribuées (*i.i.d.*) en tirant avec remise un nouvel échantillon de banques à partir de l'échantillon observé, puis extrapolé selon une variable de pondération pertinente (le total de bilan ou un encours total de crédit). Cette piste n'a pas été suivie, car elle suppose de tester la sensibilité des résultats à l'échantillon particulier obtenu. Nous choisissons plutôt d'estimer le modèle sur la sous-population des banques appartenant à l'un des six plus grands groupes : Crédit-Mutuel, Banques Populaires, Crédit Agricole, Société générale, Caisse d'Épargne et BNP-Paribas. Cette définition des "grandes banques" nous apparaît pertinente car les contraintes de refinancement et de liquidité ne jouent pas de la même manière pour un petit établissement selon qu'il est indépendant où qu'il appartient à un groupe important. En outre, cette stratégie permet de conserver un panel de taille suffisante dans la dimension individuelle et de mettre en oeuvre la même procédure d'estimation.

Tableau 17 : Coefficients de *pass-through*, "grandes" banques

Paramètres	Compartiment		
	SNF	Habitat	Consommation
Pass through : $\widehat{\beta}$	0,72	0,51	1,18
Ecart-type de β : $\sigma_{\widehat{\beta}}$	0,22	0,07	0,20
Ecart-type résiduel : $\widehat{\sigma}$	0,37	0,24	0,40

Par rapport aux résultats obtenus pour l'ensemble de la population (cf. Tableau 15), les estimations sont moins précises pour les crédits aux SNF et à la consommation. Pour ces deux marchés, et compte tenu des écart-types, les ordres de grandeur sont comparables entre la population totale et la sous-population des grandes banques : l'effet taille ne peut ici être mis en évidence. En revanche, les résultats sont différents pour les crédits à l'habitat : les banques adossées à des groupes importants présentent un *pass-through* de long terme plus faible. Autrement dit, sur la période étudiée, les petites banques réagiraient plus fortement aux mouvements de taux. Ce résultat vient préciser l'analyse de la section 5.3 dans laquelle aucun lien probant entre le total de bilan et le coefficient de *pass-through* individuel n'avait pu être mis en évidence.

7 Conclusion

L'objectif de cette étude était d'étudier le comportement de tarification des crédits bancaires suite à une variation du taux d'intérêt, à partir d'un panel de 170 banques sur la période 2003-2007. Les résultats suggèrent tout d'abord une forte hétérogénéité des comportements de fixation de taux entre les banques selon le compartiment de marché, la taille et la catégorie juridique. Avec l'approche univariée, l'élasticité du taux débiteur aux taux de marché est de l'ordre de 0,5 à court terme et de 0,8 à long terme. En outre, suite à un choc sur les taux de marché, le délai de convergence des taux débiteurs est de 9 à 15 mois selon le segment de marché considéré. Pour sa part, le coefficient de *pass-through* à long terme issu du modèle à effets fixes sur données de panel prenant en compte la dépendance inter-individuelle est proche de 0,9 pour les crédits à la consommation et de 0,7 pour les crédits aux SNF et à l'habitat. De plus, l'inclusion d'un facteur commun non stationnaire dans le modèle permet de rendre compte de la baisse des taux débiteurs en 2003 qui ne peut être expliquée par le taux de marché. En effet, durant cette période, la pression concurrentielle a contribué à assouplir les conditions d'octroi de crédit. Au total, ces estimations mettent en évidence un *pass-through* incomplet à long terme.

Plusieurs prolongements pourraient être envisagés. Tout d'abord, une piste consisterait, en utilisant la base de données MIR, à différencier les crédits suivant les critères de durée initiale et de nature, fixe ou variable du taux, et à examiner comment la répartition du portefeuille des banques entre ces catégories se déforme dans le temps. Enfin, la prise en compte de la phase de baisse des taux entamée avant 2003 et l'ajout des derniers "points" de l'année 2007 permettrait d'étudier l'asymétrie du *pass-through* en fonction du cycle des taux. Dans cette optique, prendre en compte la modification des comportements de fixation des taux à la suite des turbulences intervenues durant l'été 2007 sur le marché monétaire semble nécessaire et pertinent.

Bibliographie

- Andrews, Donald W K & Monahan, J Christopher, (1992). "An Improved Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimator," *Econometrica*, vol. 60(4), pages 953-66, July.
- Ashcraft, Adam B (2006), "Are Bank Holding Companies a Source of Strength to Their Subsidiaries," Staff Report no. 189
- Andrews, D. et Zivot, E. (1992), "Further evidence on the Great Crash, the oil price shock, and the unit-root hypothesis", *Journal of Business and Economic Statistics* 10, 251-70
- Angeloni, I. et M. Ehrmann. (2003),. "Monetary Transmission in the Euro Area: Early Evidence", *Economic Policy* 18. 469–501.
- Avouyi-Dovi S., Loupias C., Sevestre P. (2002) "How does monetary policy affect the price and production of new loans? Some evidence from french bank panel data" miméo, Banque de France
- Bai J. et Ng S. (2002), "Determining the number of factors in approximate factor models", *Econometrica*, Vol.70, n1
- Bai J. et Ng S. (2004), "A Panic Attack on Unit Roots and Cointegration", *Econometrica*, Vol.72, n4
- Bai J. (2004), "Estimating cross-section common stochastic trends in non-stationary panel data", *Journal of Econometrics*, Vol.122, p137-183
- Bai J., Kao C., Ng S. (2007) "Panel Cointegration with Global Stochastic Trends," Center for Policy Research Working Papers 90, Center for Policy Research, Maxwell School, Syracuse University
- Benerjee, A., Marcellino, M. et C. Osbat (2004): "Some Cautions on the Use of Panel Methods for Integrated Series of Macro-Economic Data", *Econometrics Journal*, 7, 322-340.
- Banerjee, A. et Carrion-i-Silvestre, J.L. (2006). "Cointegration in panel data with breaks and cross-section dependence", ECB Working Paper n 591
- Banque de France (2007) "Rapport de la Commission Bancaire 2006"
- Baugnet V., Collin M., Dhyne E. (2007), "Monetary policy and the adjustment of Belgian private interest rates: an econometric analysis", ECB Workshop: "Interest rates in retail banking markets and monetary policy"
- Baumel L, Sevestre P. (2000), "La relation entre le taux des crédits et le coût des ressources bancaires : Modélisation et estimation sur données individuelles de banques", *Annales d'Economie et de Statistique*, 2000, N°59, pp 199-226.

- Berger A.N. et Udell G.F. (1992), "Some Evidence on the Empirical Significance of Credit Rationing", *Journal of Political Economy*, vol. 100, pp. 1047-1077.
- Bernanke B. et M. Gertler, (1995), "Inside the black box: the credit channel of monetary policy transmission", *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 27-48
- Berlin M. Mester L. (1999) "Deposits and Relationship Lending" *Review of Financial Studies*, Vol. 12, Issue 3
- Boutillier M, Kierzenkowski R, Rousseaux P (2005) "Taux d'intérêt des crédits bancaires : une analyse en termes de spreads sur données françaises de 1993 à 2004, document de travail, Banque de France
- Choi, I. (2006), "Combination Unit Root Tests for Cross-Sectionally Correlated Panels", Mimeo, Hong Kong University of Science and Technology.
- Coffinet J. (2005) "Politique monétaire unique et canal des taux d'intérêt en France et dans la zone euro". *Bulletin de la Banque de France* n° 136 - Avril
- De Bondt, G. (2002), "Retail bank interest rate *pass-through*: New evidence at the euro area level", ECB Working Paper No. 136.
- De Bondt, G. (2005), "Interest rate *pass-through*: Empirical results for the euro area", *German Economic Review*, Vol. 6(1), February, 37-78.
- De Bondt, G., Mojon, B. et Valla, N. (2005), "The sluggishness of retail bank interest rates in euro area countries", ECB Working Paper No. 518.
- De Graeve, F., De Jonghe, O. et Vander Vennet, R. (2007), "Competition, transmission and bank pricing policies: evidence from Belgian loan and deposits markets", *Journal of Banking and Finance*, 31
- Den Haan W. J. et Levin A. T., (2000) "Robust Covariance Matrix Estimation with Data-Dependent VAR Prewhitening Order," NBER Technical Working Papers 0255, National Bureau of Economic Research
- Elliott, E., Rothenberg, T., Stock, J., "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root", *Econometrica*, Jul. 1996, vol. 64, pp. 813-836
- Freixas. X., Rochet. J. C. (1997) *Microeconomics of Banking*. Cambridge : MIT Press.
- Gabrielli D., Durant D. (2005) "Des effets de la réglementation des produits d'épargne sur le comportement des ménages" *Bulletin de la Banque de France* n° 135 - Mars
- Gambacorta, L. (2004), "How do banks set interest rates?", NBER, Working paper 10295.

- Graham Elliott, Thomas J. Rothenberg, James H. Stock, "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root" *Econometrica*, Jul. 1996, vol. 64, pp. 813-836.
- Hendry, D.F., 1995, *Dynamic Econometrics*, Oxford University Press, Oxford.
- Hofmann (B.) et Mizen (P.) (2004) : « Interest Rate Pass-Through and Monetary Transmission: Evidence from Individual Financial Institutions' Retail rates », *Economica*, n° 71, pages 99-123
- Im, K. S., Pesaran, M. H. et Shin, Y. (2003), "Testing for unit roots in heterogeneous panels, *Journal of Econometrics*", 115, 53-74.
- Kao, C., et Chiang, M.-H. (2000) "On the Estimation and Inference of a Cointegrated Regression in Panel Data." *Advances in Econometrics*, 15, 179-222.
- Kashyap, A.K. et J. Stein, (1995), "The impact of monetary policy on bank balance sheets", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 42, 151-195
- Kashyap, A.K. et J. Stein, (2000), "What do a million observations on banks say about the transmission of monetary policy?", *American Economic Review*, 90(3), 407-428
- Kashyap A., Stein J.C. et Wilcox D. (1993). "Monetary Policy and Credit Conditions: Evidence from the Composition of External Finance", *American Economic Review*, Vol. 83, pp. 78-98.
- Kleimeier et Sander (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). 461-492.
- Kishan, R.P. et T.P. Opiela, (2000), "Bank size, bank capital and the bank lending channel", *Journal of Money, Credit and Banking*, 32(1), 121-141
- Lacroix R. (2007) "Mir, usure et bosses : une analyse longitudinale des taux débiteurs en France" miméo Banque de France
- Lacroix R., Rousseau P. (2007) "Une analyse factorielle des taux débiteurs bancaires sur la période 2003-2006" miméo Banque de France
- Lago-González, R. et Salas-Fumás, V. (2005), "Market power and bank interest rate adjustments", Working paper, Bank of Spain, N°0539.
- Levin, A. et Lin, C.F. (1992), "Unit Root Test in Panel Data : Asymptotic and Finite Sample Properties", University of California at San Diego, Discussion Paper 92-93.

- Loupias, C., Savignac F., Sevestre P. (2001) "Monetary policy and bank lending in France: Are there asymmetries?", European Central Bank working paper N°101, December
- Mésonnier J.S. (2005) "Capitalisation bancaire et transmission de la politique monétaire : une revue", miméo, Banque de France
- Mojon (B.) (2000) : « Financial structure and the interest rate channel of ECB monetary policy », European Central Bank working paper n° 40.
- Ng S., Perron P. (2005) "A Note on the Selection of Time Series Models", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 67,1.
- Pedroni, P. (1999), "Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regresses", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Special issue, 653-670.
- Pesaran, M.H. (2004), "General Diagnostic for Cross Section Dependence in Panel" Cambridge Working Papers in Economics No. 0435, Faculty of Economics, University of Cambridge
- Pesaran, H.M. (2007), "A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross Section Dependence" Journal of Applied Econometrics, Volume 22, Issue 2 , Pages 265 - 312.
- Phillips P. C. B. and Ouliaris S. (1990) "Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration" Econometrica 58, 165–193.
- Phillips P. C.B., Yixiao Sun et Sainan Jin, (2005). "Improved HAR Inference," Cowles Foundation Discussion Papers 1513, Cowles Foundation, Yale University.
- Stiglitz J. et Weiss A, "Credit Rationing in Markets with Imperfect Information," American Economic Review, American Economic Association, vol. 71(3), pp 393-410 (1981)
- Sorensen, C. K. et T. Werner. 2006. Bank Interest Rate Pass-Through in the Euro Area: A Cross-Country Comparison. ECB Working Paper n°580.
- Valla N., Saes-Escorbiac B., Tiesset M. (2006) "Liquidité bancaire et stabilité financière" Revue de la stabilité financière - Décembre
- Van Leuvensteijn, M., C. Kok Sørensen, J.A. Bikker et A.A.R.J.M. van Rixtel (2007), "A new approach to measuring competition in the loan markets of the euro area", ECB Working Paper n° 768
- Westerlund J. (2007) "Estimating Cointegrated Panels with Common Factors and the Forward Rate Unbiasedness Hypothesis" Journal of Financial Econometrics 5: 491-522;
- Weth, M.A., 2002, "The *pass-through* from market interest rates to bank lending rates in Germany", Deutsche Bundesbank, Discussion Paper No.11/0

8 Annexes

8.1 Traitements

L'interpolation des valeurs manquantes et la correction des points atypiques sont réalisées avec le module Tramo du logiciel Tramo-Seats, pour les séries qui comportent un maximum de 16 observations manquantes sur la totalité de la période. Au-delà de ce seuil, les séries concernées ont été retirées de l'échantillon³⁸.

Interpolation des valeurs manquantes

L'interpolation s'effectue en deux étapes. Lors de la première étape, les valeurs manquantes sont remplacées par la somme des deux observations adjacentes. Elles sont ensuite identifiées à des points extrêmes, et corrigées dans une seconde étape. Pour une valeur manquante donnée, la valeur interpolée est alors égale à la différence entre la valeur préliminaire imputée et le paramètre estimé du point atypique additif correspondant.

Détection et correction des points atypiques

La procédure, conduite sur les séries stationnaires (les séries non stationnaires sont automatiquement traitées en différence première par TRAMO), permet de détecter et de corriger de tous les types d'*outliers*: points atypiques additifs, changements transitoires, changements structurels, *innovative outliers*. Cependant, en pratique, les différentes options qui existent sous TRAMO pour automatiser la détection et la correction des points atypiques ne permettent pas de choisir librement le type d'*outliers* que l'on souhaite corriger. Ces options, au nombre de 4, prennent en effet la forme de "*package*" qui regroupent au moins 2 types d'*outliers* et, parmi elles, seule une option offre la possibilité de ne pas corriger des changements structurels. Ainsi, pour ne pas modifier le niveau des séries de taux, on opte pour une correction groupée des points atypiques additifs et des changements transitoires. Toutefois, on ne corrige en fait que les points atypiques additifs, c'est à dire les perturbations ponctuelles, n'ayant pas d'impact sur les valeurs des mois suivants. Les points atypiques sont identifiés lors d'une procédure de détection séquentielle qui se décompose en deux boucles imbriquées.

Pour un ensemble d'observations $Z = (Z_1, \dots, Z_T)'$, soit le modèle de régression suivant :

$$Z_t = \sum_k \beta_k d_{kt} + x_t \quad (22)$$

avec d_{kt} ensemble de variables d'intervention (Box et Tiao, 1975) de type "AO", soit $d_{kt} = 1$ si $t = k$ et 0 sinon; x_t est un processus ARIMA :

$$\phi(B)\phi_{12}(B^{12})(1-B)^d(1-B^{12})^{d_{12}}x_t = \theta(B)\theta_{12}(B^{12})a_t \quad (23)$$

B est l'opérateur retard, ϕ , θ , ϕ_{12} , θ_{12} sont les polynômes moyenne-mobile d'ordres respectifs p, q, p_s, q_s et a_t est un bruit blanc de variance σ_a^2 .

³⁸17 ont été séries supprimées pour le crédit aux sociétés non financières, 9 pour le crédit à l'habitat et 12 pour le crédit à la consommation. Les banques supprimées représentent moins de 2 % de part de marché pour les crédits aux sociétés non financières et à l'habitat et moins de 0,1 % pour les crédits à la consommation.

Dans la boucle "externe" on estime, sous l'hypothèse d'absence de points atypiques, le modèle ARIMA. Une procédure séquentielle, reposant sur un critère d'information (BIC), permet d'identifier le meilleur modèle possible parmi $d, p, q \leq 3$ (partie régulière) et $d_s, p_s, q_s \leq 2$ (partie saisonnière). La boucle "interne" met en œuvre la procédure de Tsay(1996) pour la détection des points atypiques. Elle est elle-même constituée de deux étapes. La première étape consiste à détecter les *outliers* un par un, la seconde étape ne conserve que les plus significatifs.

Etape 1 : identification des points atypiques significatifs

Les résidus de l'estimation externe permettent de calculer des statistiques de test (ratios de vraisemblance par rapport au modèle sans outliers) associées aux variables d'intervention modélisant les points atypiques additifs, pour chacune des observations. On considère comme « aberrant » le point dont la statistique de test dépasse le plus la valeur critique. Lorsqu'un *outlier* est détecté, les données sont corrigées de son effet et on réitère le processus jusqu'à ce qu'aucun point atypique ne soit identifié. On retourne alors à la boucle externe et le modèle ARMA est ré-estimé. La boucle interne de détection est à nouveau mise en œuvre et ainsi de suite jusqu'à ce qu'aucun *outlier* ne soit détecté.

Etape 2 : suppression des points atypiques non significatifs

Les effets des points atypiques modélisés comme des variables d'intervention sont estimés et standardisés. Les valeurs de ces statistiques sont comparées avec les mêmes valeurs critiques que lors de l'étape 1. Parmi les points dont la statistique est inférieure au seuil critique, celui dont la statistique est la plus petite est considéré comme fallacieux et est retiré de la régression. Le processus est répété jusqu'à ce que toutes les t-value soient supérieures à la valeur critique. La série est alors filtrée des effets des *outliers* restants. L'itération retourne ensuite à la boucle externe puis à l'étape 1 de détection etc. L'algorithme s'arrête lorsqu'il n'y a plus de point atypique détecté et supprimé. La série filtrée est corrigée des effets des points atypiques identifiés :

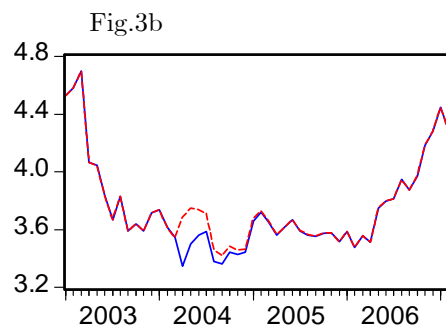
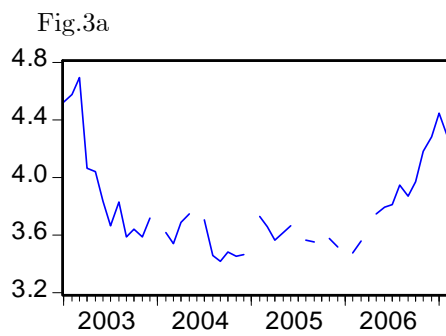
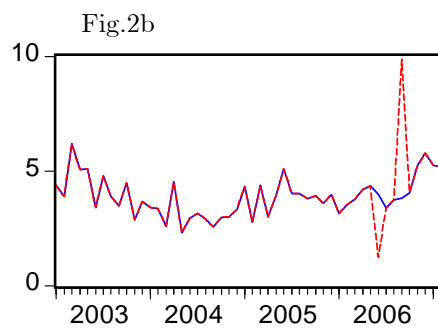
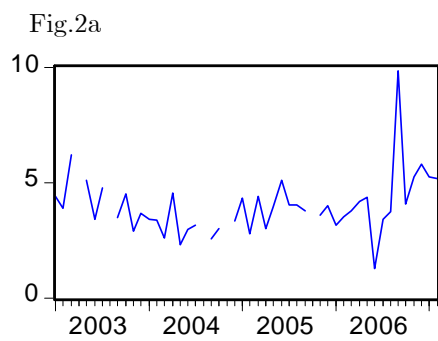
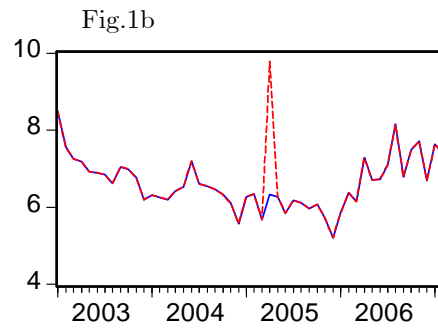
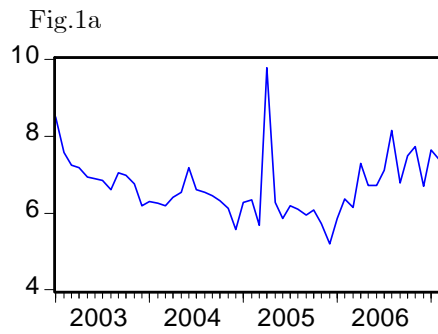
$$z_k = x_k - \hat{\beta}_k \quad (24)$$

Détection et correction des changements structurels

La procédure de détection des points atypiques sous TRAMO est également utilisée dans le cadre de la recherche de dates de rupture. L'option de TRAMO qui permet la correction des valeurs atypiques additives, des changements transitoires et des changements structurels a été mise en œuvre sur les séries corrigées. Ainsi, sur ces séries, seules des ruptures de niveau ont été détectées et corrigées. La méthode utilisée est identique au cas précédent, avec une modélisation appropriée pour le changement structurel où la variable d'intervention \underline{d}_{kt} est de type "LS", c'est à dire, $\underline{d}_{kt} = 1_{\{t \geq k\}}$.

8.2 Illustration graphique des traitements réalisés avec TRAMO

Lecture : Graphiques série "a" : séries d'origine, Graphiques série "b" : séries corrigées. Au sein de la série "b", le graphique comporte la série interpolée (courbe en trait interrompu), et la série finale corrigée des points atypiques utilisée ensuite pour les estimations (courbe en trait plein)



8.3 Statistiques descriptives

Taux d'intérêt moyen selon la taille (2003-2007)

Consommation	Moyenne	Ecart-type	Médiane	Minimum	Maximum	Obs.
Taille "petite"	6.12	1.15	5.90	3.26	13.00	750
Taille "moyenne"	5.69	1.21	5.47	2.18	13.97	4650
Taille "grande"	5.22	0.91	5.23	3.01	8.15	1250
Total	5.65	1.18	5.49	2.18	13.97	6650

SNF	Moyenne	Ecart-type	Médiane	Minimum	Maximum	Obs.
Taille "petite"	4.78	1.32	4.57	1.64	9.71	1000
Taille "moyenne"	4.19	1.14	4.00	1.69	11.79	5350
Taille "grande"	3.68	0.69	3.67	1.98	6.30	1650
Total	4.15	1.13	3.97	1.64	11.79	8000

Habitat	Moyenne	Ecart-type	Médiane	Minimum	Maximum	Obs.
Taille "petite"	4.58	0.81	4.43	2.96	7.96	800
Taille "moyenne"	4.00	0.44	3.96	2.46	6.85	3900
Taille "grande"	3.97	0.68	3.88	2.11	7.96	1350
Total	4.07	0.59	3.98	2.11	7.96	6050

Taux d'intérêt moyen selon la catégorie juridique (2003-2007)

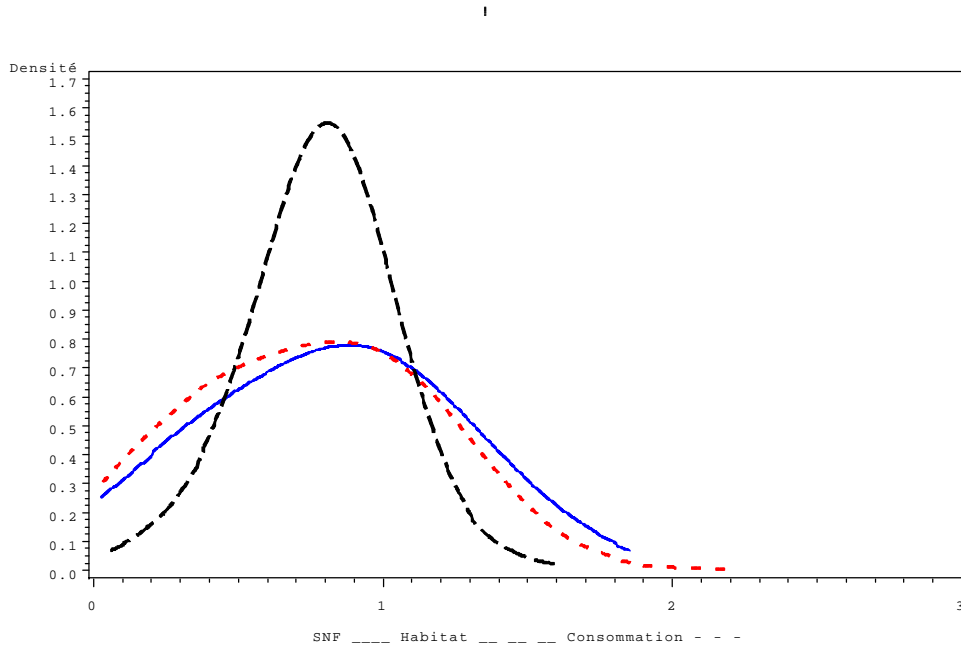
Consommation	Moyenne	Ecart-type	Médiane	Minimum	Maximum	Obs.
Banques	5.84	1.59	5.64	2.18	13.97	2000
Banques mutualistes ou coopératives	5.40	0.68	5.37	2.96	8.25	3800
Sociétés financières	6.53	1.30	6.44	3.37	10.05	800
Divers	3.57	0.42	3.47	3.05	4.83	50
Total	5.65	1.18	5.49	2.18	13.97	6650

SNF	Moyenne	Ecart-type	Médiane	Minimum	Maximum	Obs.
Banques	4.22	1.50	3.90	1.69	11.79	2993
Banques mutualistes ou coopératives	4.02	0.65	3.96	1.98	7.75	3700
Sociétés financières	4.43	1.17	4.20	1.64	8.49	1250
Institutions financières spécialisées	4.39	0.34	4.54	3.77	4.78	7
Divers	3.44	0.29	3.41	2.88	4.14	50
Total	4.15	1.13	3.97	1.64	11.79	8000

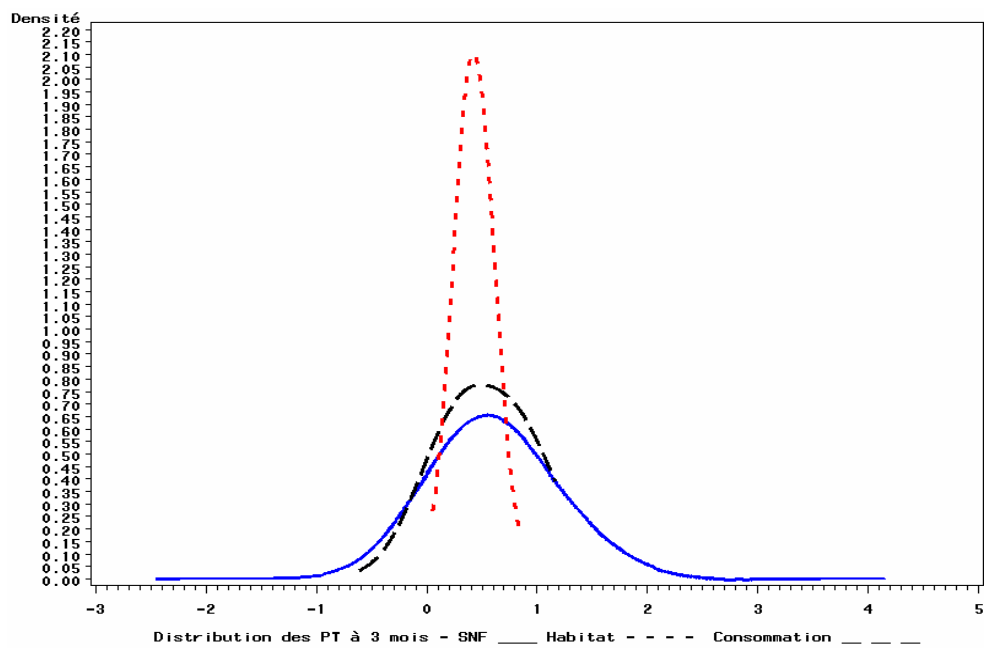
Habitat	Moyenne	Ecart-type	Médiane	Minimum	Maximum	Obs.
Banques	4.19	0.81	4.02	2.11	7.96	1850
Banques mutualistes ou coopératives	4.00	0.44	3.96	2.46	6.85	3800
Sociétés financières	4.18	0.58	4.06	3.16	7.19	400
Total	4.07	0.59	3.98	2.11	7.96	6050

8.4 Distribution des élasticités de court terme et de long terme

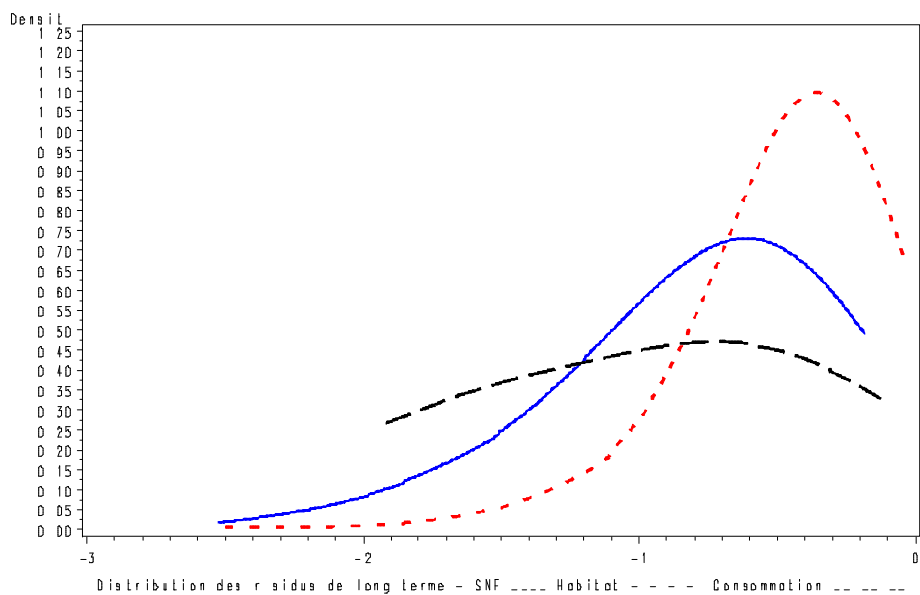
Graphique a : Distribution des *pass-through* de long terme par compartiment de marché



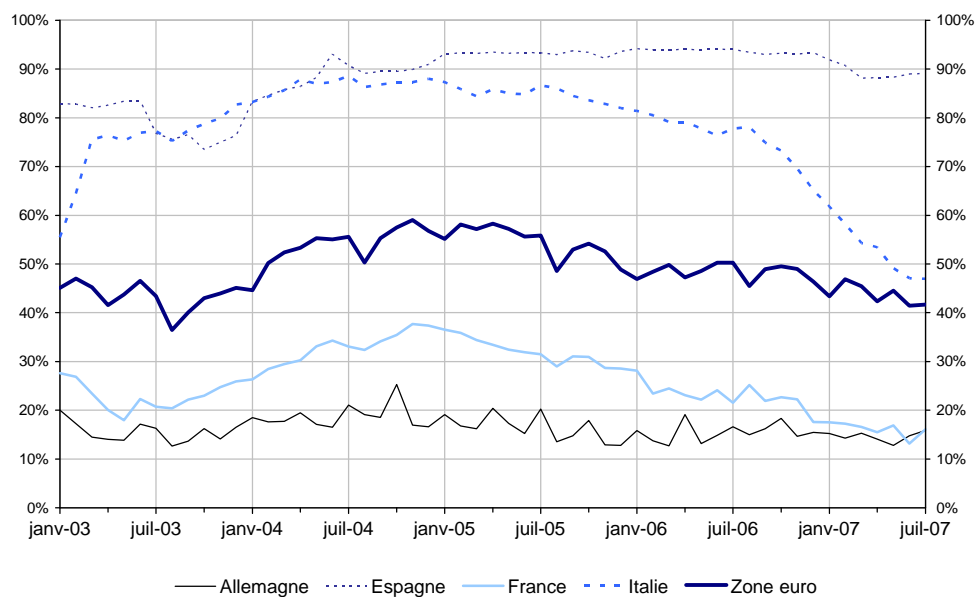
Graphique b: Distribution des *pass-through* de court terme par compartiment de marché



Graphique c : Distributions des forces de rappel γ_i par compartiment de marché



Graphique d : Répartition des prêts à taux fixes et à taux variable pour le crédit à l'habitat



Note : Taux variable = PFIT inférieur à un an

8.5 Estimateurs "fully modified"

Estimateur "Fully Modified Ordinary Least Squares" sur séries temporelles

On considère la relation de cointégration :

$$y_t = \beta x_t + u_{1t} \quad (25)$$

$$\text{et } \Delta x_t = u_{2t} \quad (26)$$

avec $u_{1t} \sim I(0)$ et $x_t \sim I(1)$. En particulier, x_t ne comporte pas de trend déterministes.

$\epsilon_t = (u_{1t}, u_{2t})'$. et $\epsilon_t \sim iid(0, \Omega_{ij})$ où Ω_{ij} est définie par :

$$E(\epsilon_t \epsilon_t') = \Omega_{ij} = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} \\ \sigma_{12} & \sigma_2^2 \end{bmatrix} \quad (27)$$

Lorsque les régresseurs sont non-stationnaires, les estimateurs MCO sont convergents mais la loi asymptotique présente des paramètres de nuisance. Le biais d'endogénéité de long terme provient de la non nullité de σ_{12} . Aussi, pour corriger ce biais, et afin d'assurer que la loi limite est du type mélange de lois normales, construit l'estimateur *fmols*.

$$\hat{\beta}_{fmols} = \left(\sum_{i=1}^T x_t x_t' \right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^T x_t \hat{y}_t^+ - T \hat{\delta}^+ \right)^{-1} \quad (28)$$

avec $\hat{y}_t^+ = y_t - \hat{\Omega}_{12} \hat{\Omega}_{22}^{-1} \Delta x$ (espérance conditionnelle par rapport à x_t)

$$\hat{u}_{1t}^+ = u_{1t}^+ - \hat{\Omega}_{12} \hat{\Omega}_{22}^{-1} \Delta x$$

$\hat{\delta}^+ = \sum_{k=0}^{\infty} E(\hat{u}_{1k}^+ \hat{u}_{1k}')$ (correction semi-paramétrique pour endogénéité des régresseurs).

On a alors :

$$T(\hat{\beta}_{fmols} - \beta) \rightarrow \left(\int_0^1 B_2(r)^2 dr \right)^{-1} \left(\int_0^1 B_2(r)^2 dB_{1.2}(r) \right) \quad (29)$$

$$\text{où } \begin{bmatrix} B_{1.2} \\ B_2 \end{bmatrix} = BM(\mathbf{\Omega}_{11.2}), \quad \mathbf{\Omega}_{11.2} = \begin{bmatrix} \Omega_{11.2} & 0 \\ 0 & \Omega_{11.2} \end{bmatrix}$$

$$\text{et } \Omega_{11.2} = \Omega_{11} - \Omega_{21}^2 \Omega_{22}^{-1}$$

La loi limite figurant dans (29) est un mélange de gaussiennes car les Browniens $B_{1.2}$ et B_2 sont indépendants. Il en résulte que les tests de spécification usuels (student notamment) sont valides pour cet estimateur.

Estimateur "Fully Modified Ordinary Least Squares" sur données de panel

Les résultats ci dessous sont présentés à partir de Kao, Chiang, Chen (2000). On considère le modèle à effet fixe suivant où $y_{i,t}$ et cointégré avec $x_{i,t}$. Sous l'hypothèse d'indépendance entre individus :

$$y_{i,t} = \alpha_i + \beta_{i,t} + u_{i,t}, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T \quad (30)$$

$$\text{et } \Delta x_{i,t} = v_{i,t} \quad (31)$$

avec $u_{i,t} \sim I(0)$ et $x_{i,t} \sim I(1)$

$\epsilon_t = (u_{i,t}, v_{i,t})'$. et $\epsilon_t \sim iid(0, \Omega)$ où Ω la matrice de long terme, supposée constante d'un individu à l'autre est définie par :

$$\Omega = \sum_{j=-\infty}^{\infty} E(\epsilon_{i,j} \epsilon'_{i,0}) = \Sigma + \Gamma + \Gamma' = \begin{bmatrix} \Omega_u & \Omega_{uv} \\ \Omega_{uv} & \Omega_v \end{bmatrix} \quad (32)$$

avec

$$\Gamma = \sum_{j=1}^{\infty} E(\epsilon_{i,j} \epsilon'_{i,0}) = \begin{bmatrix} \Gamma_u & \Gamma_{uv} \\ \Gamma_{uv} & \Gamma_v \end{bmatrix} \quad \text{et } \Sigma = E(\epsilon_{i,0} \epsilon'_{i,0}) = \begin{bmatrix} \Sigma_u & \Sigma_{uv} \\ \Sigma_{uv} & \Sigma_v \end{bmatrix} \quad (33)$$

De façon analogue au cas univarié, l'estimateur *fmols* en panel s'écrit :

$$\hat{\beta}_{fmols} = \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{i,t} - \bar{x}_i)(x_{i,t} - \bar{x}_i)' \right]^{-1} \left[\sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T (x_{i,t} - \bar{x}_i) \hat{y}_{i,t}^+ - T \hat{\Delta}_{vu}^+ \right) \right] \quad (34)$$

avec $\hat{y}_{i,t}^+ = y_{i,t} - \hat{\Omega}_{uv} \hat{\Omega}_{uv}^{-1} \Delta x$

Le terme de correction de la corrélation sérielle s'écrit :

$$\hat{\Delta}_{vu}^+ = (\hat{\Delta}_{vu}^+ \hat{\Delta}_{\epsilon}) \begin{pmatrix} 1 \\ -\hat{\Omega}_{uv} \hat{\Omega}_{uv}^{-1} \end{pmatrix} = \hat{\Delta}_{vu}^+ - \hat{\Delta}_{\epsilon} - \hat{\Omega}_{uv} \hat{\Omega}_{uv}^{-1}$$

où $\hat{\Delta}_{vu}^+$ et $\hat{\Delta}_{\epsilon}$ sont des estimateurs (à noyau) de Δ_{vu}^+ et Δ_{ϵ}

On a alors :

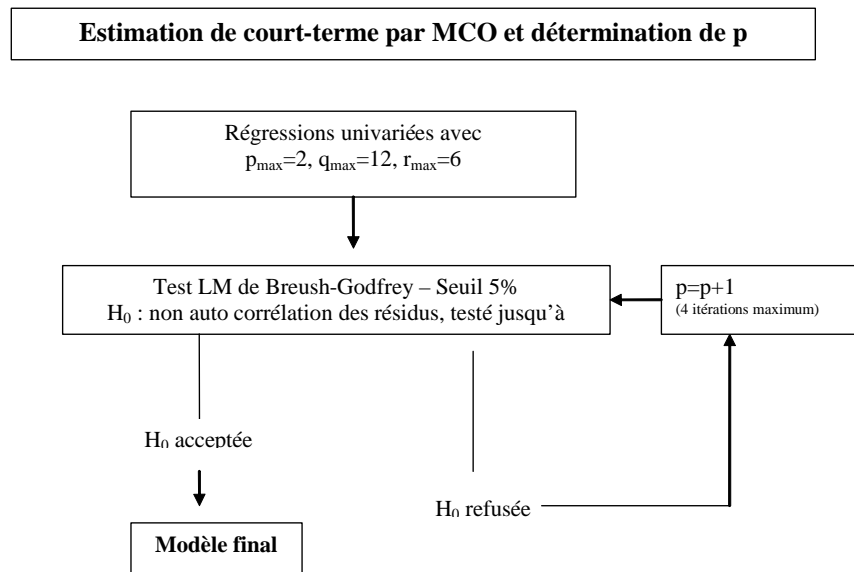
$$\sqrt{NT}(\hat{\beta}_{fmols} - \beta) \rightarrow N(0, 6\Omega_v^{-1}\Omega_{uv}) \quad (35)$$

Les estimateurs des variances de long terme sont obtenus par moyenne simple des estimateurs calculés pour chaque individu:

$$\hat{\Omega} = \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N \hat{\Omega}_k \quad \text{et} \quad \hat{\Delta} = \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N \hat{\Delta}_k, \quad (36)$$

8.6 Sélection du nombre optimal de retards

La méthode de sélection retenue pour déterminer le nombre de retards ($P_{\max}, Q_{\max}, R_{\max}$) utilise un critère de sélection qui n'impose pas aux retards sélectionnés d'être consécutifs et cela ne pénalise donc pas excessivement les modèles avec présence de retards élevés sans retards intermédiaires. Le modèle avec $(P, Q, R)=(2,12,6)$ est estimé puis le test d'auto corrélation des résidus est conduit à l'ordre 3 (Breush-Godfrey, 1978) sur le modèle retenu. Si l'hypothèse nulle de non auto corrélation est rejetée, on ajoute une endogène retardée et on réitère le test (cf.schéma ci-après).



A partir du modèle obtenu à l'issue de cette étape, les paramètres significatifs sont estimés par bootstrap comme décrit ci-après.

8.7 Estimation des paramètres par bootstrap

Le recours au bootstrap permet de traiter les problèmes posés par le faible nombre d'observations par rapport au nombre de variables explicatives présentes dans l'équation de court terme. Le bootstrap permet par la réplication « un très grand nombre » de fois du modèle, d'obtenir des estimations des écart-types et des statistiques de test de significativité robustes. L'autre intérêt du recours au bootstrap est de réduire le biais des estimateurs.

Etape 1: significativité des paramètres estimés

Pour chaque banque, l'inférence statistique est menée à partir de nouveaux échantillons du taux débiteur de la banque, eux-mêmes obtenus après ré-échantillonnage des résidus de court terme. Les résidus bootstrap sont tirés à partir d'un échantillon initial, constitué des résidus de l'équation de court terme, estimés sur la période 1 à T pour la banque i , et centrés, afin de s'assurer que la somme des résidus soit nulle sur chaque nouvel échantillon. $N = 1000$ nouveaux sous-échantillons de même taille $\widehat{E}_{bootstrap}$ sont ainsi obtenus, où chaque $\widehat{E}_{(k)}$ est constitué par un tirage aléatoire (avec remise) dans l'échantillon initial. Chaque nouvelle distribution des résidus obtenue, associée aux paramètres initialement estimés de l'équation de court terme, permet de reconstruire N échantillons des valeurs de la variable endogène au cours du temps (cette démarche suppose, compte tenu de la présence de variables endogènes retardées, d'avoir $p_{max} + 1$ valeurs initiales contraintes, avec $p_{max} = 5$). N échantillons "bootstrap" de $(\Delta r_t) = (\Delta r_1, \dots, \Delta r_T)'$ sont simulés, à partir desquels l'équation de court-terme est N fois ré-estimée pour obtenir N nouveaux jeux de paramètres estimés, associés à leurs écarts types respectifs.

Soit le $k^{ième}$ échantillon bootstrap considéré,

$$t_{(k)}^* = \frac{\widehat{\beta}_{(k)}^* - \widehat{\beta}}{\widehat{\sigma}_{\beta_{(k)}^*}}$$

$\widehat{\beta}_{(k)}^*$ estimateur bootstrap du paramètre β ,

$\widehat{\beta}$ estimateur sur l'échantillon initial non "bootstrap",

$\widehat{\sigma}_{\beta_{(k)}^*}$ écart-type estimé sur l'échantillon bootstrap k associé au paramètre β .

A partir de la distribution des $(t_{(k)}^*)_{k=1}^N$ on calcule les quantiles $q_{\frac{\alpha}{2}}$ et $q_{1-\frac{\alpha}{2}}$ de cette loi, avec $\alpha = 10\%$.

Sur l'échantillon initial,

$$t = \frac{\widehat{\beta} - \beta}{\widehat{\sigma}_{\beta}} \hookrightarrow N(0; 1)$$

Un intervalle de confiance bootstrap de β est:

$$q_{\frac{\alpha}{2}} \leq \frac{\widehat{\beta} - \beta}{\widehat{\sigma}_{\beta}} \leq q_{1-\frac{\alpha}{2}}$$

$$\widehat{\beta} - q_{1-\frac{\alpha}{2}} \widehat{\sigma}_{\beta} \leq \beta \leq \widehat{\beta} + q_{\frac{\alpha}{2}} \widehat{\sigma}_{\beta}$$

$$\beta \in [IC_{\text{inf}}; IC_{\text{sup}}]$$

Si $0 \in [IC_{\text{inf}}; IC_{\text{sup}}]$ alors β est non significatif.

Etape 2: correction du biais des estimateurs

Sur la base des résultats de la première étape, pour chaque banque, les variables significatives sont sélectionnées et le modèle contraint aux paramètres significatifs est ré-estimé. Ce nouveau modèle devient le modèle de référence. Un processus de bootstrap similaire à celui de la première étape est réitéré en tirant aléatoirement dans la loi de ces résidus. N nouveaux échantillons "bootstrap" de $(\Delta r_t) = (\Delta r_1, \dots, \Delta r_T)'$ sont simulés, à partir desquels l'équation de court-terme est N fois ré-estimée pour obtenir N nouveaux jeux de paramètres et d'écart types bootstrap estimés. La moyenne empirique de chaque paramètre sur les N échantillons "bootstrap" est :

$$\hat{\beta}^* = \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N \hat{\beta}_{(k)}^*$$

La comparaison de $\hat{\beta}^*$ avec $\hat{\beta}$ estimé par les MCO sur l'échantillon de référence, permet de corriger l'estimateur initial de son biais b :

$$b = \hat{\beta}^* - \hat{\beta}$$

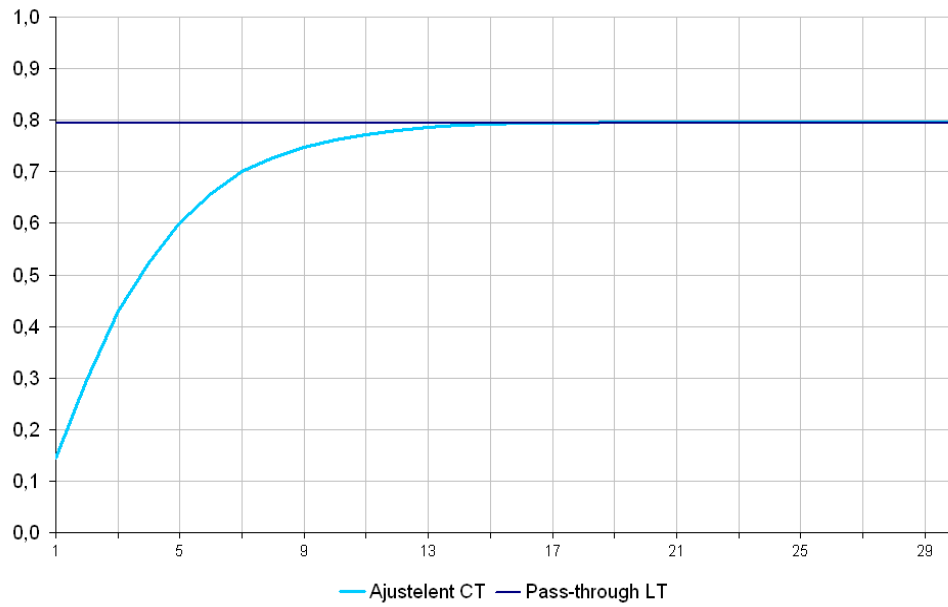
L'estimateur corrigé est :

$$\hat{\beta}_{\text{corr}} = 2\hat{\beta} - \hat{\beta}^*$$

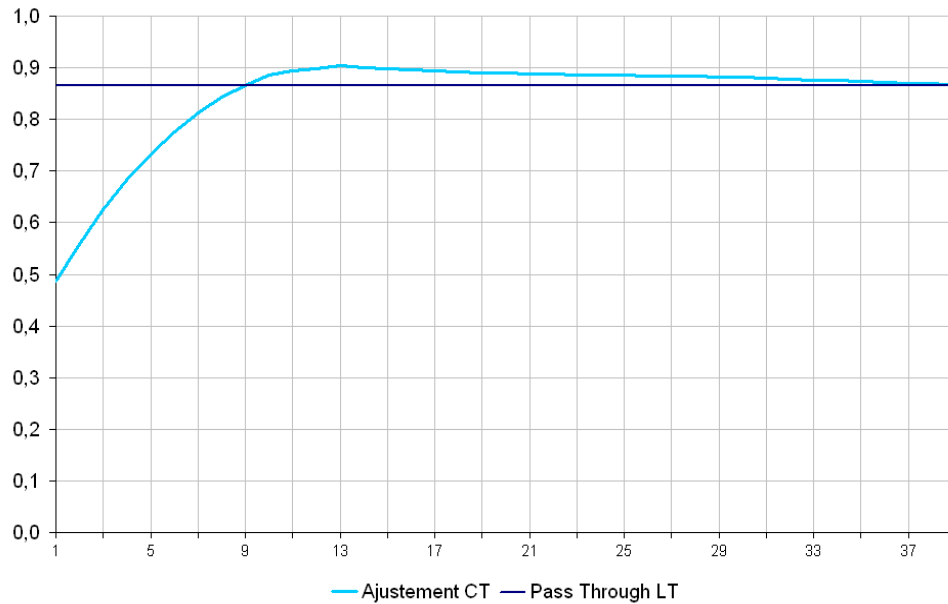
Comme $\hat{\beta} - \text{biais}(\hat{\beta})$ est sans biais pour β , $\hat{\beta}_{\text{corr}} = \hat{\beta} - b$ est dit "quasi sans biais".

8.8 Réponse à un choc permanent du taux de marché

Crédits à l'habitat



Crédits à la consommation



Mesure du délai de transmission suite à un choc permanent du taux de marché

L'équation de *pass-through* estimée correspond plus généralement à un modèle à retards échelonnés ADL(p,q) de la forme :

$$\gamma(L)r_t^d = \beta_0 + \delta(L)r_t^m + \epsilon_t \quad \epsilon_t \sim BB(0, \sigma^2) \quad (37)$$

$$r_t^d = \frac{\beta_0}{\gamma(L)} + \frac{\delta(L)}{\gamma(L)}r_t^m + \frac{\epsilon_t}{\gamma(L)} = K_0 + w(L)r_t^m + u_t \quad (38)$$

avec $w(L) = \sum_{i=0}^{\infty} w_i L^i$

Etant donné l'exogénéité de r_t^m (cf. 5.3), l'effet d'un choc de r_t^m sur r_t^d est :

$$\frac{\partial r_{t+i}^d}{\partial r_t^m} = w_i, \quad i = 0, 1, \dots \quad (39)$$

1 Nous utilisons comme mesure de la transmission de la politique monétaire le délai T correspondant à l'effet total du choc $\sum_{i=0}^T w_i < 1$. Aussi, la fonction de réponse en fournit une représentation graphique date après date (cf. supra). L'effet total du choc coïncide alors avec l'effet de long terme.

2 En revanche, la littérature sur le *pass-through* (de Bondt, 2002 - Coffinet, 2005 *inter alia*) se réfère souvent au délai moyen d'ajustement. Hendry (1995) décrit le DMA comme 'un résumé de la structure des retards' (p. 215). Hendry (1995) montre que sous certaines hypothèses³⁹ w_i suit une loi de probabilité discrète. L'espérance de cette loi est égal à la moyenne pondérée de la structure des retards :

$$DMA = \mu_{w_i} = \frac{\sum_{i=0}^{\infty} i w_i}{\sum_{i=0}^{\infty} w_i} = \frac{w'(1)}{w(1)} \quad (40)$$

Ces deux indicateurs donnent des résultats très différents. Dans le cas d'un $AR(1)$ où $w(L) = (1 - \lambda L)^{-1}$, la mesure T fournit un délai environ deux fois supérieur à DMA.

³⁹ (i) $w(1) = \sum_{i=0}^{\infty} w_i = 1$ i.e. la somme des poids peut être normalisée à 1
(ii) $0 \leq w_i \leq 1$

Notes d'Études et de Recherche

171. O. Darné et V. Brunhes-Lesage, « L'Indicateur Synthétique Mensuel d'Activité (ISMA) : une révision », Juillet 2007.
172. R. Kierzenkowski et V. Oung, « L'évolution des crédits à l'habitat en France : une grille d'analyse en termes de cycles », Juillet 2007.
173. O. de Bandt, A. Banerjee and T. Koźluk, "Measuring Long-Run Exchange Rate Pass-Through," July 2007.
174. J. Alho and V. Borgy, "Global Ageing and Macroeconomic Consequences of Demographic Uncertainty in a Multi-regional Model," July 2007.
175. J.-S. Mésonnier and J.-P. Renne, "Does uncertainty make a time-varying natural rate of interest irrelevant for the conduct of monetary policy?," September 2007.
176. J. Idier and S. Nardelli, "Probability of informed trading: an empirical application to the euro overnight market rate," September 2007.
177. H. Partouche, "Time-Varying Coefficients in a GMM Framework: Estimation of a Forward Looking Taylor Rule for the Federal Reserve," September 2007.
178. C. Ewerhart and N. Valla, "Financial Market Liquidity and the Lender of Last Resort," September 2007.
179. C. Ewerhart and N. Valla, "Forced Portfolio Liquidation," September 2007.
180. P.-A. Beretti and G. Cetto, "Indirect ICT Investment," September 2007.
181. E. Jondeau and J.-G. Sahuc, "Testing heterogeneity within the euro area," September 2007.
182. J.-G. Sahuc and Frank Smets, "Differences in Interest Rate Policy at the ECB and the Fed: An Investigation with a Medium-Scale DSGE Model," September 2007.
183. J. Coffinet and S. Gouteron, "Euro Area Market Reactions to the Monetary Developments Press Release," October 2007.
184. C. Poilly, "Does Money Matter for the Identification of Monetary Policy Shocks: A DSGE Perspective," October 2007.
185. E. Dhyne, C. Fuss, H. Pesaran and P. Sevestre, "Lumpy Price Adjustments: a Microeconometric Analysis," October 2007.
186. R. Cooper, H. Kempf and D. Peled, "Regional Debt in Monetary Unions: Is it Inflationary?," November 2007.
187. M. Adanero-Donderis, O. Darné and L. Ferrara, « Deux indicateurs probabilistes de retournement cyclique pour l'économie française », Novembre 2007.
188. H. Bertholon, A. Monfort and F. Pegoraro, "Pricing and Inference with Mixtures of Conditionally Normal Processes," November 2007.
189. A. Monfort and F. Pegoraro, "Multi-Lag Term Structure Models with Stochastic Risk Premia," November 2007.

190. F. Collard, P. Fève and J. Matheron, "The Dynamic Effects of Disinflation Policies," November 2007.
191. A. Monfort and F. Pegoraro, "Switching VARMA Term Structure Models - Extended Version," December 2007.
192. V. Chauvin and A. Devulder, "An Inflation Forecasting Model For The Euro Area," January 2008.
193. J. Coffinet, « La prévision des taux d'intérêt à partir de contrats futures : l'apport de variables économiques et financières », Janvier 2008.
194. A. Barbier de la Serre, S. Frappa, J. Montornès et M. Murez, « La transmission des taux de marché aux taux bancaires : une estimation sur données individuelles françaises », Janvier 2008.

Pour accéder à la liste complète des Notes d'Études et de Recherche publiées par la Banque de France veuillez consulter le site : <http://www.banque-france.fr/fr/publications/ner/ner.htm>

For a complete list of Working Papers published by the Banque de France, please visit the website: <http://www.banque-france.fr/gb/publications/ner/ner.htm>

Pour tous commentaires ou demandes sur les Notes d'Études et de Recherche, contacter la bibliothèque de la direction de la recherche à l'adresse suivante :

For any comment or enquiries on the Working Papers, contact the library of the Research Directorate at the following address :

BANQUE DE FRANCE
41- 1404 Labolog
75049 Paris Cedex 01
tél : 0033 (0)1 42 92 49 55 ou 62 65
fax :0033 (0)1 42 92 62 92
email : thierry.demoulin@banque-france.fr
jeannine.agoutin@banque-france.fr