
NOTES D'ÉTUDES

ET DE RECHERCHE

**L'ÉVOLUTION DES CRÉDITS À L'HABITAT
EN FRANCE :
UNE GRILLE D'ANALYSE EN TERME DE CYCLES**

Rafal Kierzenkowski et Vichett Oung

Juillet 2007

NER - E # 172



L'ÉVOLUTION DES CRÉDITS À L'HABITAT
EN FRANCE :
UNE GRILLE D'ANALYSE EN TERME DE CYCLES

Rafal Kierzenkowski et Vichett Oung

Juillet 2007

NER - E # 172

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".

L'évolution des crédits à l'habitat en France : une grille d'analyse en termes de cycles¹

Rafal Kierzenkowski²

Vichett Oung³

¹ Nous tenons à remercier Jean-Pierre Villette pour ses commentaires, qui ont permis d'améliorer une version antérieure de ce travail. Nous remercions également Frédéric Wilhelm, pour la mise à disposition de ses données (Wilhelm, 2005) ainsi que Julien Matheron et Sanvi Avouyi-Dovi pour l'utilisation de leurs programmes (Avouyi-Dovi et Matheron, 2003) pour l'élaboration des résultats de la section 2 de cet article. Les programmes de la section 3 sont issus de Hamilton (1989) et de Jacobson, Lindh et Warne (2002). Ceux de la section 4 proviennent de Hurlin et Kierzenkowski (2007). Les vues exprimées par les auteurs dans cet article ne représentent pas nécessairement celles de la Banque de France ou des autres institutions auxquelles ils sont affiliés.

² OCDE et Université Montpellier 1 (LASER-LAEC). Travail rédigé lorsque l'auteur était Chargé de Mission à la Banque de France (DGEI/DESM, Services des Analyses et Statistiques Monétaires), email : rafal.kierzenkowski@oecd.org ; rafal.kierzenkowski@dauphine.fr

³ Banque de France (DGEI/DESM, Services des Analyses et Statistiques Monétaires), tel : +33 (0)1.42.92.56.06, email : vichett.oung@banque-france.fr

Résumé :

Cet article développe une grille d'analyse fondée principalement sur des outils probabilistes pour déterminer et caractériser la nature des cycles de crédit à l'habitat en France. Cette approche est motivée par l'évolution remarquable des crédits à l'habitat, dont le rythme de croissance, toujours plus élevé ces dernières années, peut susciter des interrogations quant à la durée et les déterminants du cycle actuel. Les résultats obtenus suggèrent que celui-ci est effectivement exceptionnel à bien des égards. D'une part, il s'agit du cycle de croissance élevée le plus long observé sur les trente dernières années, alors que son apparition coïncide avec une déconnexion structurelle avec plusieurs indicateurs de la sphère réelle de l'économie. D'autre part, ce cycle de crédit est concomitant avec l'existence d'un régime d'excès d'offre de crédits, ce qui pourrait constituer un facteur explicatif important à la fois de sa durée et de son déphasage avec les évolutions réelles.

Mots clés : cycle de crédit, filtre à bande passante, Markov Switching, déséquilibre.

Classification JEL : E32, E44, E51,

Abstract :

This article puts forward a framework based primarily on probabilistic tools to analyse the nature of housing loan cycles in France. The continued high growth rate of housing loans may indeed raise concerns as to the duration and determinants of the cycle which currently prevails. The results obtained suggest that the current cycle is actually exceptional in many respects. On the one hand, it is the longest housing loans cycle observed over the last thirty years, while its occurrence appears to be structurally decoupled with several indicators of the real economy. On the other hand, this cycle may also be related to the existence of an excess supply regime, which could prove an important explanatory factor of a decoupling with the real economy.

Key words : credit cycle, band-pass filters, Markov Switching, disequilibrium.

JEL Classification : E32, E44, E51,

Résumé non technique

Cet article propose une grille d'analyse fondée principalement sur des outils probabilistes pour appréhender les cycles de crédit à l'habitat en France. Le rythme de croissance particulièrement élevé des prêts à l'habitat peut en effet susciter des interrogations quant à la durée et aux déterminants du cycle qui prévaut actuellement. La mise en œuvre de plusieurs techniques complémentaires fournit des éléments de réponse globalement concordants, qui s'articulent autour des points suivants.

- *L'identification des cycles par le biais d'une décomposition des variables en différentes composantes selon la fréquence temporelle de leur reproduction met en évidence l'existence d'une déconnexion structurelle entre les évolutions récentes du PIB et du crédit à l'habitat. Ce déphasage, qui remonte à la fin des années 1990, est sans précédent depuis le début des années 1970. Il est confirmé lorsque l'activité économique est appréhendée par le revenu disponible brut ou la consommation des ménages. Cependant, il aurait été seulement temporaire s'agissant de la FBCF logement, sachant toutefois que la proportion de nouveaux crédits destinés à l'achat de logements anciens s'élève à presque 70% depuis dix ans.*
- *L'estimation de modèles markoviens à changements de régime permet de dater et d'évaluer la durée des différentes phases des cycles de crédit. Au plan opérationnel, elle indique dans le cas français l'existence d'une alternance sur la période 1970-2006 de régimes hauts (expansion) et bas (contraction). Par ailleurs, elle confirme que le régime actuel est un régime haut. Selon les indicateurs, sa durée est proche, voire dépasse désormais de 10 trimestres environ la durée moyenne observée historiquement (7,5 ans), sans pour autant présager d'un éventuel retournement à plus ou moins brève échéance. Suivant l'orientation à la hausse ou à la baisse du taux de croissance annuel des crédits à l'habitat en termes réels, les seuils de retournement identifiés sur une base historique sont compris dans une fourchette de 5,5% à 6,1% pour le passage d'un régime haut vers un régime bas ; de 3,3% à 4% pour le basculement d'un régime bas vers un régime haut.*
- *L'estimation d'un modèle de déséquilibre sur le marché du crédit à l'habitat à partir de variables en taux de croissance annuel fournit un premier aperçu de l'effet des facteurs d'offre et de demande sur la nature et la durée des cycles identifiés. Sur la période 1994-2006, nous mettons en évidence l'existence de régimes d'excès d'offre et de demande. Le régime haut, qui semble prévaloir au plus tard depuis début 1999, coïncide avec un régime d'excès d'offre, dont la persistance et l'ampleur pourraient être un facteur explicatif important de la déconnexion structurelle entre les évolutions de crédit et plusieurs indicateurs de l'état de la sphère réelle de l'économie. Cependant, les nombreuses incitations publiques en faveur de l'accession à la propriété ont pu également contribuer à ce déphasage.*
- *Il est une question ouverte concernant la mesure dans laquelle l'amorce d'une diminution du taux de croissance annuel des crédits est compatible avec la poursuite d'un régime d'excès d'offre observé pour les derniers mois de l'échantillon. La réalisation d'une telle configuration plaide en faveur d'un "atterrissage en douceur", sous la forme d'un ralentissement graduel de l'activité d'intermédiation, situation bien évidemment préférable à un changement prononcé des comportements et une correction plus brutale de la distribution du crédit.*

Non technical summary

This article puts forward a framework based primarily on probabilistic tools to analyse the nature of housing loan cycles in France. The continued high growth rate of housing loans may indeed raise concerns as to the duration and determinants of the cycle which currently prevails. In this respect, the implementation of several complementary techniques provides overall concordant findings, which are based on the following:

- the identification of cycles by breaking down the variables into various components according to the temporal frequency of their reproduction highlights the existence of a structural decoupling of recent developments in GDP and housing loans. This dephasing, which goes back to the end of the 1990s, seems unprecedented since the early 1970s. This result remains robust when economic activity is measured either by gross disposable income or household consumption. However, it would have been only temporary when benchmarked against housing GFCF, bearing in mind that this indicator mainly reflects the proportion of new loans intended for the purchase of existing housing which has amounted to almost 70% over the last ten years.*
- the estimation of Markov Switching models in order to date and measure the duration of credit cycles confirms, in the French case, the existence of an alternate high (expansion) and low (contraction) regimes over the period 1970-2006. Moreover, it supports the intuition that the current regime is indeed a high one. Depending on the indicators used, its duration is close to, or even exceeds by approximately 10 quarters, the average duration observed historically (7.5 years), although no inference about a possible reversal in the short term may be drawn. Depending on the upward or downward trend of the real annual growth rate of housing loans, the turning points for shifting from a high regime to a low regime identified on a historical basis range from 5.5% to 6.1%; from 3.3% to 4% for a swing from a low regime to a high regime.*
- the estimation of a disequilibrium model for the housing loan market using variables measured in annual growth rates provides an initial outline of the potential impact of supply and demand factors on the nature and duration of the identified cycles. Over the period 1994-2006, we highlight the existence of regimes characterised by excess supply and excess demand. The high regime, which seems to have prevailed so far since the beginning of 1999, coincides with a regime of excess supply, whose persistence and magnitude could be a major explanatory factor of the structural decoupling observed between loan developments and several indicators of the state of the real economy. However, the many public incentives for developing access to home-ownership may also have contributed to this dephasing.*
- An open question is the extent to which the recent and slight slowdown in the annual growth rate of housing loans is consistent with the continuation of a regime of excess supply, as observed over the last months of the sample. The realisation of such a scenario acts in favour of a “soft landing” with a gradual scale-down of intermediation, a situation which is obviously preferable to a marked change in behaviour and a more severe correction to lending.*

1. Introduction

L'évolution actuelle du crédit à l'habitat en France se caractérise par la phase d'expansion la plus longue et la plus forte observée sur les trente dernières années, avec un taux de croissance annuel en hausse continue depuis dix ans, de 2,7% en décembre 1996 à 14,9% à fin 2006, soit en termes réels⁴ respectivement de 0,9 à 13,1%. Sur la même période, l'endettement des ménages a cru à des niveaux sans précédent : avec une progression de l'encours nominal des crédits à l'habitat de 134%, le rapport de la dette immobilière au revenu disponible brut annuel est ainsi passé de 30 à 48%, soit une hausse de 60%.

De nombreux faits stylisés sous-tendent une progression rapide de la demande de crédit des ménages, parmi lesquels la baisse des taux d'intérêt à des niveaux historiquement bas avec, en corollaire, une diminution de la rémunération de l'épargne financière, le renchérissement continu des loyers, ou encore des craintes sur l'avenir des régimes de retraites (Wilhelm, 2005). Cependant, des chiffres d'une telle ampleur n'auraient probablement pas été observés sans l'existence d'une politique de distribution du crédit volontairement expansionniste de la part des banques. Plusieurs éléments corroborent cet état de choses. D'une part, les établissements de crédit ont procédé à une réorientation de leur stratégie d'allocation des actifs. Alors que la proportion des crédits à l'habitat aux ménages dans le total des crédits au secteur privé est restée stable autour de 29% dans les années 1990, elle est passée à 31,8% en décembre 2003 pour s'établir à 36,9% en décembre 2006. Simultanément, les marges bancaires ont été fortement comprimées, les établissements de crédits privilégiant l'accroissement des parts de marché et un renforcement de la fidélisation de la clientèle au détriment d'une rentabilité immédiate. Ainsi, en dépit de fluctuations conjoncturelles, l'écart moyen annuel entre le taux des crédits immobiliers et le taux des emprunts phare à 10 ans a connu une baisse tendancielle au cours de la décennie passée : de 1,2% en décembre 1996, à 0,9% et 0,5% respectivement en décembre 2001 et 2003, pour s'établir à 0,1% à fin 2006. De même, face à une hausse inédite des prix de l'ancien de 137% au cours de la dernière décennie (l'achat de logements anciens mobilisant une proportion de nouveaux crédits de presque 70% depuis dix ans, contre un tiers au début des années 1980), l'allongement de la durée moyenne des prêts et la baisse de l'âge moyen des emprunteurs ont permis de maintenir une demande de crédit solvable. Ces mesures ont probablement contribué à réduire la sensibilité des ménages à la très forte hausse des prix immobiliers et, par conséquent, à infléchir leur perception du poids intertemporel de leur endettement. Ainsi, la durée moyenne des prêts a progressé de 16,3 ans en 2002 à 20,5 ans en 2006, la proportion de crédits de plus de 25 ans passant de 2 à 40% sur la même période (Fnaim, 2007). Dans le même temps, la proportion d'emprunteurs âgés de moins de 30 ans a presque triplé, évoluant de 11 à 31%.

L'analyse du dernier cycle haussier de taux d'intérêt engagé par la Banque centrale européenne depuis décembre 2005 et de son effet sur les conditions de remboursement des prêts témoigne de la vigueur et de la persistance des comportements d'offre. En dépit de six remontées successives du taux directeur de la BCE de 2 à 3,5% à fin décembre 2006, la hausse des taux d'intérêt des crédits à l'habitat a été modeste, de 46 points de base environ. Dans les faits, l'allongement par les banques de la durée moyenne de remboursement des crédits à 20,5 ans en 2006 (contre 18,7 en 2005) est venue en compenser presque la totalité des effets, notamment en raison d'un sursaut à 6,5% en 2006 de la proportion d'emprunteurs âgés entre 18 et 25 ans (Fnaim, 2007).

⁴ En déflatant par l'indice des prix à la consommation.

L'apparition récente de prêts à l'échéance de 50 ans et l'observation d'une extension par les banques de financements à taux fixes en présence d'un resserrement des conditions monétaires dans la zone euro soulignent le rôle important joué par les facteurs d'offre dans l'explication de l'ampleur de la phase ascendante du cycle immobilier actuel.

Plus globalement, dans un contexte marqué par une abondance de liquidités mais aussi une conjoncture quelque peu hésitante, l'ampleur des évolutions de crédit peut susciter des interrogations sur la durée de ce régime "soutenu", ses déterminants et sa synchronisation avec les évolutions réelles.

Plusieurs raisons peuvent être avancées pour justifier, de façon générale, l'existence de cycles de crédit non nécessairement en phase avec l'activité économique. La transformation d'échéances par exemple, accentue l'inertie du portefeuille de crédits, pouvant constituer ainsi un facteur de décalage important entre cycle de crédit et cycle d'activité. Du côté de la demande de crédit, le degré de transformation peut s'expliquer par le choix des agents en matière de lissage intertemporel de leur consommation. Du côté de l'offre, il reflète le choix des banques en matière de lissage intertemporel de leurs profits et de leurs risques. Cet exemple montre la difficulté de distinguer entre les effets d'offre et de demande dans la détermination de l'équilibre du marché du crédit. Il laisse cependant entrevoir que l'ampleur du décalage entre les sphères réelle et financière peut être fonction de l'importance relative des facteurs d'offre et de demande de crédit sous-jacents.

Cela étant, la littérature macroéconomique traditionnelle accorde généralement plus d'importance aux phénomènes de demande. Ainsi, le mécanisme traditionnel du canal des taux d'intérêt prédit que les effets de la politique monétaire, en modifiant les taux d'intérêt réels, affectent les décisions d'investissement des agents en conditionnant le volume de projets rentables dans l'économie. De même, la thèse du canal large du crédit, en reposant sur l'existence des asymétries d'information (à l'origine d'une imparfaite substituabilité entre différentes sources de financement), souligne l'impact des impulsions monétaires sur les bilans et les comptes de résultat des emprunteurs. Dès lors, un choc de taux d'intérêt, en affectant la capacité d'emprunt des agents, peut renforcer les effets du canal traditionnel des taux d'intérêt. Par conséquent, la politique monétaire peut engendrer une amplification du cycle réel sans agir directement sur l'offre de crédit bancaire.

Cependant, un nombre croissant de travaux suggèrent que les comportements d'offre de crédit peuvent également jouer un rôle déterminant dans l'amplification des effets de la politique monétaire sur la sphère réelle, pouvant contribuer ainsi à une éventuelle désynchronisation entre la dynamique des crédits et celle de l'économie. Des travaux empiriques récents montrent que l'efficacité des chocs monétaires serait plus forte dans les périodes de récession que d'expansion de l'économie (cf. Balke (2000) pour les Etats-Unis; Atanasova (2003) pour le Royaume-Uni). Cependant, cette dernière observation pourrait résulter de l'existence d'un éventuel déséquilibre sur le marché du crédit où les variations de prix (en l'occurrence du taux débiteur) n'assureraient pas l'égalité entre les quantités offertes et demandées, conduisant à un rationnement de l'une des deux quantités. La théorie des asymétries d'information appliquée au marché du crédit (Stiglitz et Weiss, 1981) permet de justifier de telles configurations du marché (cf. annexe C). Plus précisément, il est concevable que l'amplification des chocs monétaires dans les phases de récession puisse provenir d'un rationnement de la demande de crédit par les banques. Qui plus est, des travaux microéconomiques récents (Gorton et He, 2004 ; Lown et Morgan, 2004 ; Dell'Ariccia et Marquez, 2003 ; Berger et Udell, 2004) montrent que le mécanisme

d'amplification par l'offre peut être également la conséquence des modifications endogènes de la politique d'octroi de crédit des banques (critères de risques, niveau d'exigences en matière de garanties, choix de segmentation, etc.) en réaction à l'évolution de la conjoncture, pouvant ainsi exercer une influence sur la quantité totale de crédits offerte au niveau macroéconomique.

Il apparaît ainsi que l'analyse des cycles de crédit revêt plusieurs dimensions importantes. D'une part, la mise en évidence de liens avec la sphère réelle de l'économie. D'autre part, l'identification formelle de périodes de régimes de croissance différenciés, et leur analyse rétrospective en termes de durée. Enfin, la détermination de la nature du régime en vigueur sur le marché du crédit, selon qu'il s'agit d'un régime d'excès d'offre ou de demande de crédits, peut permettre de juger du caractère équilibré ou non du cycle, et donc de sa soutenabilité à moyen terme. Ces inférences peuvent se révéler utiles pour approfondir le diagnostic conjoncturel et éclairer les choix en matière d'orientation de la politique monétaire. Cet article développe précisément une grille d'analyse pour tenter de les dégager dans le cadre d'une étude du marché des crédits à l'habitat en France. Il s'appuie notamment sur l'exploitation de séries construites à partir des statistiques monétaires de la Banque de France. La période d'estimation retenue s'étend du quatrième trimestre 1970 au quatrième trimestre 2006 (soit 145 observations), à l'exception de la partie consacrée à l'étude du déséquilibre en données mensuelles où elle est comprise entre mars 1994 et décembre 2006 (soit 154 observations). La modification de la période d'estimation s'explique par le fait que certaines variables ne sont pas renseignées sur longue période. Afin de préserver des degrés de liberté nécessaires à l'estimation du modèle, nous avons opté alors pour un changement de fréquence.

Le plan de l'article est le suivant. La deuxième section propose quelques faits saillants sur la synchronisation entre les évolutions de long terme (ou structurelles) des sphères réelle et de crédit à partir d'une décomposition des variables en plusieurs composantes. La troisième section présente une approche probabiliste fondée sur l'estimation de modèles markoviens à changements de régime (univarié et multivarié). L'objectif est de mettre en évidence et de dater les périodes de régimes haut et bas et, partant, d'évaluer leur durée historique moyenne. La quatrième section présente l'estimation d'un modèle de déséquilibre inspiré de Maddala-Nelson (1974) visant à identifier le rôle des facteurs d'offre et de demande de crédit dans l'explication de la phase ascendante du cycle de crédit actuel. La cinquième section est consacrée à la synthèse des interactions possibles entre les différents résultats et phénomènes mis en évidence. La sixième et dernière section conclue.

2. Synchronisation des cycles réels et cycles de crédit : une analyse en termes de cycle de croissance

Nous examinons ici le lien entre les facteurs structurels réels et l'évolution des crédits à l'habitat en France. Les variables réelles analysées se réfèrent au PIB, mais également à des agrégats plus restreints et relatifs au secteur institutionnel des ménages : le revenu disponible brut, les dépenses de consommation et la FBCF logement⁵. Toutes les variables sont exprimées en volume, les crédits à l'habitat aux ménages étant déflatés par l'indice des prix à la consommation. Le fait de

⁵ La FBCF des ménages est constituée de l'investissement en logement neuf, hors acquisition de terrain et hors frais liés, et des dépenses de gros entretien.

déflater la variable de crédit par les prix à la consommation et non par un indice composite de prix des logements a deux justifications. Premièrement, la volonté d'apprécier les évolutions de crédit en termes de pouvoir d'achat en biens et services (ce qui permet de capter les modifications du poids réel de l'endettement des ménages) et non en termes de pouvoir d'achat des logements (davantage susceptible de refléter la relation entre les variations des encours de financements et celles des prix immobiliers). Rappelons qu'en France presque 70% des nouveaux crédits à l'habitat sont alloués au financement de transactions réalisées sur le marché de l'ancien. Dans ce contexte, les prix immobiliers ont progressé de 137% au cours de la dernière décennie, l'évolution de l'encours nominal des crédits ayant été de 134% sur la même période. Soit une situation où la croissance des prix de l'ancien et celles des financements accordés se sont alimentées mutuellement. Dès lors, le choix méthodologique d'utiliser l'IPC comme déflateur est important pour traduire la véritable ampleur de la dynamique des crédits, en particulier lorsque les ménages ne rencontrent pas de contraintes sur le marché du crédit et présentent une insensibilité à l'évolution des prix immobiliers. Deuxièmement, cette méthode est couramment utilisée dans la littérature sur la modélisation empirique de l'endettement immobilier (cf., par exemple, Wolswijk, 2005 ; Iacoviello et Minetti, 2007).

2.1. Identification des cycles par un filtre à bande passante

L'approche classique du cycle se réfère aux fluctuations du niveau de la série en définissant le cycle économique comme une succession de phases de récession (intervalle de temps séparant un pic d'un creux) et d'expansion (intervalle séparant un creux d'un pic). Cependant, dans une comparaison entre plusieurs variables, le risque d'une telle approche est l'identification de relations principalement entre les tendances des variables. C'est pourquoi nous avons recours ici à l'approche moderne du cycle économique (cycle de croissance), fondée sur l'identification et l'analyse des déviations à la tendance de long terme des variables. Plusieurs techniques de filtrage développées dans la littérature permettent l'extraction à partir des séries brutes du cycle ainsi caractérisé (Hodrick et Prescott, 1997 ; Baxter et King, 1999). En dépit des réserves qui seront examinées plus loin (section 3) sur l'adéquation de ce type d'outil statistique à des problématiques non linéaires, nous retenons à titre de référence le filtre à bande passante récemment proposé par Christiano et Fitzgerald (2003) et mis en œuvre dans un nombre croissant de travaux empiriques portant sur les cycles (cf., par exemple, Avouyi-Dovi et Matheron, 2003 ; Artis, Marcellino et Proietti, 2004).

Le filtre à bande passante de Christiano et Fitzgerald (2003) permet de décomposer l'évolution des variables étudiées en trois composantes selon les fréquences temporelles de leur reproduction. Dans cette approche, la composante permanente est imputable aux facteurs économiques structurels représentés par les oscillations de basse fréquence. Elle est obtenue après élimination des mouvements de moyenne fréquence correspondant au cycle économique (composante cyclique), et de haute fréquence reflétant les chocs aléatoires et les phénomènes saisonniers (composante irrégulière). L'ensemble des mouvements de reproduction des différentes composantes peut également être défini dans un intervalle de temps donné. La composante permanente retrace le long terme. Sur la base de données américaines, elle est généralement fixée à plus de 8 ans, soit dans le domaine des fréquences dans un intervalle entre 0 et $\pi/16$ pour des données de périodicité trimestrielle. Par conséquent, les deux autres composantes identifient les mouvements situés en-dehors de celui-ci, c'est-à-dire ceux intervenant sur une durée comprise

entre 1,5 et 8 ans pour la composante cyclique et inférieure à 1,5 an pour la composante irrégulière⁶. Dans l'identification des différentes composantes de chacune des variables utilisées, nous faisons également l'hypothèse d'un cycle économique compris entre 1,5 et 8 ans. La figure A1 en annexe A présente, à titre illustratif, les résultats issus de la décomposition de la variable de crédit.

2.2. Analyse de corrélation

Pour fournir un premier aperçu des relations de long terme entre la sphère financière (crédits à l'habitat aux ménages) et réelle (différentes mesures de l'activité), nous calculons des corrélations entre les composantes permanentes identifiées, prises deux à deux. Cependant, c'est le taux de croissance des composantes permanentes que nous retenons dans l'analyse car, prises en niveau, les composantes de long terme sont caractérisées par des tendances, leur non-stationnarité entraînant alors un risque d'identification de corrélations fallacieuses.

La convention suivante est adoptée pour le calcul des corrélations entre les différentes composantes. Soit x_t le taux de croissance de la composante permanente du crédit et y_{t+k} celui d'une variable réelle (par exemple du PIB) avancée ou retardée de k périodes. Pour $k = 0$, une corrélation significativement positive indique un comportement procyclique du crédit (évolution de même sens du crédit et du PIB), et une corrélation significativement négative un impact contracyclique (évolution en sens opposé des deux variables). Une corrélation maximale, pour $k = -2$ (+2) par exemple, indique que le taux de croissance de la composante permanente de la série de crédit suit (devance) celle du PIB de deux trimestres. Nous retenons des valeurs de k allant de -6 à $+6$ trimestres. Les corrélations sont estimées par la méthode des moments généralisés, augmentée d'un terme de correction de l'hétéroscédasticité d'Andrews et Monahan (1992).

Tableau 1 : Corrélations entre les taux de croissance des composantes permanentes, 1970T4 – 2006T4

k	crédit habitat ménages (t) – PIB ($t \pm k$)	crédit habitat ménages (t) – FBCF logement ($t \pm k$)	crédit habitat ménages (t) – consommation des ménages ($t \pm k$)	crédit habitat ménages (t) – consommation+FBCF logement ($t \pm k$)	crédit habitat ménages (t) – RDB ($t \pm k$)
-6	0,40	0,58 (**)	0,74 (**)	0,74 (**)	0,53 (**)
-5	0,43 (*)	0,61 (**)	0,77 (**)	0,77 (**)	0,56 (**)
-4	0,47 (*)	0,64 (**)	0,80 (**)	0,80 (**)	0,58 (**)
-3	0,50 (**)	0,65 (**)	0,82 (**)	0,82 (**)	0,60 (**)
-2	0,53 (**)	0,66 (**)	0,84 (**)	0,83 (**)	0,62 (**)
-1	0,55 (**)	0,65 (**)	0,85 (**)	0,84 (**)	0,63 (**)
0	0,56 (**)	0,64 (**)	0,85 (**)	0,84 (**)	0,65 (**)
+1	0,56 (**)	0,60 (**)	0,83 (**)	0,82 (**)	0,65 (**)
+2	0,55 (**)	0,55 (**)	0,81 (**)	0,79 (**)	0,64 (**)
+3	0,54 (**)	0,49 (**)	0,78 (**)	0,75 (**)	0,63 (**)
+4	0,51 (**)	0,42 (**)	0,74 (**)	0,70 (**)	0,61 (**)
+5	0,48 (**)	0,35 (**)	0,70 (**)	0,65 (**)	0,58 (**)
+6	0,44 (**)	0,28 (*)	0,66 (**)	0,60 (**)	0,56 (**)

Note : coefficient significatif à 5 % (**), 10% (*)

Considérons tout d'abord l'ensemble de la période, allant du quatrième trimestre 1970 au quatrième trimestre 2006. Un lien positif et statistiquement significatif apparaît entre le crédit à

⁶ Pour une présentation plus détaillée de la méthode, voir Avouyi-Dovi et Matheron (2005).

l'habitat et les différentes mesures de l'activité réelle (tableau 1). Cette synchronisation est la plus forte pour les dépenses de consommation des ménages et pour la somme de cet agrégat et de la FBCF logement, plus réduite s'agissant du revenu disponible brut et la plus faible pour le PIB. Le taux de croissance de la composante permanente du crédit devance d'un trimestre tout au plus celle du PIB et du RDB des ménages et suit avec un retard de deux trimestres la FBCF logement et au maximum d'un trimestre la consommation.

Afin de tester la stabilité des liens mis en évidence, nous retenons une période d'estimation plus courte débutant, à l'instar des travaux de la BCE au deuxième trimestre 1981 et allant, dans notre cas, au quatrième trimestre 2006⁷. Un lien positif et statistiquement significatif est confirmé entre le crédit à l'habitat et les différentes mesures de l'activité réelle, sauf pour le PIB (tableau 2). La corrélation la plus forte apparaît à nouveau pour la consommation des ménages et la somme de cet agrégat et de la FBCF logement. Cependant, l'intégralité des relations identifiées est plus distendue au vu de la valeur et de la significativité des corrélations obtenues. Ce résultat contraste avec le fort co-mouvement identifié sur l'ensemble de la période. Il résulterait d'une désynchronisation entre les taux de croissance des composantes permanentes du crédit et des variables réelles. Comme l'illustre la figure 1, celle-ci serait intervenue à la fin des années 1990 et se serait poursuivie au cours des années 2000. Ce déphasage est d'une ampleur sans précédent depuis le début des années 1970. Il apparaît comme étant le plus prononcé pour le PIB. Il est confirmé cependant lorsque l'activité économique est appréhendée par le revenu disponible brut ou la consommation des ménages mais, dans une moindre mesure seulement, s'agissant de la FBCF logement. Plus généralement, notons que Girouard et al. (2006) ont mis en évidence l'existence depuis 1999 d'un phénomène plus global d'un déphasage inédit entre les évolutions des prix immobiliers réels (déflatés par l'IPC) et celles de l'*output gap* pour les principaux pays de l'OCDE.

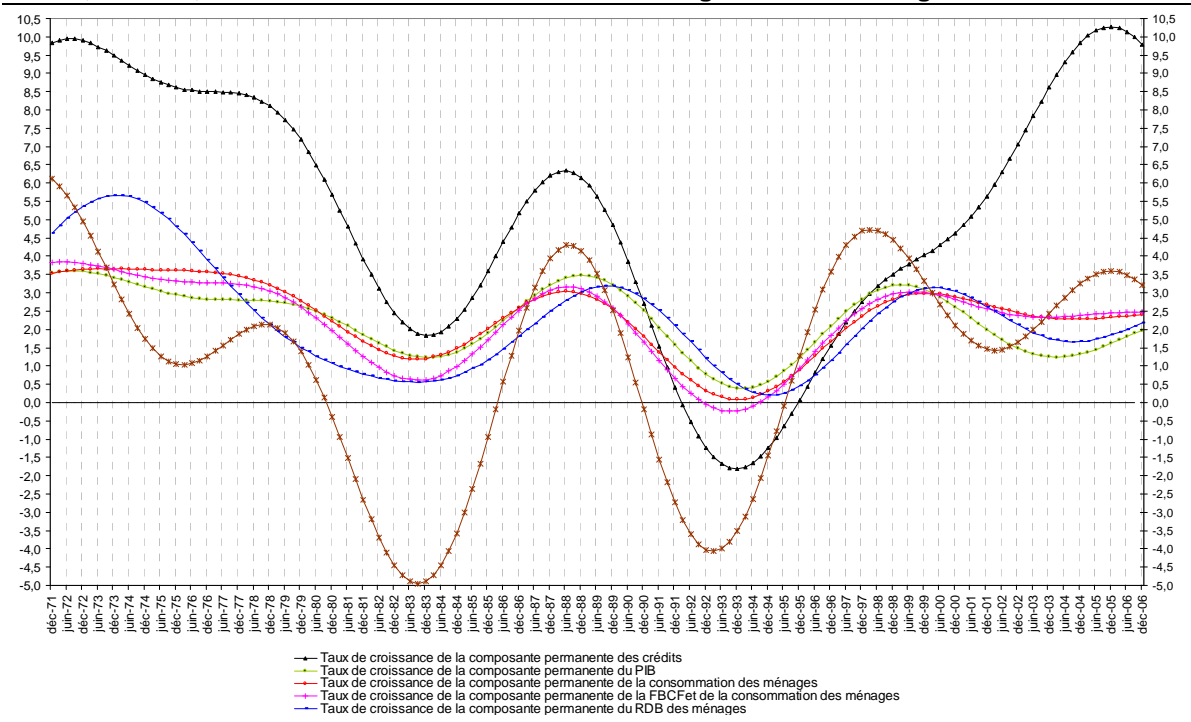
Tableau 2 : Corrélations entre les taux de croissance des composantes permanentes, 1981T2 – 2006T4

	crédit habitat ménages (<i>t</i>) – PIB (<i>t±k</i>)	crédit habitat ménages (<i>t</i>) – FBCF logement (<i>t±k</i>)	crédit habitat ménages (<i>t</i>) – consommation des ménages (<i>t±k</i>)	crédit habitat ménages (<i>t</i>) – consommation+FBCF logement (<i>t±k</i>)	crédit habitat ménages (<i>t</i>) – RDB (<i>t±k</i>)
<i>k</i>					
-6	0,14	0,52 (**)	0,66 (**)	0,65 (**)	0,24
-5	0,17	0,55 (**)	0,69 (**)	0,68 (**)	0,28
-4	0,20	0,57 (**)	0,71 (**)	0,71 (**)	0,33 (*)
-3	0,22	0,59 (**)	0,72 (**)	0,72 (**)	0,37 (**)
-2	0,24	0,60 (**)	0,73 (**)	0,73 (**)	0,40 (**)
-1	0,26	0,60 (**)	0,74 (**)	0,74 (**)	0,44 (**)
0	0,27	0,59 (**)	0,73 (**)	0,73 (**)	0,47 (**)
+1	0,28	0,56 (**)	0,71 (**)	0,71 (**)	0,48 (**)
+2	0,28	0,52 (**)	0,69 (**)	0,68 (**)	0,49 (**)
+3	0,27	0,47 (**)	0,65 (**)	0,64 (**)	0,49 (**)
+4	0,26	0,41 (**)	0,61 (**)	0,59 (**)	0,48 (**)
+5	0,23	0,35 (**)	0,56 (**)	0,54 (**)	0,47 (**)
+6	0,20	0,29 (*)	0,51 (**)	0,47 (**)	0,45 (**)

Note : coefficient significatif à 5 % (**), 10% (*)

⁷ Cf. annexe dans BCE (2005) consacré aux cycles de crédit.

Figure 1 : Taux de croissance annuels des composantes permanentes des crédits à l'habitat, du PIB, du RDB, de la consommation et de la FBCF en logement des ménages



Ces résultats sont à mettre en perspectives avec la thèse de Heyer et Timbeau (2006). Les deux auteurs soutiennent que l'endettement immobilier est une variable pertinente dans l'explication de la consommation des ménages en France. Le mécanisme sous-jacent serait soit direct, soit indirect. Il transiterait de façon directe en présence d'une extraction hypothécaire positive définie, en proportion du revenu disponible, comme la différence entre la variation de l'endettement à l'habitat et l'investissement en logement des ménages. Autrement dit, l'extraction hypothécaire correspond aux montants de liquidités disponibles à vue ayant pour contrepartie un endettement supplémentaire au niveau agrégé. Dès lors, elle peut être considérée comme un complément au revenu disponible, dont une fraction aurait ainsi vocation à être consommée. Une interprétation indirecte du lien entre endettement et consommation est également possible, même en l'absence d'extraction hypothécaire. Dans cette approche, l'encours d'endettement est un indicateur du degré global de liquidité du patrimoine immobilier. Dès lors, plus le niveau d'encours est élevé, plus la quantité de transactions immobilières est importante, permettant ainsi à un nombre croissant de ménages de réaliser des plus-values.

Nos résultats montrant l'existence d'une déconnexion structurelle entre la consommation et l'encours de crédit à l'habitat sur la période récente ne sont pas en contradictions avec ceux obtenus par Heyer et Timbeau (2006) sur la période 1980 - deuxième trimestre 2004. Premièrement, tout comme dans le cas de l'étude citée, nous identifions une corrélation positive entre les évolutions à basse fréquence des dépenses de consommation des ménages et celles de l'encours de crédit à l'habitat. Cependant, bien que cette relation soit forte en démarrant l'échantillon en 1970, son importance est plus réduite tout en restant statistiquement significative

lorsque celui-ci commence en 1981. Ceci révèle un problème de stabilité de cette relation dans le temps, en particulier lorsque le poids relatif des années 1997-2006 augmente dans l'estimation⁸. Deuxièmement, il est probable que le développement dynamique de l'endettement à l'habitat ces dernières années ait fourni un soutien actif à la consommation. Cependant, cet effet d'entraînement n'aurait probablement pas été suffisant au vu des évolutions de l'endettement lui-même, engendrant tout au plus une atténuation de l'ampleur de la déconnexion structurelle entre les deux variables.

3. Une approche probabiliste des cycles de crédit

Tout comme les cycles d'activité, les cycles de crédit peuvent être asymétriques (Atanasova, 2003 ; Balke, 2000). Cette asymétrie peut avoir plusieurs manifestations. D'une part, les entrées en récession peuvent être plus soudaines que les phases de redressement. D'autre part, les périodes de récession peuvent être plus prononcées et d'une durée plus courte que les périodes d'expansion. Ces phénomènes semblent également à l'œuvre dans le cas de la série du taux de croissance annuel des crédits à l'habitat depuis 1970. En effet, la distribution normalisée de cette variable estimée par la méthode des noyaux présente une asymétrie importante avec des queues épaisses pour des taux de croissance élevés (figure A2). Ces observations sont cohérentes avec l'hypothèse d'évolutions asymétriques entre les phases d'expansion et de contraction du crédit à l'habitat.

Par ailleurs, les méthodes linéaires, telles que le filtre à bande passante utilisé dans la section précédente ou le filtre de Kalman, ne sont pas des techniques adaptées pour rendre compte du caractère asymétrique du cycle, ce qui peut engendrer des difficultés dans la décomposition des variables entre composantes permanentes et cycliques (French, 2001, 2005). En effet, ces méthodes sont basées sur une extraction de l'information à partir des deux premiers moments des séries, alors que pour rendre compte d'éventuelles asymétries il est convenable de considérer des moments d'ordre trois et quatre.

Ces différents arguments nous conduisent à privilégier ci-après une identification des cycles fondée sur l'estimation de modèles non-linéaires à changements de régime. Plus spécifiquement, nous considérons des modèles non-linéaires de type markovien. Ce type de modélisation, initialement développé par Hamilton (1989) dans le cas univarié et testé par l'auteur sur données de PIB américain, a fait l'objet de nombreuses applications empiriques par la suite. Il a également connu plusieurs extensions théoriques, l'une d'entre elles au cas multivarié, réalisée notamment par Warne (1996) et Krolzig (1997).

De façon générale, cette approche permet d'identifier différents régimes (ou états) dans l'évolution d'une variable. L'asymétrie de la dynamique des crédits à l'habitat nous conduit à en rechercher deux : un régime d'expansion et un régime de contraction. La possibilité d'une représentation à trois régimes a été écartée en raison du caractère atypique du début de l'échantillon. En effet, l'estimation d'un modèle multivarié à trois régimes conduit à identifier un régime de très forte croissance dans les années 1970 (à l'exception de la période 1974-1975),

⁸ A cet égard, la figure A.1. p. 141 de l'annexe dans Heyer et Timbeau (2006) montre une certaine détérioration de la qualité de l'ajustement depuis 1999, ce qui suggère un problème d'instabilité du modèle de consommation estimé.

mais dont la probabilité de l'occurrence devient nulle à compter du début des années 1980⁹. C'est pourquoi, en l'absence de théorie statistique permettant de tester la validité d'un modèle à trois régimes contre un modèle à deux régimes, nous retenons une représentation à deux régimes seulement.

L'avantage de la méthode est de permettre la datation des points de retournements et de calculer des probabilités associées à chacun des régimes. Ainsi, le système économique décrit par le modèle peut à chaque date basculer d'un état à un autre selon des probabilités de transition données. En conséquence, il est possible d'estimer la durée moyenne des régimes identifiés.

Dans un premier temps, nous retenons une modélisation selon la méthode élaborée par Hamilton (1989)¹⁰, en procédant à une identification des régimes à partir du seul taux de croissance annuel des crédits à l'habitat. Puis, nous adoptons un cadre de modélisation multivarié selon l'approche de Jacobson, Lindh et Warne (2002)¹¹, afin d'appréhender les cycles de crédit à travers le co-mouvement de plusieurs variables. Dans les deux cas, la période d'estimation s'étend du quatrième trimestre 1970 au quatrième trimestre 2006.

3.1. Analyse des cycles de crédits à l'habitat avec un modèle markovien univarié à changements de régime

3.1.1. Brève présentation de la méthode

Nous considérons dans un premier temps une version modifiée du modèle de Hamilton (1989), définie de la façon suivante :

$$\begin{aligned} y_t &= \mu_{S_t} + \varepsilon_t \\ \varepsilon_t &\sim N(0, \sigma_{S_t}^2) \end{aligned} \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (\text{modèle 1})$$

où y_t représente le taux de croissance annuel des crédits à l'habitat. Dans le modèle (1), la constante, μ , ainsi que la variance, σ^2 , dépendent d'une variable aléatoire inobservable d'état ou de régime, S_t , prenant les valeurs discrètes $\{1, 2\}$. D'un point de vue économique, l'identification des phases basses ($S_t = 1$) et hautes ($S_t = 2$) du taux de croissance des crédits à l'habitat s'opère en admettant un changement de régime sur la variance et la constante du modèle. D'un point de vue statistique, d'après le modèle (1), les modifications observées de y_t sont supposées tirées d'une distribution normale $N(\mu_1, \sigma_1^2)$ lorsque $S_t = 1$, et d'une distribution $N(\mu_2, \sigma_2^2)$ lorsque $S_t = 2$.

Nous n'introduisons pas dans la modélisation de termes autorégressifs car, de façon générale, ceci peut réduire la capacité des modèles markoviens à identifier les points de retournement (Lahiri et Wang, 1994 ; Chauvet et Piger, 2003 ou Ferrara, 2003). De plus, le choix d'un modèle

⁹ Résultats disponibles auprès des auteurs sur demande.

¹⁰ Les programmes utilisés sont disponibles sur : <http://weber.ucsd.edu/~jhamilto/software.htm#Markov>

¹¹ Les programmes utilisés sont disponibles sur : <http://texlips.hypermart.net/warne/code.html>

à variance variable peut se justifier de deux façons. D'une part, la statistique de vraisemblance a une plus grande valeur par rapport au modèle à variance constante. D'autre part, les résultats issus d'un modèle à variance variable concordent davantage avec les estimations issues d'autres modélisations auxquelles nous avons recours dans ce travail.

Les modifications des paramètres du modèle (1) sont fonction de la variable d'état, S_t , qui est inobservable. Cependant, Hamilton (1989) a montré que ces paramètres peuvent être estimés si le processus probabiliste gouvernant l'évolution de S_t est soumis à des restrictions. En particulier, tel est le cas lorsque l'état S_t suit une chaîne de Markov d'ordre 1. Cela signifie que quelle que soit la persistance d'un état, elle est entièrement résumée par la valeur de l'état à la période précédente. Autrement dit, le processus sous-jacent à S_t est supposé dépendre des réalisations passées de y et de S uniquement à travers la valeur de S_{t-1} . Dès lors, dans un régime donné, deux cas de figure sont possibles pour caractériser l'évolution de S_t . Ils sont traduits par deux probabilités de transition : la probabilité de rester dans le même régime et la probabilité de passer au second régime.

Le modèle est estimé par la méthode du maximum de vraisemblance par application de l'algorithme itératif BFGS. Étant données les valeurs estimées du vecteur de paramètres θ , il est possible de calculer deux types de probabilités conditionnelles pour caractériser le régime du taux de croissance annuel des crédits à l'habitat. D'une part, les probabilités filtrées $P(S_t = i / y_1, \dots, y_t; \theta)$, soit les probabilités d'être dans l'état i , pour $i=1,2$, à la date t , compte tenu de l'information disponible jusqu'à cette date. D'autre part, les probabilités lissées $P(S_t = i / y_1, \dots, y_T; \theta)$, soit les probabilités d'être dans l'état i , pour $i=1,2$, à la date t , compte tenu l'ensemble de l'information (y_1, \dots, y_T) disponible pour caractériser la nature historique du régime. Autrement dit, les probabilités filtrées permettent une détection en temps réel des points de retournement, alors que les probabilités lissées ne le permettent qu'a posteriori. Enfin, nous attribuons une observation donnée à un régime haut (resp. bas), selon que la probabilité lissée correspondante du régime bas est inférieure (resp. supérieure) à 0,5.

3.1.2. Résultats des estimations

Le tableau 3 présente les résultats des estimations. La figure A3 retrace l'évolution du taux de croissance annuel des crédits à l'habitat ainsi que des probabilités filtrées et lissées du régime d'expansion (régime haut). Enfin, le tableau 4 précise les points de retournements identifiés.

Sur 145 observations, 63 appartiennent au régime bas et 82 au régime haut (tableau 3). La fréquence du régime bas s'élève à 43%, contre 57% pour le régime haut. Les probabilités inconditionnelles d'apparition de chaque régime sont très élevées, témoignant de leur caractère tranché. Elles s'élèvent à 0,945 pour l'état 1 et à 0,967 pour l'état 2. La probabilité de "quitter" l'état 1 est de $1-0,945=0,055$, contre 0,033 pour l'état 2. La durée moyenne d'un régime conditionnelle à la réalisation de ce régime est égale à l'inverse de la probabilité d'en sortir : elle s'établit pour l'état 1 à 18,2 trimestres (approximativement 4 ans et 2 trimestres) et à 30,5 trimestres (soit 7 ans et 2,5 trimestres) pour l'état 2. Enfin, le tableau 3 révèle que le taux de croissance moyen dans le régime haut s'élève à 8,8%, contre 1,4% pour le régime bas (cf. aussi la figure A4). De plus, il est intéressant de constater que l'ampleur des chocs aléatoires appréhendée

par la variance des résidus est plus forte dans les phases d'expansion ($\sigma_2^2 = 16$), que dans les phases de contraction ($\sigma_1^2 = 3,7$).

Tableau 3 : Résultats de l'estimation du modèle markovien univarié à changements de régime

<u>Paramètres</u>	<u>Coefficients</u>	<u>Ecart-types</u>
Régime bas (état 1)		
μ_1	1,37 **	0,29
σ_1^2	3,69 **	0,74
Régime haut (état 2)		
μ_2	8,81 **	0,48
σ_2^2	16,03 **	2,53
p_{11}	0,9451 **	0,03
p_{22}	0,9672 **	0,02

Nombre de trimestres du régime bas : 63 (fréquence : 43%)

Nombre de trimestres du régime haut : 82 (fréquence : 57%)

Durée moyenne du régime bas conditionnelle à sa réalisation : $1/(1 - p_{11}) = 18,2$ trimestres

Durée moyenne du régime haut conditionnelle à sa réalisation : $1/(1 - p_{22}) = 30,5$ trimestres

Note : coefficient significatif à 5 % (**)

Le calcul des probabilités de transition permet la datation des points de basculement d'un régime vers l'autre, soit les pics et les creux dans l'évolution de la variable étudiée. Pour cela, nous adoptons la règle suivante, couramment admise dans la littérature (cf. par exemple Hamilton, 1989). Un pic a lieu à la date t lorsque la probabilité lissée du régime bas est inférieure à 0,5 à la date t et supérieure 0,5 à la date $t+1$. Un creux a lieu à la date t lorsque la probabilité lissée du régime bas est supérieure à 0,5 à la date t et inférieure 0,5 à la date $t+1$. Autrement dit, un pic (resp. creux) correspond à la dernière observation associée au régime haut (resp. bas) et qui précède le basculement d'un régime à l'autre. Dès lors, le régime d'expansion correspond au laps de temps séparant un creux d'un pic, le régime de contraction étant compris entre un pic et un creux. Nous trouvons six points de retournement différents (tableau 4). D'une part, trois pics suivants : au premier trimestre 1974, au troisième trimestre 1980 et au deuxième trimestre 1989. D'autre part, trois creux ci-après : au premier trimestre 1975, au troisième trimestre 1985 et au premier trimestre 1999. Ainsi, la date d'apparition du régime haut actuellement en place coïnciderait de façon proche avec celle de la mise en place de la monnaie unique.

Une fois les points de retournement identifiés, il est possible de calculer le taux de croissance moyen annuel des crédits correspondant aux dates des pics et des creux mis en évidence (tableau 4). Celui-ci s'élève à 6,1% pour les pics, contre 3,3% pour les creux. Ces valeurs sont quelque peu modifiées si l'on exclut le régime bas des années 1970, qui peut davantage être assimilé à un choc transitoire sur le taux de croissance avec des phases de retournement très rapides. Ce faisant, il apparaît un écart plus réduit entre le taux de croissance moyen annuel des crédits relatif aux pics (5,5%) et aux creux (4%).

Tableau 4 : Points de retournement du taux de croissance annuel des crédits à l'habitat aux ménages issus du modèle univarié à partir des probabilités lissées

<u>Pics</u>	Taux de croissance des crédits	<u>Creux</u>	Taux de croissance des crédits
1974:T1	7,4	1975:T1	2,0
1980:T3	6,3	1985:T3	4,0
1989:T2	4,7	1999:T1	3,9

Taux de croissance moyen correspondant aux pics : 6,1%
Taux de croissance moyen correspondant aux creux : 3,3%
Taux de croissance moyen correspondant aux pics en excluant 1974:T1 : 5,5%
Taux de croissance moyen correspondant aux creux en excluant 1975:T1 : 4,0%

3.2. Généralisation à un modèle markovien multivarié à changements de régime

Dans le modèle (1), le marché du crédit à l'habitat est résumé par l'évolution de la seule variable d'activité – les crédits à l'habitat – sans que l'influence d'autres facteurs ne soit explicitement prise en compte. Or, le cycle économique se caractérise essentiellement par le co-mouvement de plusieurs variables (Hamilton, 2003 ; Bellone, Gautier et Le Coent, 2005). Par conséquent, l'adoption d'une représentation multivariée se justifie par la volonté d'appréhender le marché du crédit à l'habitat de façon plus globale.

C'est pourquoi, outre le taux de croissance annuel des crédits à l'habitat, nous considérons l'influence de deux autres variables sur le marché du crédit immobilier. En premier lieu, les perspectives de mise en chantier pour la vente et la location, dont l'effet attendu sur la demande de crédit est positif¹². Cette variable, issue de l'enquête trimestrielle de l'INSEE, concerne le secteur de la promotion immobilière dans toute la France. La série brute, prise en niveau, a été corrigée des variations saisonnières par la méthode Tramo-Seats, en retenant l'option d'une identification automatique des points aberrants et en ignorant les effets calendaires.

En second lieu, la pente de la courbe des taux, définie comme la différence entre le taux de l'emprunt phare français à dix ans et le taux interbancaire, soit le Pibor trois mois jusqu'à fin 1998, puis l'Euribor trois mois depuis lors. La pente de la courbe des taux fait traditionnellement l'objet de plusieurs interprétations à propos de l'information qu'elle véhicule sur l'activité

¹² L'effet probable de cette variable sur l'offre de crédit est ambigu. Un impact positif pourrait témoigner de la volonté des établissements de crédit d'accompagner les anticipations des agents quant aux perspectives de mises en chantier et, par conséquent, de renforcer le cycle du marché de la construction immobilière. Ce cas s'expliquerait par l'existence d'un faible risque crédit pour la banque lié à un retournement de l'activité sur le marché immobilier. Un signe négatif montrerait au contraire un comportement stabilisateur de la part des banques. Cette configuration traduirait l'existence d'un risque de crédit important associé à un scénario de retournement sur le marché de la construction. En particulier, si le bien immobilier financé à crédit est mis en gage, une baisse des prix immobiliers engendre une baisse de la valeur de la garantie détenue par la banque.

économique future¹³. Cependant, cette variable est également un indicateur de la rentabilité bancaire, captant une partie de la marge bancaire (Heyer et Timbeau, 2006). En effet, dans leur activité d'intermédiation les banques opèrent une transformation d'échéances en détenant dans leur bilan principalement des engagements à court terme à taux variable et des créances à long terme à taux fixe. Une accentuation de la pente de la courbe des taux a pour effet de réduire le coût relatif du passif et simultanément d'accroître la rentabilité des nouveaux crédits. Dans cette configuration, sous réserve que l'arbitrage entre crédits et titres sans risque de même maturité préserve un écart constant entre ces deux catégories d'actifs, on devrait dès lors observer, toutes choses égales par ailleurs, une hausse de l'offre de financement de la part des banques.

3.2.1. Brève présentation de la méthode

La spécification théorique retenue pour le modèle markovien multivarié à changements de régime est la suivante :

$$\begin{aligned} y_t &= \mu_{S_t} + \varepsilon_t \\ \varepsilon_t &\sim N(0, \Omega) \end{aligned} \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (\text{modèle 2})$$

où $y_t = (y_{1t} \ y_{2t} \ \dots \ y_{nt})'$ est le vecteur $n \times 1$ de variables endogènes stationnaires et $\mu_{S_t} = (\mu_{S_{t1}} \ \mu_{S_{t2}} \ \dots \ \mu_{S_{tm}})'$ le vecteur $n \times 1$ des constantes du modèle, avec $n = 3$ dans notre cas. De plus, ε_t est un bruit blanc gaussien et Ω la matrice de variance-covariance. Dans un modèle à deux états, la variable d'état inobservable S_t prend les valeurs, 1 ou 2, et suit une chaîne de Markov d'ordre 1 avec des probabilités de transition définies comme suit :

$$P(S_t = j | S_t = i) = p_{ij} \quad \forall t = 1, \dots, T \text{ et } i, j = 1, 2 \quad (3)$$

où p_{ij} est la probabilité d'être dans l'état j à la date t , sachant que l'on était dans l'état i à la date $t-1$. Dans le modèle (2), nous faisons l'hypothèse que la moyenne dépend de la variable d'état inobservable, mais que la variance est fixe. L'hypothèse d'une variance variable n'a pas été retenue, la procédure d'estimation du modèle conduisant à son rejet. Economiquement, ceci peut découler de l'observation suivante. L'estimation du modèle univarié a montré que l'ampleur des chocs aléatoires sur le crédit était plus forte dans le régime haut que dans le régime bas. Cependant, à l'instar des résultats de Hamilton (1989) par exemple, c'est l'inverse qui est observé pour les variables d'activité. Or, rappelons que la pente de la courbe des taux que nous considérons dans le modèle véhicule également une information sur l'activité économique future. Dès lors, il est possible que dans un système à trois variables pris dans son ensemble, par un effet de compensation entre l'ampleur des chocs sur la sphère réelle et la sphère financière, la variance des chocs aléatoires dans les deux régimes ne soit pas significativement différente.

Le modèle est estimé par la méthode du maximum de vraisemblance avec application de l'algorithme itératif EM. Enfin, comme pour le modèle univarié, nous choisissons de ne pas

¹³ Pour plus de détails, voir Sédillot (1999) par exemple.

inclure de termes autorégressifs afin d'accroître la capacité du modèle à identifier les points de retournement.

3.2.2. Résultats des estimations

Rappelons que la période d'estimation est identique à celle retenue pour le modèle univarié (entre le quatrième trimestre 1970 et le quatrième trimestre 2006, soit 145 observations). Les variables considérées comprennent le glissement annuel des crédits à l'habitat aux ménages ($CRHM_t$), les perspectives de mise en chantier de logements neufs ($PMSCH_t$) et la pente de la courbe de taux ($PENTE_t$). Toutes les variables, présentées sur la figure A5, ont été normalisées¹⁴ et sont stationnaires (cf. tableau A1 pour le détail des résultats de tests). Les valeurs des paramètres estimés et leur significativité sont présentées dans le tableau 5. La figure A6 montre l'évolution des probabilités filtrées et lissées du régime haut. Enfin, le tableau 6 présente les points de retournement identifiés.

Tableau 5 : Résultats de l'estimation du modèle markovien multivarié à changements de régime

Paramètres	Coefficients	Ecarts-types
Régime bas		
$\mu_1^1 (CRHM_t)$	-0,89 **	0,22
$\mu_1^2 (PENTE_t)$	-0,32 **	0,13
$\mu_1^3 (PMSCH_t)$	-0,95 **	0,10
Régime haut		
$\mu_2^1 (CRHM_t)$	0,49 **	0,08
$\mu_2^2 (PENTE_t)$	0,18	0,13
$\mu_2^3 (PMSCH_t)$	0,52 **	0,08
p_{11}	0,9406 **	0,06
p_{22}	0,9669 **	0,03
σ_1^2	0,55 **	0,08
σ_{12}	0,12 **	0,07
σ_{13}	-0,04	0,06
σ_2^2	0,94 **	0,13
σ_{23}	0,001	0,07
σ_3^2	0,50 **	0,07

Nombre de trimestres associés au régime bas : 51 (fréquence : 35%)

Nombre de trimestres associés au régime haut : 94 (fréquence : 65%)

Durée moyenne du régime bas conditionnelle à sa réalisation : $1/(1 - p_{11}) = 16,8$ trimestres

Durée moyenne du régime haut conditionnelle à sa réalisation : $1/(1 - p_{22}) = 30,2$ trimestres

Note : coefficient significatif à 5 % (**)

¹⁴ Avec des variables centrées réduites, l'influence qu'elles ont ne dépend pas des valeurs absolues et des effets d'échelle.

De façon générale, les résultats obtenus concordent globalement avec ceux issus du modèle markovien univarié. Selon que les valeurs des probabilités lissées de l'état 1 soient supérieures ou inférieures à 0,5, nous trouvons que sur 145 observations, 51 appartiennent au régime bas et 94 au régime haut (tableau 5). Tout comme dans le cas univarié, les probabilités inconditionnelles d'apparition des régimes sont très importantes, témoignant ainsi d'une persistance élevée de chacun d'entre eux. Elles s'élèvent respectivement à 0,967 pour l'état 2 contre 0,941 pour l'état 1. La durée moyenne des régimes, égale à l'inverse de la probabilité d'en sortir, s'établit pour le régime bas à $1/(1-0,967) = 16,8$ trimestres (approximativement 4 ans et 1 trimestre) et pour le régime haut à 30,2 trimestres (approximativement 7 ans et 2 trimestres). Rappelons que le diagnostic sur la durée des régimes établi sur la base du modèle univarié était très similaire, les valeurs correspondantes s'élevant à 18,2 trimestres pour le régime bas et à 30,5 trimestres pour le régime haut.

Nous identifions six points de retournement sur le marché du crédit appréhendé dans son ensemble (tableau 6). Par rapport au cas univarié (cf. tableau 4), un léger décalage apparaît pour les années 1970 et 1980, tout au plus d'un trimestre pour les pics et de un à deux trimestres s'agissant des creux. Quoi qu'il en soit, nous observons une configuration différente à partir des années 1990, le pic du marché du crédit intervenant avec un retard de cinq trimestres par rapport au cas univarié, alors que le creux a eu lieu avec une avance de plus de deux ans. Il est intéressant de remarquer que celui-ci capte bien le démarrage d'une reprise de la croissance des crédits à l'habitat. Au total, ces résultats indiqueraient que, contrairement à la seule évolution de la variable de crédit, le marché du crédit pris dans son ensemble présenterait une plus grande résistance à l'entrée dans les périodes de récession, mais serait en revanche plus réactif dans les phases de reprise.

Tableau 6 : Points de retournement sur le marché du crédit à l'habitat issus du modèle multivarié à partir des probabilités lissées

<u>Pics</u>	<u>Creux</u>
1974:T1	1975:T3
1980:T4	1985:T4
1990:T3	1996:T4

3.3. Bilan des différents résultats

Au total, les différents résultats obtenus sur longue période à partir des modèles univarié et multivarié sont à mettre en parallèle avec le régime haut actuellement observé. Ils témoignent du caractère exceptionnellement long du cycle de crédit actuel, mais ne permettent d'en conclure à l'existence d'une plus forte probabilité de retournement du marché.

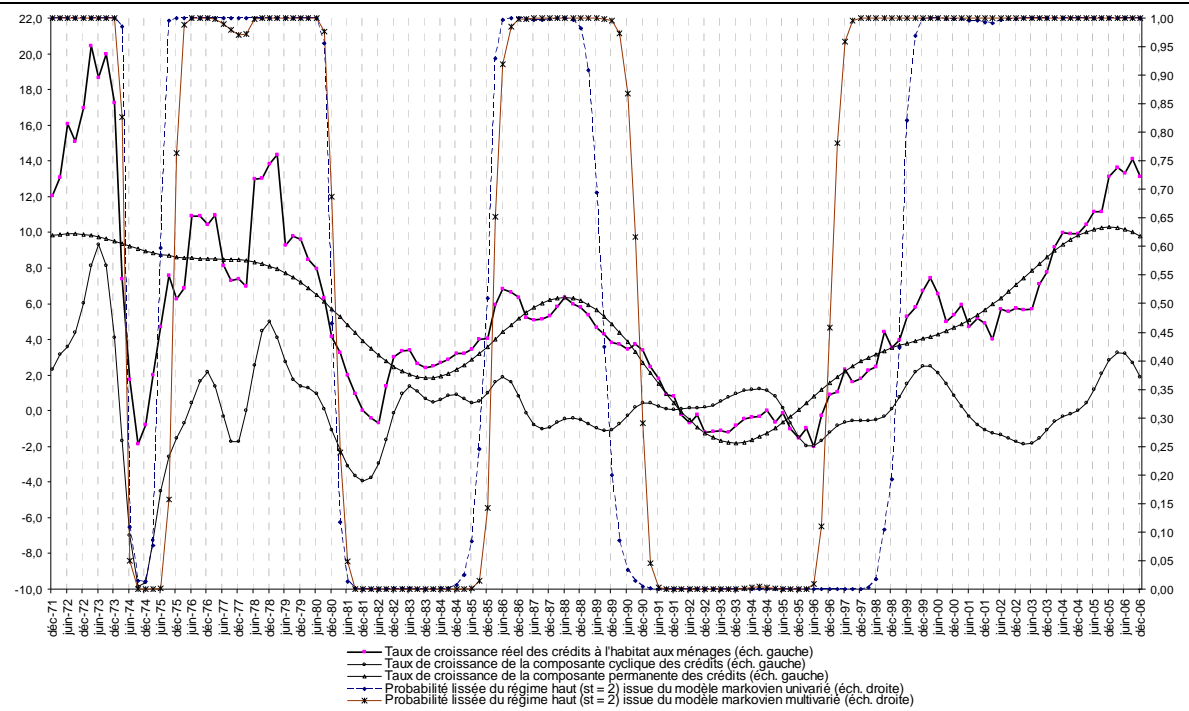
Rappelons que d'après le modèle univarié, le régime haut actuel prévaut depuis le deuxième trimestre 1999, soit 31 trimestres, une durée légèrement supérieure à la durée moyenne des régimes d'expansion évaluée à 30,5 trimestres. Qui plus est, depuis le premier trimestre 2004 le taux de croissance annuel des crédits à l'habitat en termes réels excède 8,8%, soit le taux de croissance moyen enregistré au cours des régimes d'expansion depuis le début des années 1970 (cf. aussi figure A4). Les résultats issus du modèle multivarié renforcent ce diagnostic. La durée moyenne historique du régime haut y est estimée à 30,2 trimestres. Or, d'après nos estimations, le

régime d'expansion actuel du crédit à l'habitat a commencé depuis le premier trimestre 1997, soit il y a 40 trimestres.

Toutefois, il ne serait pas correct de conclure à partir de ces résultats que le taux de croissance des crédits serait en fin de la phase haute du cycle. Le fait que le régime d'expansion actuel soit d'une durée proche, voire supérieure à la moyenne historique ne préjuge pas de la probabilité d'un retournement sur le marché des crédits à l'habitat dans les trimestres à venir. En effet, en vertu de la définition des modèles markoviens, la persistance d'un état est entièrement résumée par la valeur de l'état à la période précédente. Autrement dit, la probabilité de transition à une date ne dépend que de l'état de la chaîne à la date précédente, indépendamment du temps passé dans cet état. De façon générale, les performances prédictives des modèles markoviens sont faibles. De meilleures prévisions en échantillon par rapport aux modèles linéaires ne conduisent pas nécessairement à de meilleures prévisions hors échantillon (Clements et Krolzig, 1998 ; Dacco et Satchell, 1999). De plus, les performances relatives des modèles markoviens en termes de prévisions hors échantillon dépendent du nombre d'états et du type de régime prévalant en fin d'échantillon (Krolzig, 2000).

En juxtaposant les résultats issus des différentes approches (figure 2), nous pouvons constater tout au plus qu'un maximum du taux de croissance de la composante permanente a été atteint courant 2004, alors que depuis les années 1980 ses fluctuations cycliques concordent, dans une large mesure, avec les régimes haut et bas déduits des modèles markoviens. De même, il est intéressant de remarquer que les derniers trimestres de l'échantillon sont caractérisés par une décélération du taux de croissance de la composante cyclique.

Figure 2 : Comparaison des taux de croissance annuels des composantes cyclique, permanente des crédits à l'habitat et des probabilités lissées du régime haut issues des modèles markoviens univarié et multivarié



4. Une évaluation des facteurs d'offre et de demande dans l'évolution des crédits à l'habitat

Nous procédons désormais à l'estimation d'un modèle de déséquilibre sur des données de fréquence mensuelle depuis 1994. L'objectif est d'approfondir l'analyse des cycles de crédit en soulevant la question du rôle des facteurs d'offre et de demande dans l'explication de la persistance du régime de croissance forte des crédits à l'habitat.

L'approche en termes de déséquilibre est fondée sur la modélisation des déterminants de l'offre et de la demande de crédit. L'hypothèse sous-jacente est que le taux débiteur bancaire ne permet pas l'égalisation des quantités offertes et demandées. L'équilibre sur le marché du crédit se réalise par application de la "règle du côté court". D'après celle-ci, sur la base de l'échange volontaire, la quantité effectivement réalisée sur le marché correspond à la plus petite des deux quantités offertes et demandées. Par conséquent, il est possible d'identifier des régimes d'excès d'offre ou d'excès de demande de crédit et les probabilités d'apparition associées, selon que la quantité observée se détermine respectivement du côté offre ou demande du marché.

Le fondement théorique des différentes configurations de déséquilibre sur le marché du crédit est lié à l'existence d'asymétries d'information entre prêteurs et emprunteurs. Le modèle théorique de référence de Stiglitz et Weiss (1981) fournit les raisons possibles de l'existence d'un rationnement de la demande de crédit. Bien que la démonstration théorique en soit moins étayée, il est également possible que le marché du crédit traverse des périodes d'excès d'offre, Stiglitz et Weiss (1981) apportant également des arguments solides pour accréditer ce type de configuration¹⁵.

4.1. Brève présentation de la méthode

À la suite de Maddala et Nelson (1974), le modèle de déséquilibre généralement retenu dans la littérature pour la modélisation du marché du crédit est de la forme :

$$\begin{aligned}d_t &= x_{1,t}'\beta_1 + \varepsilon_{1,t} \\s_t &= x_{2,t}'\beta_2 + \varepsilon_{2,t} \\q_t &= \min(d_t, s_t)\end{aligned} \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (\text{modèle 3})$$

où d_t représente la quantité inobservable demandée à la période t , s_t la quantité inobservable offerte à la période t , $x_{1,t}' = (x_{1,t}^{(1)} x_{2,t}^{(1)} \dots x_{K_1,t}^{(1)})'$ est un vecteur de K_1 variables explicatives qui influencent d_t , $x_{2,t}' = (x_{1,t}^{(2)} x_{2,t}^{(2)} \dots x_{K_2,t}^{(2)})'$ est un vecteur de K_2 variables explicatives qui influencent s_t , β_1 et β_2 sont des vecteurs de paramètres $(K_1, 1)$ et $(K_2, 1)$ respectivement, alors que $\varepsilon_{1,t}$ et $\varepsilon_{2,t}$ sont des processus stationnaires, indépendamment et normalement distribués avec des variances σ_1^2 et σ_2^2 . L'hypothèse admise est que d_t et s_t sont inobservables à la date t ,

¹⁵ Pour une justification rapide des deux types de configurations issues de Stiglitz et Weiss (1981), voir l'annexe C.

alors que $x_{1,t}$ et $x_{2,t}$ sont observables. La variable q_t désigne la quantité observée à la date t . La dernière équation du modèle (3) est l'hypothèse cruciale de déséquilibre. Elle admet la possibilité que le prix du bien échangeable ne soit pas parfaitement flexible, pouvant ainsi entraîner des phénomènes d'excès d'offre ou de demande du bien¹⁶. Par conséquent, sur la base du principe de l'échange volontaire, c'est la plus petite des deux quantités offerte et demandée qui prévaut, soit le côté "court" du marché. Enfin, à travers la dernière équation du modèle (3), le modèle estimé par la méthode du maximum de vraisemblance permet de déterminer à chaque date la probabilité avec laquelle chacune des observations correspond aux quantités offertes ou demandées. L'annexe D détaille les principaux éléments théoriques et d'estimation de la procédure économétrique utilisée¹⁷.

D'un point de vue statistique, l'estimation du modèle (3) doit être réalisée avec précaution. En effet, l'utilisation de variables en niveau, généralement affectées d'une tendance et donc non stationnaires, peut de ce fait induire une identification fallacieuse des régimes sur le marché du crédit (Hurlin et Kierzenkowski, 2007). C'est pourquoi, afin de pallier le problème de non-stationnarité, nous considérons les transformées stationnaires des variables, définies sous la forme de taux de croissance annuels. L'exception est faite pour trois variables économiquement davantage interprétables en niveau, soit l'écart entre le taux débiteur bancaire et le taux de l'emprunt phare à 10 ans, l'indice des perspectives de mise en chantier et l'indice du climat des affaires.

Cependant, dans notre cas, l'utilisation de taux croissance annuels ne permet pas systématiquement de rendre les variables stationnaires. Sur onze variables considérées, neuf sont stationnaires, mais deux ne le sont pas. Ainsi, la variable observée – le taux de croissance annuel des crédits ($CRHM_t$) – continue d'être affectée d'une tendance sur la période d'estimation considérée. Il en est de même de la variable $PMSCH_t$, traduisant les perspectives de mise en chantier. Compte tenu du problème de non-stationnarité, ce sont les composantes purgées de la tendance que nous retenons pour ces deux variables dans le modèle, notées respectivement $CRHMD_t$ et $PMSCHD_t$ (pour une discussion détaillée sur le type de non-stationnarité rencontré et son traitement, cf. annexe B). Cela revient à éliminer de ces variables les composantes retraçant les évolutions à basse fréquence et à retenir celles reflétant les évolutions à haute et moyenne fréquence. D'un point de vue économique, s'agissant de la variable de crédit par exemple, cette solution conduit à considérer la composante du taux de croissance qui décrit les évolutions de court et moyen terme seulement. Au total, toutes les variables retenues dans l'estimation du modèle de déséquilibre sont stationnaires (cf. tableau A2 pour le détail des résultats de tests).

L'utilisation de transformées stationnaires des variables nécessite une précision quant à la signification économique des différents régimes mis en évidence. En effet, puisque la variable de crédit observée et, par conséquent, les estimations des variables inobservables d'offre et de demande de crédit ne sont pas définies en niveau, cette méthodologie empêche l'identification du type de déséquilibre en niveau (i.e. le fait de savoir si le niveau de la demande de crédit excède le niveau de l'offre ou inversement). Or, notre objectif n'est pas de caractériser le déséquilibre

¹⁶ Notons qu'avec la forme de modélisation adoptée, le prix (le taux débiteur) n'est pas une variable endogène, ce qui est compatible avec l'approche théorique standard du déséquilibre.

¹⁷ Voir aussi Kierzenkowski (2004).

comme un excès d'offre ou un excès de demande de crédit évalué en milliards d'euros. Etant donné le problème de non-stationnarité, nous proposons d'identifier le déséquilibre comme une situation dans laquelle la composante de court et moyen terme du taux de croissance des quantités offertes excède celle des quantités demandées (régime d'excès d'offre) et inversement pour le régime d'excès de demande.

Plus généralement, un déséquilibre entre l'offre et la demande ($d_t \neq s_t$) implique une inégalité entre les taux de croissance correspondants ($\Delta d_t \neq \Delta s_t$). Autrement dit, s'il existe un déséquilibre en niveau (au sens traditionnel), ceci entraîne, de façon générale, une divergence des taux de croissance des quantités inobservables d'offre et de demande de crédits. Une analyse plus précise de la correspondance entre un déséquilibre en niveau et en taux de croissance révèle, qu'il est théoriquement possible de distinguer deux groupes de configurations, chacun composé de quatre cas de figures selon l'évolution à la hausse et/ou à la baisse de l'offre et de la demande de crédit (pour un développement plus étayé sur ce sujet, voir Hurlin et Kierzenkowski, 2007). Ou bien les deux formes de déséquilibre coïncident parfaitement, de sorte qu'un régime d'excès d'offre (ou de demande) pour des variables en niveau reflète parfaitement à chaque date celui prévalent avec des données en taux de croissance. Ou bien, les deux types de déséquilibre divergent à l'instant t , mais cette situation n'est alors que temporaire, de sorte qu'à terme une configuration du marché résultant de l'évolution relative de l'offre et de la demande concorde avec celle obtenue à partir du niveau des deux grandeurs. Au total, la caractérisation du déséquilibre en retenant le glissement annuel des variables conduit à appréhender les évolutions et non les niveaux de l'offre et de la demande de crédit, même si le type de déséquilibre identifié à partir des taux de croissance fini à terme par refléter celui qui serait obtenu avec le niveau des variables.

S'agissant de l'analyse économique des résultats, les facteurs d'offre bancaire, conditionnés par des capacités de production données (nombre d'agences, importance des réseaux etc.), peuvent être de nature plus structurelle ou moins volatile que les facteurs de demande. Cette dernière observation conduirait à retenir principalement la composante tendancielle de la variable de crédit dans l'équation d'offre et la composante cyclique dans l'équation de demande. Cependant, une telle caractérisation de l'offre semble pertinente que lorsque l'on considère l'activité bancaire prise dans son ensemble, tous segments de marché confondus. Or, notre analyse est une analyse d'équilibre partiel, centrée sur l'évolution des crédits à l'habitat aux ménages. L'hypothèse sous-jacente est donc que les adaptations de l'offre sur ce segment peuvent être aussi rapides que celles de la demande. La raison en est que les banques peuvent effectuer un arbitrage entre différents segments du marché bancaire dans la distribution de leurs concours.

4.2. Définition des variables

La base de données couvre la période de mars 1994 à décembre 2006, soit 154 observations mensuelles. Parmi les différentes spécifications testées, celle qui est retenue correspond au modèle ayant la vraisemblance et le coefficient de détermination ajusté les plus élevés. Une illustration graphique des séries utilisées pour l'estimation des équations d'offre (de demande) est fournie sur les figures A7 (A8). De façon générale, les variables retenues sont exprimées en termes réels (déflatées par l'indice des prix à la consommation), normalisées et corrigées des variations saisonnières lorsqu'elles n'ont pas été définies en glissement annuel (sauf pour la variable d'écart de taux). Toutes les données sont de sources nationales (Banque de France,

INSEE) ou internationales (OCDE, BCE). Enfin, le revenu disponible brut des ménages, de fréquence trimestrielle, a été mensualisé par interpolation linéaire. La définition des différentes variables exogènes et leurs transformations utilisées dans les estimations sont les suivantes :

- les variables considérées en glissement annuel regroupent, le taux de chômage ($TXCHO_t$), l'indice boursier CAC40 ($CAC40_t$), le capital bancaire et les réserves en proportion de l'actif bancaire ($T1B_t$), la proportion dans l'actif bancaire des crédits autres que les crédits à l'habitat ($SUBSB_t$), l'indice des loyers (LOY_t), le revenu disponible brut des ménages (RDB_t) et le nombre de dossiers de surendettement ($SURENDET_t$);
- les variables retenues en niveau dans les estimations sont l'indice du climat des affaires ($BUSC_t$) et le *spread* de taux ($SPREAD_t$), ce dernier correspondant à l'écart entre le taux débiteur bancaire d'une période de fixation initiale de taux (pfit) supérieure à dix ans¹⁸ et le taux de l'emprunt phare français à dix ans ;
- enfin, la variable exogène représentative des perspectives de mises en chantier ($PMSCHD_t$) est définie en écart à la tendance linéaire.

Les signes attendus des coefficients des variables sont présentés dans le tableau 7.

Tableau 7 : Signes attendus des coefficients des variables dans les équations d'offre et de demande de crédit à l'habitat

Équation d'offre de crédit		Équation de demande de crédit	
<u>Variab</u> les	<u>Signes attendus des coefficients</u>	<u>Variab</u> les	<u>Signes attendus des coefficients</u>
$SPREAD_t$	-	$TXCHO_t$	-
$SURENDET_t$	-	LOY_t	+
$T1B_t$	+	RDB_t	-
$SUBSB_t$	-	$CAC40_t$	+
$BUSC_t$	+	$PMSCHD_t$	+

4.2.1. Variables caractérisant l'équation d'offre

Considérons désormais le cas des variables retenues pour la modélisation de chaque côté du marché en commençant par le côté offre.

Tout d'abord, nous incluons plusieurs variables reflétant différentes composantes du bilan bancaire. La variable représentative de l'importance des fonds propres des banques ($T1B_t$) est supposée avoir un coefficient positif, une hausse de capital bancaire jouant en général favorablement sur le développement de l'activité d'intermédiation. Nous supposons que cette variable satisfait la contrainte d'identification de l'offre. La proportion dans l'actif bancaire des

¹⁸ Série des statistiques harmonisées de taux d'intérêts « Monetary Interest Rates » de la BCE depuis 2003, rétroprojetée avant 2003, à partir des données d'enquêtes trimestrielles de la Banque de France.

crédits autres que les crédits à l'habitat ($SUBSB_t$) est une *proxy* de la substituabilité imparfaite entre les différentes formes de crédits. En présence de tels effets, le signe attendu de son coefficient est négatif.

L'écart de taux ($SPREAD_t$) est la différence entre le taux débiteur moyen des crédits à l'habitat de maturité supérieure à 10 ans et le taux de l'OAT à 10 ans. Cette variable est un indicateur de la prime de risque et est supposée avoir un coefficient négatif dans l'équation d'offre de crédit. Toutes choses égales par ailleurs, le marché du crédit à l'habitat est un marché très homogène, qui se caractérise par un financement généralement très sécurisé et à marge plutôt faible. A cet égard, l'offre de financement constitue principalement un produit d'appel destiné engendrer des effets de "lock-in", à savoir de stabiliser la relation de clientèle dans une perspective de long terme. Dès lors, une réduction de l'écart de taux, en diminuant la prime de risque associée à l'activité d'intermédiation a pour conséquence d'accroître la distribution de crédit par les banques.

L'analyse des facteurs susceptibles d'affecter l'offre de crédit est enrichie par la prise en compte de deux autres variables. Une hausse du nombre de dossiers de surendettement des ménages ($SURENDET_t$) est synonyme d'un durcissement de la contrainte de solvabilité des ménages. Par conséquent, cette variable est susceptible de jouer négativement dans l'équation d'offre de crédit. Enfin, une amélioration des conditions économiques globales a pour effet d'accroître les perspectives de profit pour les banques. En conséquence, il devrait exister une relation croissante entre les modifications de l'indice du climat des affaires ($BUSC_t$) et l'offre de financements bancaires.

4.2.2. Variables caractérisant l'équation de demande

L'effet anticipé des différents déterminants considérés dans la modélisation de l'équation de demande est le suivant. Deux variables devraient affecter négativement et trois – positivement – la demande de crédit des ménages.

Le revenu disponible brut (RDB_t) est une variable visant à approximer la capacité d'autofinancement des ménages et une relation inversement proportionnelle est supposée exister entre son évolution et la demande de crédit. De même, synonyme au niveau macroéconomique d'une dégradation des perspectives économiques et au niveau microéconomique d'une hausse de l'incertitude sur les flux de revenu permanent, un accroissement du taux de chômage ($TXCHO_t$) devrait affecter défavorablement la demande de crédit à l'habitat.

En revanche, le signe anticipé du coefficient de la variable de perspectives de mises en chantier ($PMSCHD_t$) est positif, une amélioration des perspectives de mises en chantier ayant pour corollaire une hausse de la demande de financement bancaire. Tel est également l'influence anticipée de la variable LOY_t . L'idée sous-jacente à son introduction dans l'équation de demande est qu'il existe une relation croissante entre l'évolution des loyers et l'accession à la propriété immobilière financée à crédit. Nous supposons que cette variable satisfait la contrainte d'identification de la demande.

En dernier lieu, l'indice boursier ($CAC40_t$) véhicule des informations relatives aux anticipations des agents sur les perspectives économiques proches. Dès lors, le signe attendu du paramètre

associé à cette variable dans l'équation de demande de crédit est positif. Notons qu'en renforçant la capacité d'autofinancement des ménages, les effets de richesse agissent en sens inverse sur la demande de crédit et entraînent théoriquement une indétermination du signe. Nous excluons toutefois la validité de cette dernière conjecture dans le cas français, les placements boursiers représentant qu'un très faible pourcentage du patrimoine des ménages. De ce fait, le signe anticipé pour le coefficient du CAC40 est bien positif.

4.3. Résultats des estimations

Le tableau 8 présente les résultats issus de l'estimation du modèle de déséquilibre sur le marché du crédit à l'habitat en France.

Il apparaît que dans l'équation d'offre de crédit toutes les variables sont significatives au seuil de 5%, à l'exception du capital bancaire ($T1B_t$) et de l'indice du climat des affaires ($BUSC_t$) – significatifs à 10%. De plus, tous les paramètres ont le signe attendu. Ainsi, nous trouvons une relation positive entre les modifications de l'indicateur de solidité financière ($T1B_t$) des banques et leur offre de crédit. Il en va de même de l'indice du climat des affaires ($BUSC_t$). En revanche, ce lien est négatif s'agissant de l'indicateur de risque de l'activité d'intermédiation ($SPREAD_t$). Enfin, il existerait effectivement une relation inversement proportionnelle entre la distribution du crédit à l'habitat effectuée par les banques d'un côté et l'évolution de la proportion dans l'actif bancaire des crédits autres que les crédits à l'habitat ($SUBSB_t$) et les modifications du surendettement des ménages ($SURENDET_t$) de l'autre.

Tableau 8 : Paramètres estimés du modèle de déséquilibre et leur significativité, mars 1994 – décembre 2006

Equation d'offre de crédit			Equation de demande de crédit		
Variables	Coefficients	Ecart-types	Variables	Coefficients	Ecart-types
Constante	1,00**	(0,20)	Constante	0,19**	(0,07)
$SPREAD_t$	-0,76**	(0,27)	$TXCHO_t$	-0,74**	(0,09)
$SURENDET_t$	-0,28**	(0,14)	LOY_t	0,32**	(0,05)
$T1B_t$	0,23*	(0,12)	RDB_t	-0,43**	(0,08)
$SUBSB_t$	-0,42**	(0,15)	$CAC40_t$	0,32**	(0,06)
$BUSC_t$	0,26*	(0,15)	$PMSCHD_t$	0,40**	(0,06)
σ_1	0,57		σ_2	0,39	

$$R^2 = 0,82 ; \bar{R}^2 = 0,81 ; L = -78,5$$

Nombre de mois du régime d'excès de demande : 35 (fréquence : 22,7%)

Nombre de mois du régime d'excès d'offre : 119 (fréquence : 77,3%)

Notes : coefficient significatif à 5 % (**), 10% (*), L désigne la valeur de la log-vraisemblance

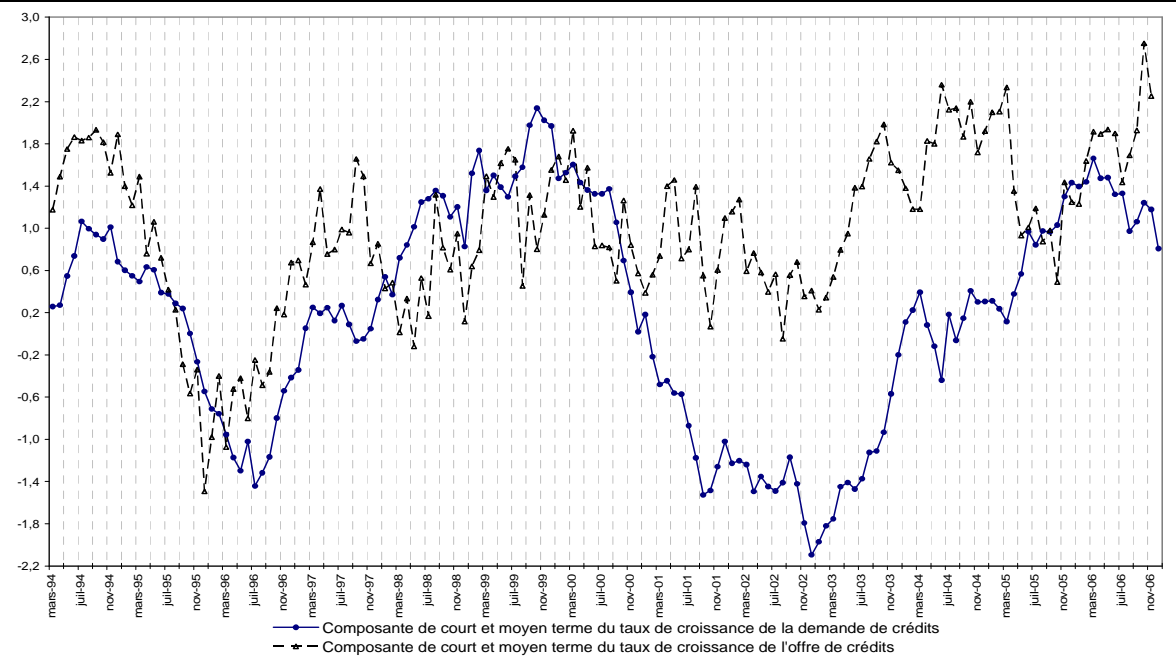
L'estimation de l'équation de demande de crédit conduit aux résultats suivants. Toutes les variables sont significatives au seuil de 5% et exercent l'effet attendu en tant que facteurs de demande de crédit. Ainsi, une hausse du taux de chômage ($TXCHO_t$) ou une augmentation du revenu disponible brut des ménages (RDB_t) exerceraient une influence négative sur la demande de crédit à l'habitat. En revanche, nous trouvons un lien positif entre celle-ci et l'évolution de la bourse ($CAC40_t$), des perspectives de mises en chantier ($PMSCHD_t$) et des loyers (LOY_t), dont

la hausse aurait pour effet de pousser les ménages vers une accession à la propriété moyennant un endettement bancaire.

La qualité globale de l'ajustement est importante, comme en témoigne dans le tableau 8 la valeur élevée des statistiques du coefficient de détermination simple ($R^2 = 0,82$) et ajusté ($\bar{R}^2 = 0,81$). L'analyse de la figure A9 confirme ce résultat, présentant une bonne adéquation entre la variable de crédit observée et ajustée.

La figure 3 représente les composantes de court et moyen termes des taux de croissance de l'offre et de la demande de crédit à l'habitat aux ménages, la figure A10 indiquant les probabilités correspondantes de chacun des régimes. En supposant qu'un régime donné se réalise pour une probabilité supérieure à 0,5, le tableau 8 montre que, sur 154 observations, 35 appartiennent au régime d'excès de demande et 119 au régime d'excès d'offre. Il en résulte une fréquence d'apparition égale à 22,7% pour le premier, celle du second s'élevant à 77,3%. La figure A11 juxtapose les probabilités des deux régimes et le taux de croissance annuel des crédits à l'habitat aux ménages. Ainsi, nous pouvons distinguer plusieurs sous-périodes.

Figure 3 : Composantes de court et moyen terme des taux de croissance de l'offre et de la demande de crédit à l'habitat aux ménages, issues du modèle de déséquilibre



Entre mars 1994 et août 1995, soit en début de la période d'estimation, le marché du crédit était caractérisé par un régime d'excès d'offre. Autrement dit, les banques alimentaient en financements un marché caractérisé par une insuffisance de la demande (en taux de croissance), le taux de croissance réel observé des crédits étant en moyenne égal à $-0,3\%$. Cependant, ce soutien apporté au marché par les banques ne semble pas avoir été suffisant pour permettre une reprise de l'activité de crédit, probablement en raison de sa trop courte durée. En revanche, entre septembre 1995 et février 1996, la composante de court et moyen terme du taux de croissance des quantités offertes a connu une diminution légèrement plus rapide que celle des quantités

demandées. Ainsi, en présence de ce régime d'excès de demande, le taux de croissance annuel des crédits à l'habitat en termes réels est tombé en moyenne à $-1,0\%$ sur la même période.

La reprise du marché du crédit depuis juillet 1996 semble avoir été largement stimulée, puis tirée par les phénomènes d'offre, comme l'atteste une longue apparition d'un régime d'excès d'offre entre mars 1996 et février 1998. Dans un second temps, de mars 1998 à décembre 1999, cette reprise a été principalement le fait de facteurs de demande, bien que faibles et hésitants. Autrement dit, cette dernière sous-période apparaît comme ayant été caractérisée par l'existence d'un régime d'excès de demande, les banques semblant freiner quelque peu le relèvement progressif du taux de croissance annuel des crédits.

Une autre configuration du marché du crédit a progressivement émergé par la suite. Alors que celui-ci a commencé à fournir les premiers signes d'essoufflement, le taux de croissance annuel des crédits à l'habitat en termes réels marquant le pas à compter de juin 2000, un régime d'excès d'offre persistant est apparu à partir de novembre 2000. Il s'est imposé de façon ininterrompue jusqu'en mai 2005. Dans les faits, cette phase peut être décomposée en deux sous-périodes. Une première, caractérisée par une décélération progressive du taux de croissance annuel des crédits de $7,6\%$ en mai 2000 à $4,0\%$ en janvier 2002 (cf. figure A11). Une seconde, marquée par une reprise soutenue de la croissance annuelle des crédits dont le rythme est passé de $4,6\%$ en avril 2002 à $11,2\%$ en mai 2005. D'après les estimations, le comportement d'offre des banques au cours de la première sous-période aurait apporté un net soutien au marché. Cette politique volontariste de la part des établissements de crédit a très probablement permis une accélération du taux de croissance des crédits à l'habitat. Cependant, elle s'est également poursuivie au cours de la seconde sous-période, témoignant vraisemblablement d'un taux de croissance de la demande jugé insuffisant par le côté "offre" du marché.

Une stabilisation apparente du marché est apparue de juin 2005 à mars 2006, aucun régime ne s'imposant véritablement, les probabilités correspondantes gravitant autour de $0,5$. Enfin, une dernière phase a émergé à compter d'avril 2006. Comme l'indique la figure A11, alors même que le taux de croissance réel des crédits à l'habitat avoisine les $13,5\%$, cette sous-période allant jusqu'en décembre 2006 est caractérisée par l'émergence à nouveau d'un régime d'excès d'offre.

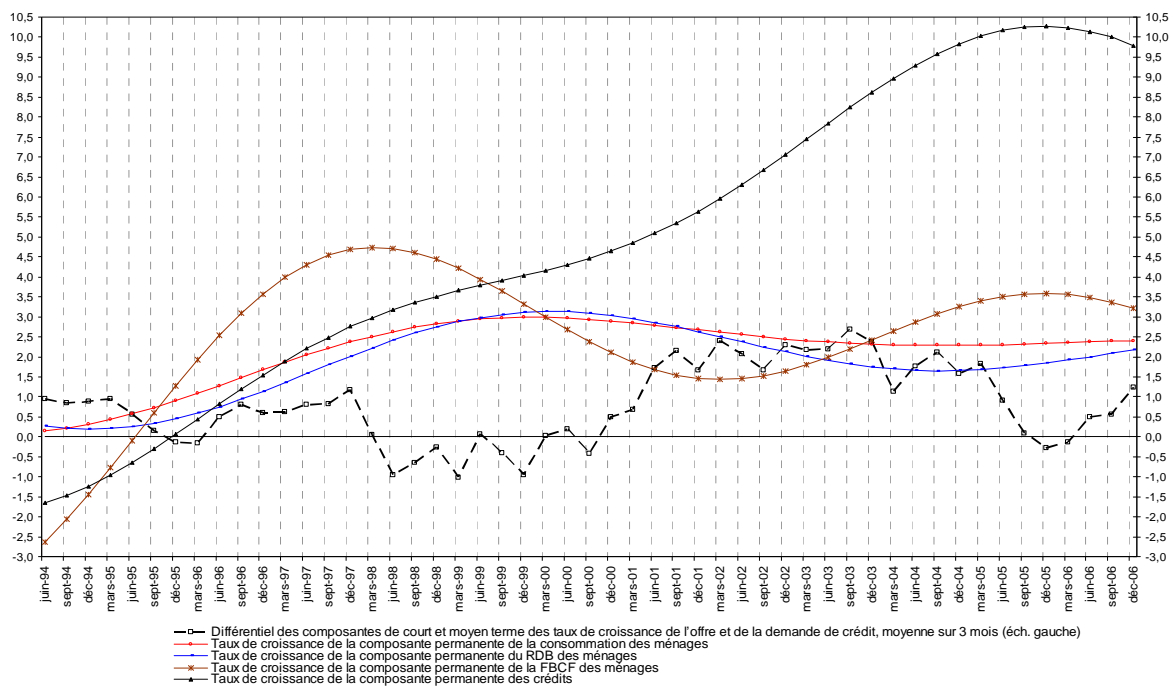
5. Interactions entre cycles et déséquilibre sur le marché des crédits à l'habitat

Les différents régimes mis en évidence sur le marché des financements bancaires peuvent être analysés au vu de l'évolution de la composante permanente des crédits à l'habitat identifiée sur longue période par application du filtre à bande passante (cf. paragraphe 2). En effet, il est probable que les modifications des comportements d'offre et de demande de crédit aient des conséquences allant au-delà du moyen terme et recèlent, par conséquent, un pouvoir explicatif important de la déconnexion structurelle entre les crédits à l'habitat et les variables réelles ciblées sur les ménages. Ainsi, la figure 4 montre que le déphasage entre les taux de croissance annuels des composantes permanentes des crédits d'une part, du revenu disponible brut et de la consommation des ménages d'autre part, intervenu à la fin des années 1990, coïncide avec une certaine diminution de l'ampleur du régime d'excès de demande sur le marché du crédit. En outre, il est frappant de constater que ce déphasage s'accroît lorsque le marché du crédit bascule, puis perdure dans le régime d'excès d'offre. Notons néanmoins qu'une telle relation est moins évidente à établir s'agissant de la FBCF logement des ménages, où la déconnexion apparaît à

compter de fin 1997, suivie d'une nouvelle re-connexion avec le cycle de crédit à partir de début 2002.

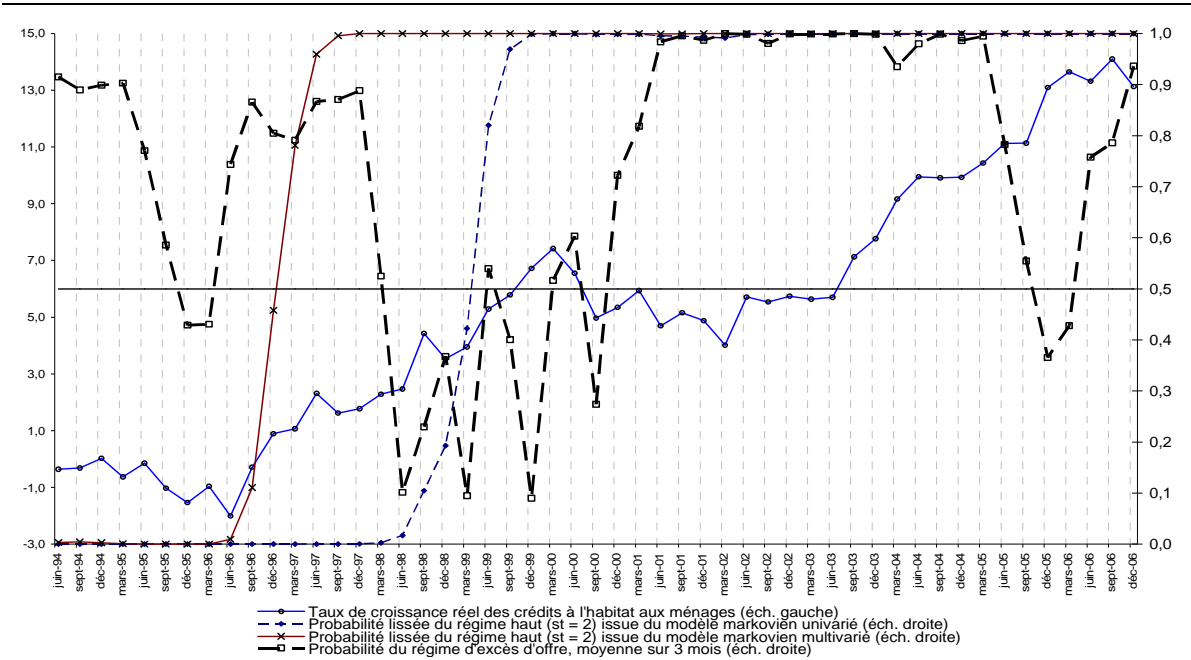
Cependant, nous ne pouvons pas exclure *a priori* que la mise en place ou le maintien de mesures spécifiques d'aide à l'accession à la propriété puisse constituer un autre facteur ayant contribué à ce déphasage. En effet, de nombreuses incitations publiques en faveur des primo-accédants sont apparues ou ont été renforcées au cours des dix dernières années, venant s'ajouter aux dispositifs traditionnels existants tels que le prêt épargne-logement (via le Compte Épargne Logement et le Plan Épargne Logement), le Prêt Conventionné ou encore le prêt 1% logement. Parmi ces nouveaux mécanismes on compte : a) la création en 1993 du Prêt à l'Accession Sociale destiné aux ménages disposant de revenus modestes ou moyens ; b) l'instauration en septembre 1995 du prêt à 0% réservé à l'acquisition de logements neufs, étendu en février 2005 à l'achat de logements anciens, suivi depuis le 1^{er} février 2006 d'un relèvement des plafonds de ressources, en particulier dans les régions où la hausse des prix immobiliers a été particulièrement soutenue ; c) différents prêts départementaux, comme la mise en place depuis le 1^{er} mars 2004 par la ville de Paris d'un prêt à 0% pour aider les ménages parisiens à financer l'acquisition d'un logement neuf ou ancien, avec ou sans travaux. D'autres mesures ont également contribué à la dynamique du marché immobilier. Début 1999, le dispositif "Besson" s'est substitué à celui du "Périsso", prévoyant, sous certaines conditions, des règles d'amortissement fiscalement avantageuses pour les propriétaires ayant acquis un logement non meublé neuf ou ancien et procédant à sa location au titre de résidence principale. S'agissant de l'acquisition d'immeubles neufs, il a été remplacé depuis par les dispositifs "Robien" en 2003, puis "Robien recentré" et "Borloo populaire" en 2005.

Figure 4 : Différentiel des composantes de court et moyen terme des taux de croissance de l'offre et de la demande de crédit et taux de croissance annuels des composantes permanentes de la consommation, du RDB, de la FBCF logement et des crédits à l'habitat aux ménages



Enfin, nous pouvons nous interroger sur le lien entre déséquilibre sur le marché du crédit (au sens large ou étroit) et la nature des régimes haut ou bas susceptibles de caractériser ce dernier. La figure 5 met en relation le taux de croissance annuel des crédits à l'habitat, la probabilité du régime d'excès d'offre déduite du modèle de déséquilibre et les probabilités du régime haut obtenus à partir des modèles markoviens univarié et multivarié. Cette comparaison révèle que le régime d'excès d'offre prévalent depuis le début des années 2000 coïncide avec la majeure partie du régime haut lorsque les modèles markoviens délivrent une information concordante.

Figure 5 : Probabilité du régime d'excès d'offre, probabilités lissées du régime haut issues des modèles markoviens univarié et multivarié et taux de croissance annuel réel des crédits à l'habitat



6. Conclusions

Cet article propose une grille d'analyse fondée principalement sur des outils probabilistes pour déterminer et caractériser la nature des cycles de crédit, notamment au regard de l'évolution récente du crédit à l'habitat en France. Son rythme de croissance particulièrement élevé au cours de ces dernières années peut en effet susciter des interrogations quant à la durée et les déterminants du cycle actuel. Les résultats obtenus sont globalement concordants selon les techniques et définitions adoptées, ce qui témoigne de leur robustesse.

Dans un premier temps, nous avons eu recours à une approche d'identification des cycles par le biais d'une décomposition des variables en différentes composantes selon la fréquence temporelle de leur reproduction. En particulier, cette approche permet de mettre en évidence l'existence d'une déconnexion structurelle entre le cycle de crédit actuel et le cycle d'activité économique réelle, ce dernier étant appréhendé par un indicateur global (PIB) ou différents agrégats spécifiques aux ménages. Intervenu à la fin des années 1990, ce déphasage est néanmoins d'une importance et durée inégales selon la variable réelle considérée. Sans précédent par son ampleur et sa persistance dans le cas du PIB, il demeure important et durable s'agissant du revenu

disponible brut et de la consommation des ménages, et seulement temporaire pour ce qui est de la FBCF logement. Rappelons toutefois que la proportion de nouveaux crédits destinés à l'achat de logements anciens s'élève à presque 70% depuis dix ans.

Dans une deuxième étape, l'analyse s'est concentrée sur la datation et l'évaluation de la durée moyenne des différentes phases des cycles de crédit. À cet égard, l'introduction de modèles markoviens à changements de régime pour appréhender l'évolution des crédits à l'habitat en France a constitué une innovation importante de ce travail. Les résultats obtenus confirment ainsi l'existence de régimes hauts et bas. Au plan opérationnel, ils suggèrent que le cycle actuel est bien un régime haut. En outre, selon les indicateurs, sa durée est proche, voire dépasse désormais de 10 trimestres la durée moyenne observée historiquement et égale à 7,5 ans. Ceci confirme le caractère exceptionnellement long de la phase haute du cycle actuel mais, en raison de la définition des processus markoviens, ne permet pas d'établir des implications quant aux probabilités d'un retournement du marché à plus ou moins brève échéance. Le recours à cette méthodologie rend possible néanmoins la mise en évidence, sur une base historique, de seuils de retournement en termes de taux de croissance réel. Ces derniers peuvent servir comme des points de repères importants dans l'identification d'un basculement de régime. En fonction de l'orientation du taux de croissance à la hausse ou à la baisse, ils sont compris dans une fourchette de 5,5% à 6,1% pour le déclenchement du passage d'un régime haut vers un régime bas ; de 3,3% à 4% pour le basculement d'un régime bas vers un régime haut.

Enfin, l'estimation d'un modèle de déséquilibre a permis dans une dernière étape d'établir l'existence de régimes d'excès d'offre et de demande depuis 1994. Depuis fin 2000, le marché du crédit est caractérisé par l'occurrence d'un régime d'excès d'offre fort et persistant à fois, à l'exception d'un rééquilibrage temporaire survenu entre le second trimestre 2005 et le premier trimestre 2006. A cet égard, deux observations peuvent être faites.

Premièrement, il est probable que, consécutivement au comportement endogène des banques, la mise sur le marché de financements abondants ait engendré une déconnexion structurelle entre les évolutions des crédits à l'habitat et celles de la consommation et du revenu disponible brut des ménages, même si des mesures spécifiques d'aide à l'accession à la propriété peuvent également y avoir contribué. De plus, au vu de la nature structurelle de cette déconnexion, il est probable celle-ci se poursuive à court et moyen terme, même en présence d'un hypothétique rééquilibrage entre les évolutions de l'offre et de la demande de crédit.

Deuxièmement, il est une question ouverte concernant la mesure dans laquelle une éventuelle diminution du taux de croissance annuel des crédits est compatible avec la poursuite d'un régime d'excès d'offre observé sur les derniers mois de l'échantillon. Notons cependant que la réalisation d'une telle configuration pourrait s'avérer similaire à celle observée en 2001 et 2002 où les banques ont cherché à soutenir le marché en présence d'une décélération de la demande de crédit. Le cas échant, cet "atterrissage en douceur", synonyme d'un ralentissement graduel de l'activité d'intermédiation, serait bien évidemment préférable à un changement prononcé des comportements et une correction plus brutale de la distribution du crédit.

Références bibliographiques

- Anas J., Billio M., Ferrara L. et Duca M. (2004), "A Turning Point Chronology for the Eurozone", *Greta Working Paper*, No. 04.01, avril.
- Andrews D. et Monahan C. (1992), "An Improved Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimator", *Econometrica*, No. 60, pp. 953-966.
- Artis M., Marcellino M. et Proietti T. (2004), "Characterizing the Business Cycle for Accession Countries", *CEPR Discussion Paper*, No. 4457, juin.
- Atanasova C. (2003), "Credit Market Imperfections and Business Cycle Dynamics: A Nonlinear Approach", *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, Vol. 7, No. 4, décembre, pp. 1-20.
- Avouyi-Dovi S. et Matheron J. (2003), "Interactions entre cycles réels, cycles boursiers et taux d'intérêt : faits stylisés", *RSF Banque de France*, No. 3, novembre, pp. 80-99.
- Avouyi-Dovi S. et Matheron J. (2005), "Interactions Between Business Cycles, Stock Market Cycles and Interest Rates: the Stylized Facts", *Note d'étude et de recherche*, Banque de France, No. 121, janvier.
- Balke N. (2000), "Credit and Economic Activity : Credit Regimes and Nonlinear Propagation of Shocks", *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 82, No. 2, mai, pp. 344-349.
- Baxter M. et King R. (1999), "Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 81, novembre, pp. 573-593.
- BCE (2005), *The Quarterly Assessment of Monetary Developments and their Implications for Future price stability (QMAD)*, 4ème trimestre 2004.
- Bellone B., Gautier E et Le Coent S. (2005), "Les marchés financiers anticipent-ils les retournements conjoncturels ?", *Note d'étude et de recherche*, Banque de France, No. 128, juillet.
- Berger A. et Udell G., (2004), "The Institutional Memory Hypothesis and the Procyclicality of Bank Lending Behaviour", *Journal of Financial Intermediation*, Vol. 14, No. 4, octobre, pp 458-495.
- Christiano L. et Fitzgerald T. (2003), "The Band Pass Filter", *International Economic Review*, Vol. 44, No. 2, mai, pp. 435-465.
- Chauvet M. et Piger J. (2002), "Identifying Business Cycles Turning Points in real time", *document de travail*, Federal Reserve Bank of Atlanta, No. 27, décembre.
- Clements, M. et Krolzig H. (1998), "A Comparison of the Forecast Performance of Markov Switching and Threshold Autoregressive Models of US GNP", *Econometrics Journal*, Vol. 1, No. 1, pp. 47-75.

Dacco, R. et Satchell S. (1999), "Why do regime-switching models forecast so badly?", *Journal of Forecasting*, Vol. 18, No. 1, janvier, pp. 1-16.

Dell'Ariccia G. et Marquez, R. (2005), "Lending Booms and Lending Standards", *CEPR Discussion Paper*, No. 5095, Londres, Centre for Economic Policy Research.

Ferrara L. (2003), "A Three-regime Real-time Indicator for the US Economy", *Economics Letters*, Vol. 81, No. 2, pp. 373-378.

Fnaïm (2007), "L'observatoire des marchés de l'ancien", *Lettre de conjoncture*, No. 47, janvier.

French M. (2001), "Estimating Changes in Trend Growth of Total Factor Productivity: Kalman and H-P filters versus a Markov-switching Framework", *document de travail*, Board of Governors of the Federal Reserve System, No. 2001-44, septembre.

French M. (2005), "A Nonlinear Look at Trend MFP Growth and the business cycle: results from a hybrid Kalman / Markov Switching Model", *document de travail*, Board of Governors of the Federal Reserve System, Finance and discussion series, No. 2005-12, février.

Girouard N., Kennedy M., Van den Noord P. et André C. (2006), "Recent House Price Developments: The Role of Fundamentals", *OECD Economics Department Working Papers*, No. 475, OECD Economics Department.

Gorton G. et He P. (2005), "Bank Credit Cycles", *NBER working paper*, No. 11363.

Hamilton J. (1989), "A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle", *Econometrica*, Vol. 57, No. 2, mars, pp. 357-384.

Hamilton J. (2003), "Comment on "A comparison of two business cycle dating methods", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 27, No. 3, juillet, pp. 1691-1693.

Heyer E. et Timbeau X. (2006), "Immobilier et politique monétaire", *Revue de l'OFCE*, No. 96, pp. 115-151.

Hodrick R. et Prescott E. (1997), "Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation", *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 29, No. 1, février, pp. 1-16.

Hurlin C. et Kierzenkowski R. (2007), "Credit Market Disequilibrium in Poland: Can We Find What We Expect? Non-stationarity and the Short-Side Rule", *Economic Systems*, Vol. 31, No. 2, juin, pp. 157-183.

Iacoviello M. et Minetti R. (2007), "The credit channel of monetary policy: Evidence from the housing market", a paraître dans *Journal of Macroeconomics*.

Jacobson T., Lindh T. et Warne A. (2002), "Growth, Savings, Financial Markets and Markov Switching Regimes", *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, Vol. 5, No. 4, pp. 241–259.

Kierzenkowski R. (2004), "Le canal étroit du crédit et la transmission de la politique monétaire : analyse théorique et application au cas de la Pologne", thèse de doctorat, Université Paris-Dauphine, septembre.

Krolzig H-M. (1997), *Markov Switching Vector Autoregressions. Modelling, Statistical Inference and Application to Business Cycle Analysis*, Springer Verlag (eds).

Krolzig H-M. (2000), "Predicting Markov-Switching Vector Autoregressive Processes", *mimeo*, Department of Economics et Nuffield College, Oxford University.

Lahiri K. et Whang J.G. (1994), "Predicting Cyclical Turning Points with Leading Index in the Markov Switching Model", *Journal of Forecasting*, Vol. 13, pp. 245-263.

Lown C. et Morgan D.P. (2004), "The Credit Cycle and the Business Cycle: New Findings Using the Loan Officer Opinion Survey", *document de travail*, Stockholm Institute for Financial Research, No. 27, septembre.

Maddala G. et Nelson F. (1974), "Maximum Likelihood Methods for Models of Markets in Disequilibrium", *Econometrica*, Vol. 42, No. 6, novembre, pp. 1013-1030.

Ravn O. et Uhlig H. (2002), "On Adjusting the Hodrick-Prescott Filter for the Frequency of Observations", *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 84, No. 2, mai, pp. 371-375.

Sédillot F. (1999), "La pente des taux contient-elle de l'information sur l'activité économique future ?", *Note d'étude et de recherche*, Banque de France, No. 67, juin.

Stiglitz J. et Weiss A. (1981), "Credit Rationing in Markets with Imperfect Information", *American Economic Review*, Vol. 71, No. 3, pp. 393-410.

Warne A. (1996), "Autocovariance Functions and Maximum Likelihood in a VAR Model under Markov Switching", *mimeo*, Institute for International Economic Studies, Stockholm University.

Wilhelm F. (2005), "L'évolution actuelle du crédit à l'habitat en France est-elle soutenable ?", *Bulletin de la Banque de France*, No. 140, août, pp. 37-51.

Wolswijk G. (2005), "Determinants of Mortgage Debt Growth in EU Countries", *European Journal of Housing Policy*, Vol. 6, No. 2, août, pp. 131-149. Egalement paru sous le titre "On Some Fiscal Effects on Mortgage Debt Growth in the EU", *ECB Working Paper Series*, No. 526, septembre.

Annexe A : Résultats des estimations

Figure A1 : Résultat de la décomposition des crédits à l'habitat aux ménages par application du filtre à bande passante

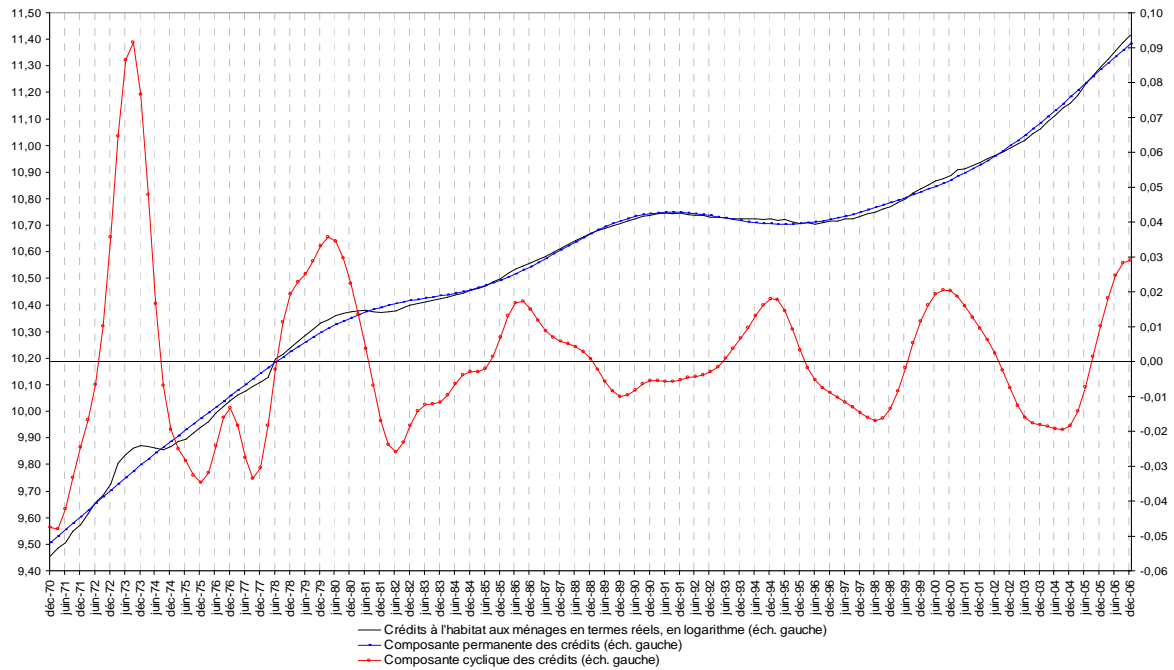


Figure A2 : Estimation par la méthode des noyaux de la densité du taux de croissance annuel des crédits à l'habitat

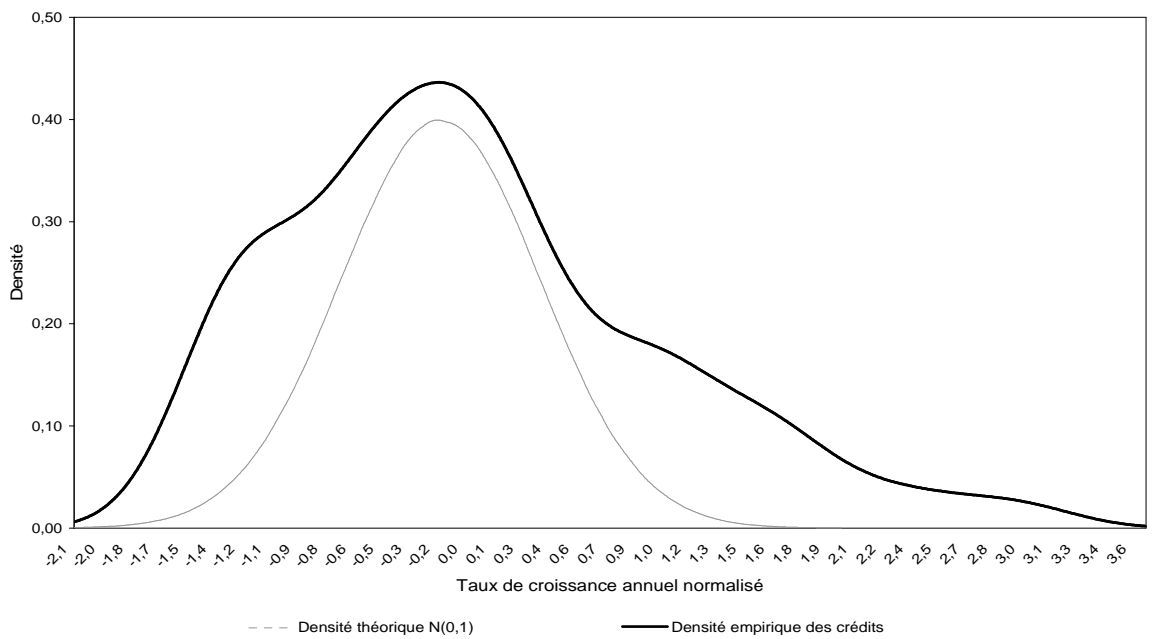


Figure A3 : Taux de croissance annuel réel des crédits à l'habitat aux ménages et probabilités filtrées et lissées du régime haut issues de l'estimation du modèle markovien univarié

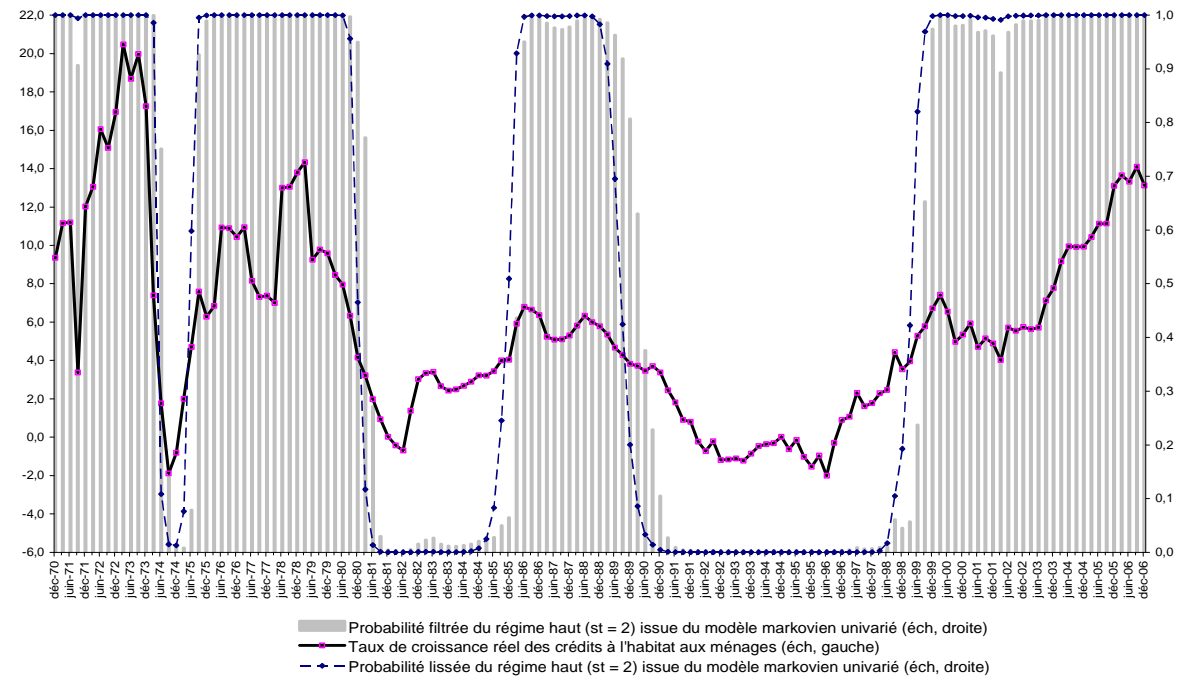


Figure A4 : Taux de croissance annuel réel des crédits à l'habitat aux ménages, probabilités lissées du régime haut et moyenne du taux de croissance par régime

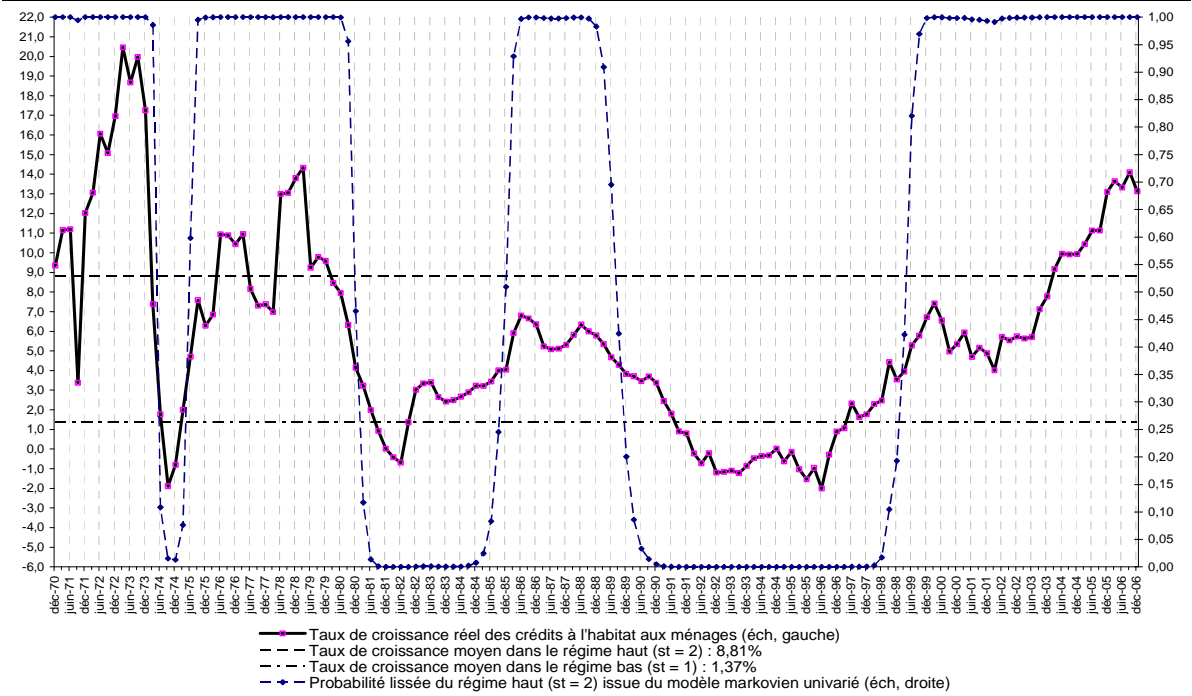


Figure A5 : Variables utilisées pour l'estimation du modèle markovien à changement de régime multivarié
(variables normalisées)

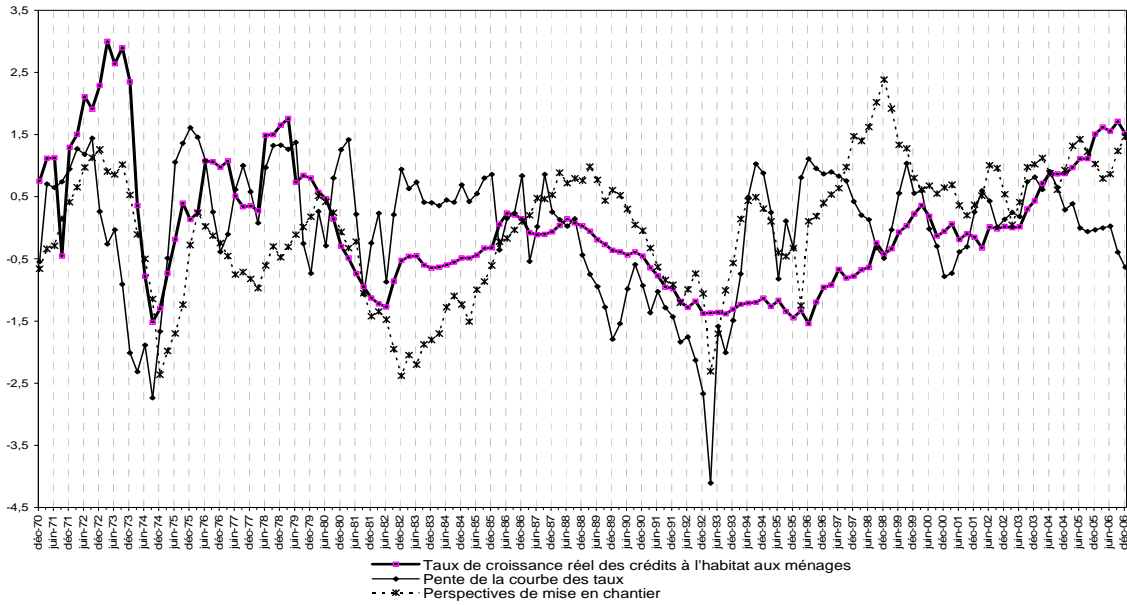


Figure A6 : Taux de croissance annuel réel des crédits à l'habitat aux ménages et probabilités filtrées et lissées du régime haut issues de l'estimation du modèle markovien multivarié

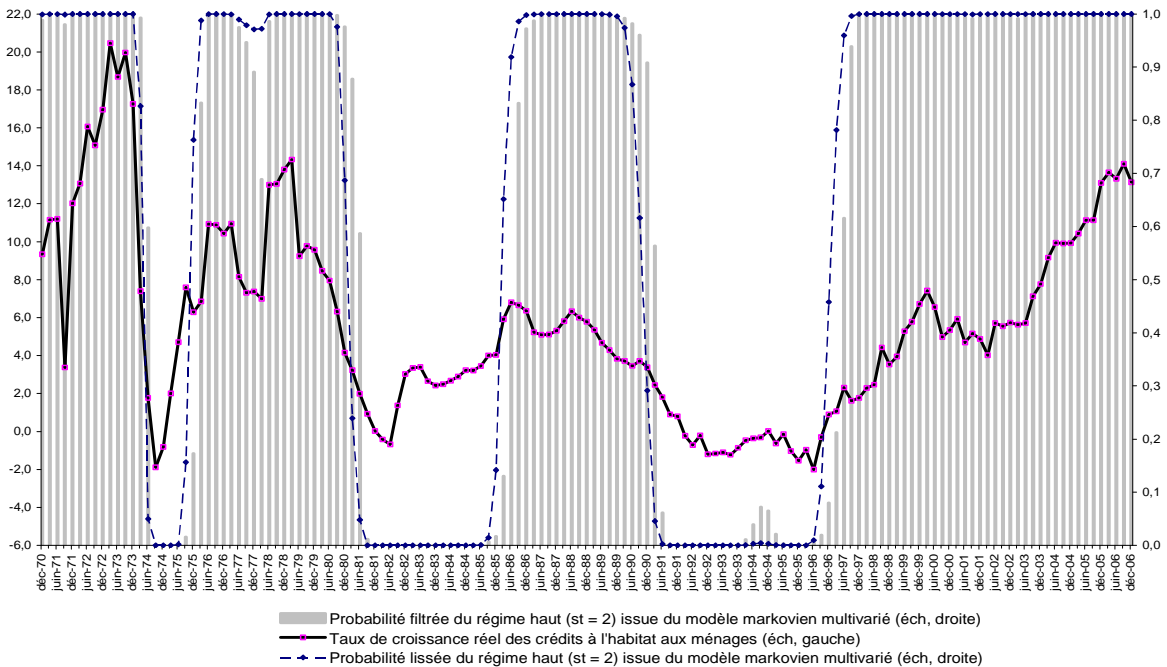


Figure A7 : Variables utilisées dans l'estimation de l'équation d'offre
(variables normalisées)

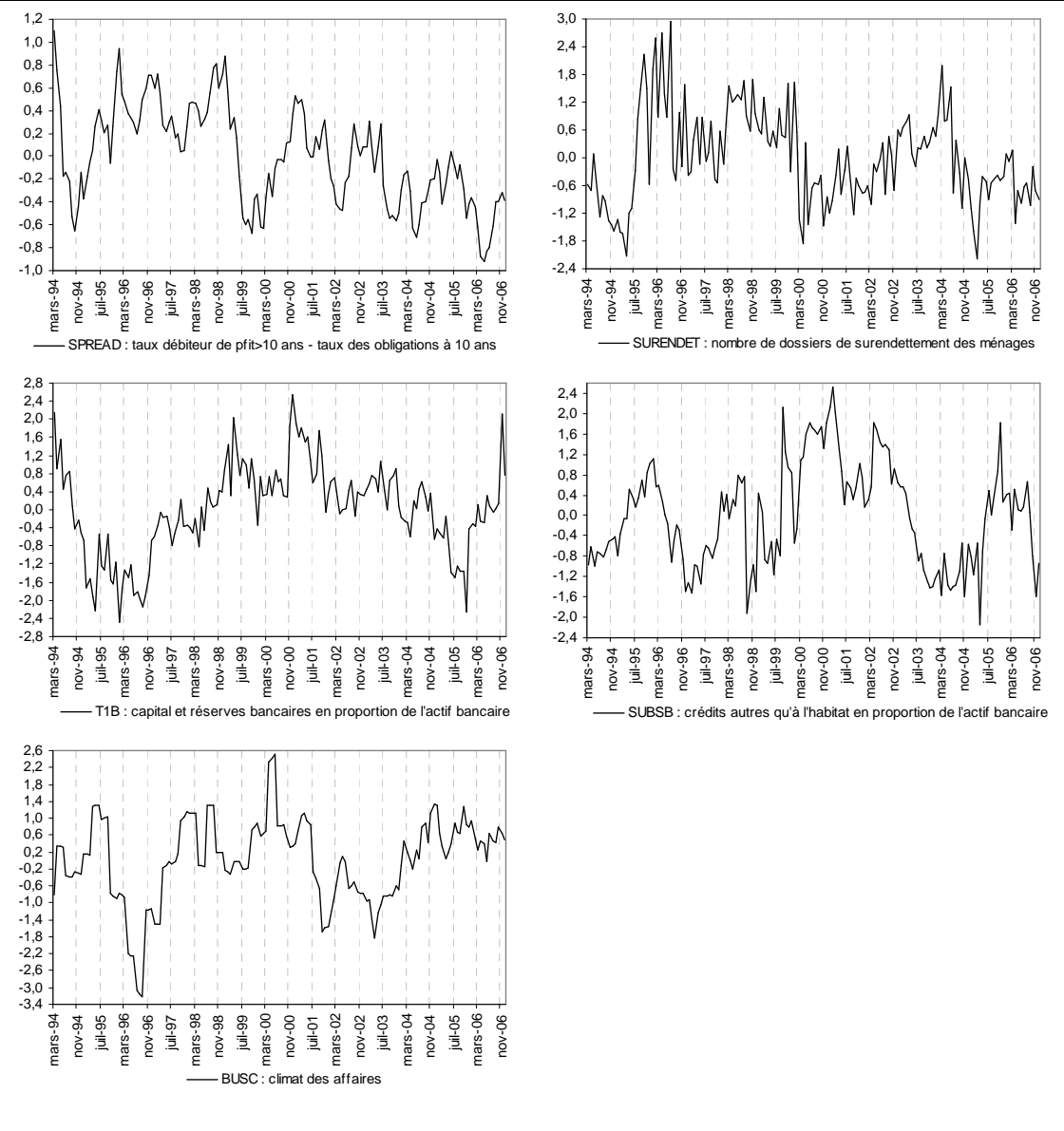


Figure A8 : Variables utilisées dans l'estimation de l'équation de demande
(variables normalisées)

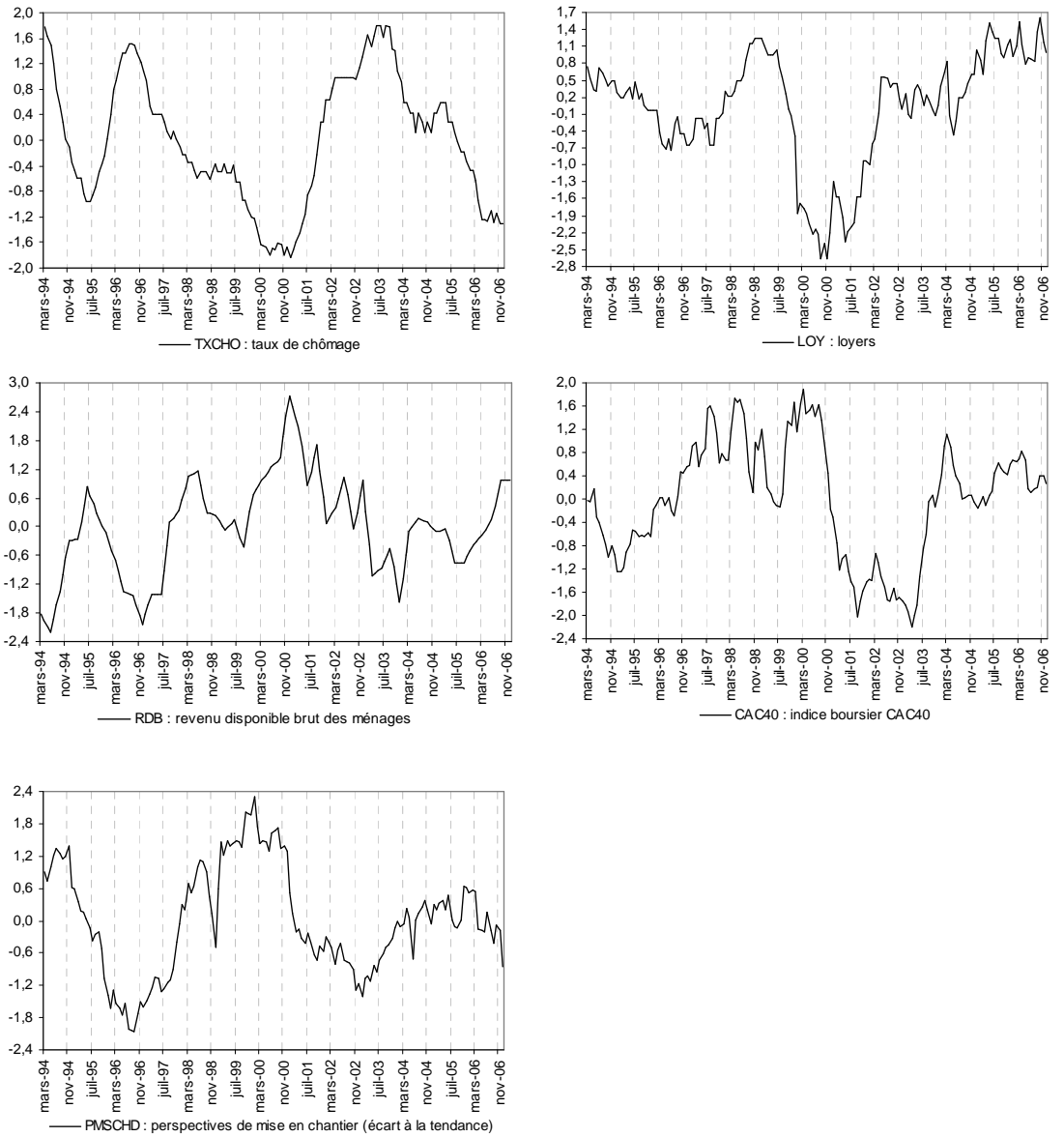


Figure A9 : Composantes de court et moyen terme du taux de croissance annuel des crédits à l'habitat aux ménages observée et estimée à partir du modèle de déséquilibre

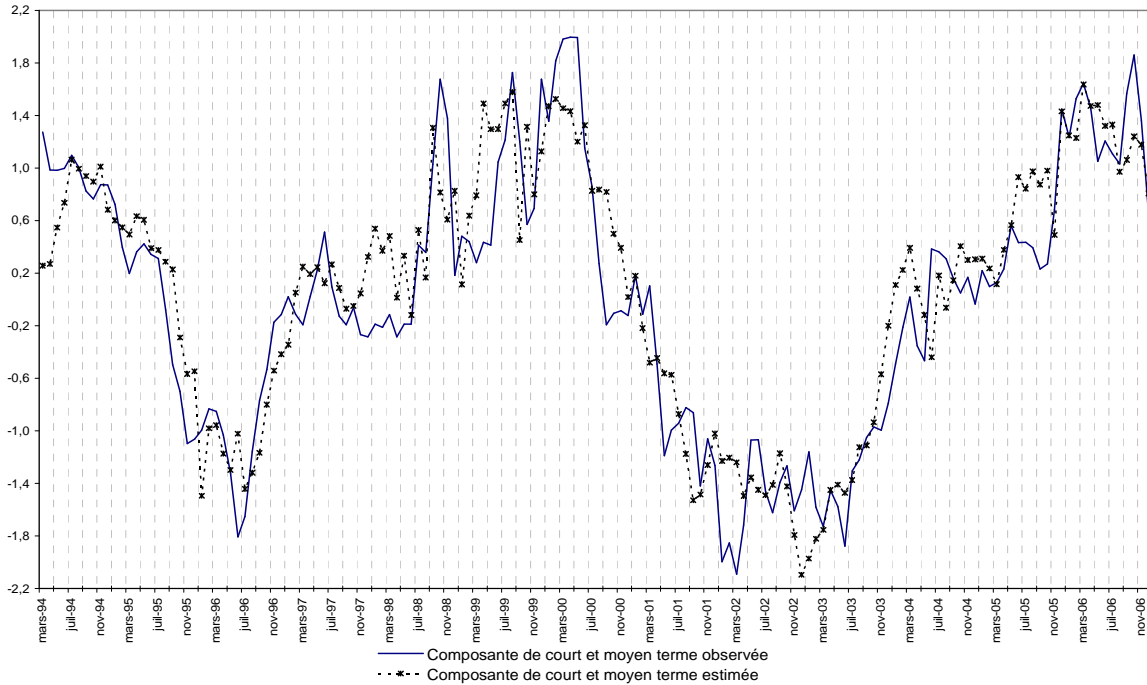


Figure A10 : Probabilités des régimes d'excès d'offre et d'excès de demande issues du modèle de déséquilibre

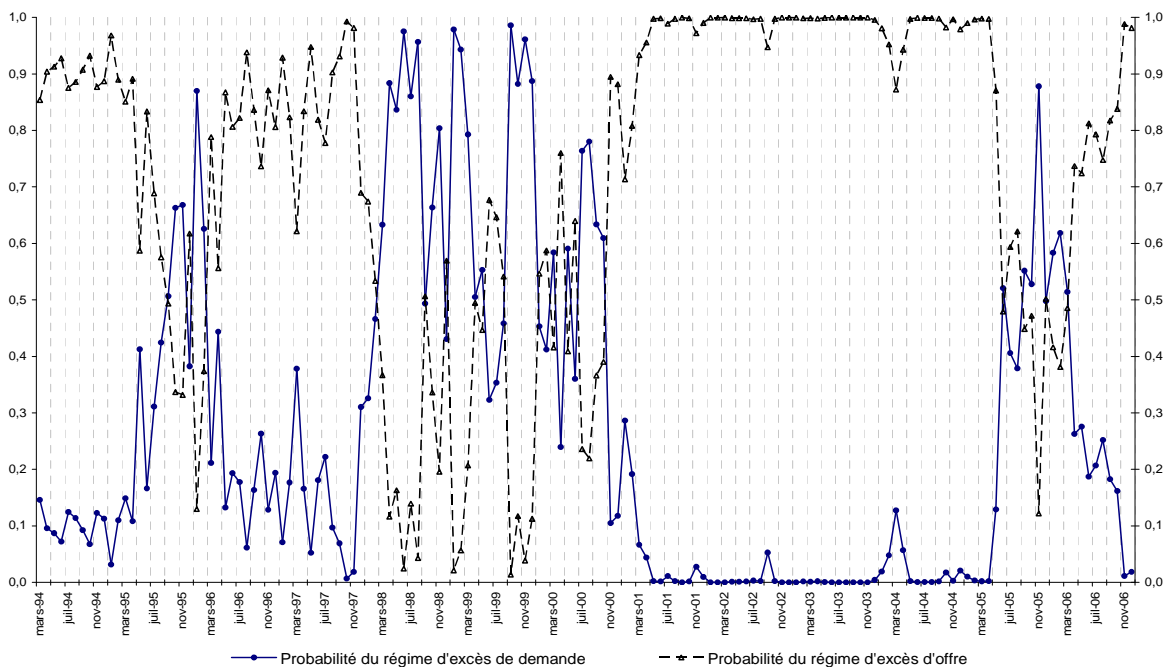


Figure A11 : Probabilités des régimes d'excès d'offre et d'excès de demande issues du modèle de déséquilibre et taux de croissance annuel réel des crédits à l'habitat

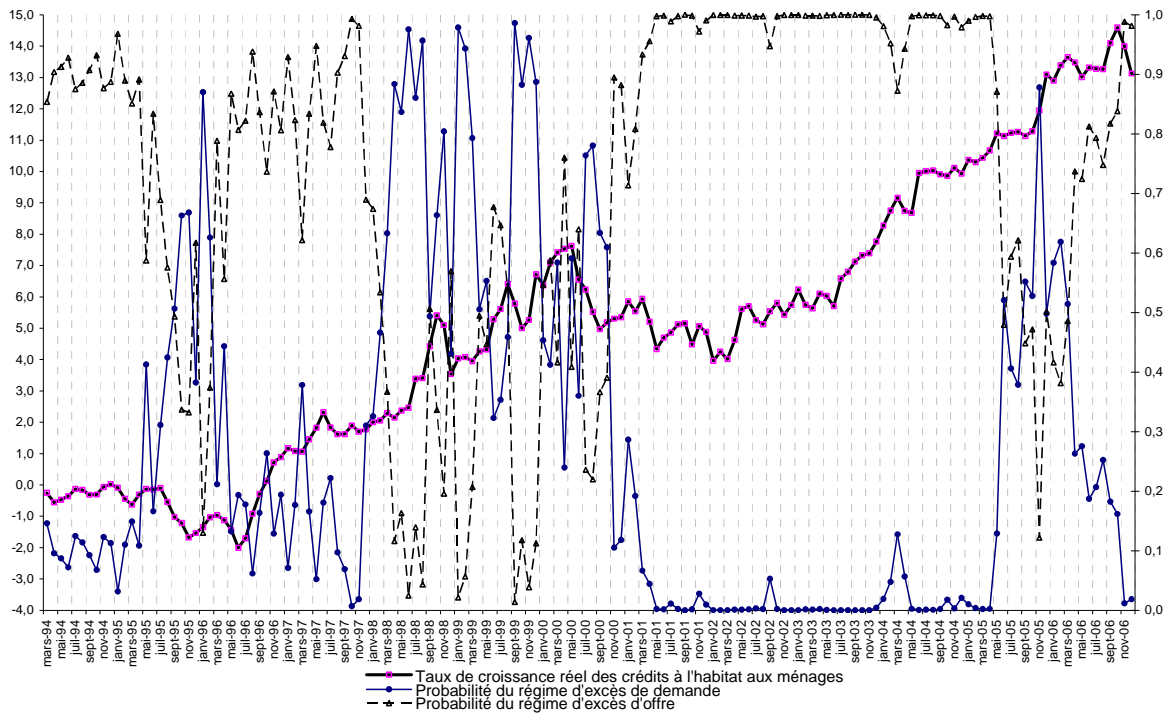


Tableau A1 : Tests de racine unitaire (RU) de Dickey-Fuller augmentés (ADF) et de Phillips-Perron (PP) pour les variables retenues dans l'estimation du modèle markovien multivarié

Variable	Statistiques ADF				Statistiques ADF et PP			
	Nombre de retards	RU avec constante et tendance	Statistique t de la tendance	Test joint : RU et pas de tendance	Nombre de retards		RU sans constante	RU sans constante
					ADF	PP	(ADF)	(PP)
$CRHM_t$	5	-2,55	-	4,13	5	3	-2,67 **	-2,56 **
$PMSCH_t$	1	-3,09	-	4,87	1	4	-2,69 **	-2,60 **
$PENTE_t$	0	-3,81 **	-0,40	-	0	3	-3,88 **	-4,13 **

Notes : a) * (**) signifie le rejet de l'hypothèse nulle à 10 % (5 %). b) Le nombre de retards optimal pour les tests ADF a été déterminé en utilisant le critère de Schwarz et pour le test PP en recourant au critère de Newey-West.

Tableau A2 : Tests de racine unitaire (RU) de Dickey-Fuller augmentés (ADF) et de Phillips-Perron (PP) pour les variables retenues dans l'estimation du modèle de déséquilibre

Variable	Statistiques ADF				Statistiques ADF et PP			
	Nombre de retards	RU avec constante et tendance	Statistique t de la tendance	Test joint : RU et pas de tendance	Nombre de retards		RU sans constante	RU sans constante
					ADF	PP	(ADF)	(PP)
$CRHMD_t$	0	-2,01	-	2,49	0	4	-2,24 **	-2,31 **
$SPREAD_t$	1	-4,02 **	-1,51	-	1	5	-3,64 **	-3,70 **
$SURENDET_t$	3	-2,90	-	4,33	2	5	-2,60 **	-6,35 **
$T1B_t$	2	-2,71	-	3,77	2	2	-2,38 **	-3,74 **
$SUBSB_t$	1	-2,59	-	3,53	0	4	-3,99 **	-3,75 **
$BUSC_t$	0	-2,97	-	4,43	0	3	-3,18 **	-3,35 **
$TXCHO_t$	3	-3,04	-	4,64	3	9	-2,87 **	-2,33 **
LOY_t	0	-1,32	-	1,79	0	2	-1,71 *	-1,79 *
RDB_t	7	-3,35 *	0,70	-	7	1	-3,58 **	-2,29 **
$CAC40_t$	1	-2,05	-	2,12	1	0	-2,22 **	-1,73 *
$PMSCHD_t$	0	-1,68	-	1,59	0	3	-1,85 *	-1,92 *

Notes : a) * (**) signifie le rejet de l'hypothèse nulle à 10 % (5 %). b) Le nombre de retards optimal pour les tests ADF a été déterminé en utilisant le critère de Schwarz et pour le test PP en recourant au critère de Newey-West.

Annexe B :

Traitement du problème de non-stationnarité des variables $CRHM_t$ et $PMSCH_t$

Le traitement de la non-stationnarité de deux variables – le taux de croissance annuel des crédits ($CRHM_t$) et les perspectives de mise en chantier ($PMSCH_t$) – est délicat. En présence d'une non-stationnarité de type déterministe, une variable est stationnarisée en retenant le résidu par rapport à la tendance linéaire estimée par les moindres carrés ordinaires. Cependant, les deux variables en question présentent une non-stationnarité de type stochastique et sont intégrées d'ordre 1 (cf. tableau B1). Leur stationnarisation aurait nécessité l'utilisation du filtre aux différences premières. Cependant, ce type de transformation a pour inconvénient d'être purgé de toute persistance, étant principalement caractérisé par du bruit « haute fréquence ». Ceci est particulièrement problématique dans le cas de la variable de crédit à partir de laquelle doivent être définies les variables inobservables d'offre et de demande de crédit. Plus généralement, d'un point de vue empirique, l'estimation du modèle de déséquilibre à partir de variables mensuelles définies en différences premières ne fournit pas nécessairement des résultats satisfaisants : les variables peuvent être non significatives ou ne pas avoir le signe attendu, la caractérisation des différents régimes étant difficile à réaliser de façon tranchée (Kierzenkowski, 2004). C'est pourquoi, nous avons retenu également pour ces deux variables en question l'écart à la tendance linéaire issue de l'estimation par moindres carrés ordinaires. La viabilité de cette solution est soumise à plusieurs vérifications¹⁹. Premièrement, nous avons adopté une méthode de calcul alternative de la tendance, soit celle issue du filtre de Hodrick-Prescott (1997) avec une valeur du paramètre de lissage compatible avec les préconisations récentes de Ravn et Uhlig (2002). Les résultats obtenus, avec un écart à la tendance ainsi définie pour les deux variables en question, montrent une identification des régimes très proche de celle de la méthode de référence. Deuxièmement, en retenant la somme des composantes cyclique et irrégulière issues du filtre à bande passante de Christiano et Fitzgerald (2003) à partir du niveau des deux séries en question, conduit à des résultats en termes de régimes légèrement différents mais toujours proches de ceux de la méthode retenue en définitive^{20,21}.

Tableau B1 : Tests de racine unitaire (RU) de Dickey-Fuller augmentés (ADF) et de Phillips-Perron (PP)

Variable	Statistiques ADF				Statistiques ADF et PP			
	Nombre de retards	RU avec constante et tendance	Statistique t de la tendance	Test joint : RU et pas de tendance	Nombre de retards		RU sans constante	RU sans constante
					ADF	PP	(ADF)	(PP)
$CRHM_t$	0	-2,01	-	2,49	0	2	0,04	-0,04
$PMSCH_t$	0	-1,68	-	1,59	0	3	-1,21	-1,25

Notes : a) * (**) signifie le rejet de l'hypothèse nulle à 10 % (5 %). b) Le nombre de retards optimal pour les tests ADF a été déterminé en utilisant le critère de Schwarz et pour le test PP en recourant au critère de Newey-West.

¹⁹ Les résultats détaillés sont disponibles auprès des auteurs sur demande.

²⁰ La composante cyclique est calculée en supposant que sa période de reproduction est comprise entre 1,5 et 8 ans.

²¹ Une autre méthode aurait consisté à retenir l'écart à la tendance du niveau des variables, issu de l'application du filtre de Hodrick-Prescott (1997).

Annexe C :

Eléments de justification théorique des différentes configurations de déséquilibre sur le marché du crédit par la théorie des asymétries d'information (Stiglitz et Weiss, 1981)

La justification théorique d'un rationnement du crédit par les banques est la suivante. Une banque ne peut pas distinguer entre les projets plus ou moins risqués. Or, lorsqu'elle augmente son taux débiteur, les agents dont les projets sont les moins risqués sont incités à quitter le marché. Par conséquent, le risque du portefeuille d'emprunteurs potentiels augmente (sélection adverse). De plus, les agents peuvent décider d'entreprendre des projets plus risqués en raison de taux plus élevés (risque moral). Puisque la probabilité de défaut augmente avec des taux plus élevés, une hausse du taux des prêts ne conduit pas nécessairement à une hausse proportionnelle du rendement anticipé de la banque. Ainsi, les banques peuvent préférer fixer le taux débiteur en dessous du taux qui équilibre le marché et rationner le crédit.

L'argument avancé pour justifier l'éventualité d'un excès d'offre de crédit est le suivant. L'idée est qu'une banque disposant d'un excès d'offre de fonds prêtables, doit évaluer la profitabilité des nouveaux emprunteurs attirés par une baisse de taux. Supposons que, contrairement à ses concurrents, la banque connaisse ses emprunteurs et réalise des profits attendus plus élevés sur certains, plutôt que sur d'autres. Si une banque cherche à récupérer les clients de ses concurrents en proposant un taux d'intérêt plus faible, la réaction stratégique du concurrent consistera à baisser le taux dans la même proportion lorsque le client est un "bon" risque de crédit, mais non s'il s'agit d'un emprunteur non rentable. Par conséquent, ne pouvant attirer que les clients les moins profitables, il est possible qu'à l'équilibre chaque banque dispose d'un excès d'offre de fonds prêtables, mais qu'aucune ne baisse son taux d'intérêt.

Annexe D : Econométrie du déséquilibre

D1) Eléments théoriques

Dans leur article fondateur, Maddala et Nelson (1974) considèrent plusieurs modèles de déséquilibre. Pour chacun d'entre eux, ils déduisent la forme générale de la fonction de vraisemblance et proposent des procédures appropriées d'estimation par la méthode du maximum de vraisemblance. Le modèle retenu ici :

$$\begin{aligned} d_t &= x'_{1,t}\beta_1 + \varepsilon_{1,t}, \\ s_t &= x'_{2,t}\beta_2 + \varepsilon_{2,t}, \\ q_t &= \min(d_t, s_t), \end{aligned} \quad (\text{modèle 3})$$

correspond au modèle le plus simple. Pour ce modèle, Maddala et Nelson (1974) supposent que les deux résidus, $\varepsilon_{1,t}$ et $\varepsilon_{2,t}$, sont des processus stationnaires, indépendamment et normalement distribués avec des variances σ_1^2 et σ_2^2 respectivement. Sous ces hypothèses de régularité, la variable transformée $\varepsilon_{1,t} - \varepsilon_{2,t}$ est normalement distribuée de variance égale à $\sigma^2 = \sigma_1^2 + \sigma_2^2$. Par conséquent, la variable réduite $(\varepsilon_{1,t} - \varepsilon_{2,t})/\sigma$ suit une loi $N(0,1)$. Dès lors, la probabilité que l'observation q_t corresponde au régime de demande ou d'excès d'offre, notée $\pi_t^{(d)}$, peut être calculée sous la forme de la fonction de répartition $N(0,1)$ suivante :

$$\pi_t^{(d)} = P(D_t < S_t) = \Phi(h_t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{h_t} e^{-\frac{x^2}{2}} dx, \quad (1)$$

où $h_t = (x'_{2,t}\beta_2 - x'_{1,t}\beta_1)/\sigma$, et $\Phi(x)$ désigne la fonction de distribution cumulée de $N(0,1)$. Symétriquement, la probabilité d'avoir le régime d'offre ou d'excès de demande, notée $\pi_t^{(s)}$, est définie par $P(S_t < D_t) = 1 - \Phi(h_t)$.

Soit θ le vecteur de paramètres structurels $\theta = (\beta_1 \beta_2 \sigma_1 \sigma_2)'$. Afin de calculer la densité marginale, $f_{Q_t}(q_t)$, de la variable observable q_t , nous considérons la densité jointe de d_t et s_t , notée $g_{D_t, S_t}(d_t, s_t)$. Compte tenu de la définition du déséquilibre, nous savons que :

$$f_{Q_t}(q_t) = f_{Q_t|D_t < S_t}(q_t) + f_{Q_t|S_t < D_t}(q_t). \quad (2)$$

D'où, la densité marginale correspondante de q_t sur les deux sous-ensembles s'écrit :

$$\begin{aligned} f_{Q_t|D_t < S_t}(q_t) &= \int_{q_t=d_t}^{\infty} g_{D_t, S_t}(d_t, z) dz, \\ f_{Q_t|S_t < D_t}(q_t) &= \int_{q_t=s_t}^{\infty} g_{D_t, S_t}(z, s_t) dz. \end{aligned} \quad (3)$$

Enfin, nous déduisons la fonction de densité inconditionnelle de Q_t :

$$f_{Q_t}(q_t) = f_{Q_t}(q_t, \theta) = \int_{q_t}^{\infty} g_{D_t, S_t}(q_t, z) dz + \int_{q_t}^{\infty} g_{D_t, S_t}(z, q_t) dz. \quad (4)$$

Ensuite, conditionnellement à un ensemble de paramètres structurels θ et un échantillon de variables q_t , $x_{1,t}$ et $x_{2,t}$ observables sur T périodes, la fonction log-vraisemblance du modèle est définie par :

$$L(\theta) = \sum_{t=1}^T \log[f_{Q_t}(q_t, \theta)]. \quad (5)$$

Si nous supposons que les deux résidus, ε_1 et ε_2 , sont indépendants, la fonction de densité inconditionnelle de Q_t peut être exprimée sous la forme suivante :

$$f_{Q_t}(q_t) = \frac{1}{\sigma_1} \phi\left(\frac{x'_{1,t}\beta_1 - q_t}{\sigma_1}\right) \Phi\left(\frac{x'_{2,t}\beta_2 - q_t}{\sigma_2}\right) + \frac{1}{\sigma_2} \phi\left(\frac{x'_{2,t}\beta_2 - q_t}{\sigma_2}\right) \Phi\left(\frac{x'_{1,t}\beta_1 - q_t}{\sigma_1}\right), \quad (6)$$

où $\phi(\cdot)$ désigne la fonction de densité normale $N(0,1)$. Dans ce cas, les dérivées du premier et second ordre de $L(\theta)$ peuvent être obtenues analytiquement (Maddala and Nelson, 1974) ou numériquement. Il est possible d'utiliser une procédure d'optimisation numérique (Newton-Raphson par exemple) pour obtenir les estimations par maximum de vraisemblance des paramètres structurels θ . Compte tenu des valeurs estimées des paramètres, nous pouvons calculer la probabilité estimée que l'observation q_t corresponde à l'un ou l'autre des régimes, $\widehat{\pi}_t^{(d)}$ et $\widehat{\pi}_t^{(s)}$.

D2) Choix des conditions initiales dans la procédure d'optimisation par maximum de vraisemblance

Différentes méthodes sont disponibles pour obtenir les conditions initiales pour les paramètres structurels θ dans une itération par maximum de vraisemblance. Ici, nous utilisons une procédure des MCO en deux étapes. Les résultats d'une expérience de Monte Carlo montrent que cette procédure conduit à une convergence de tous les algorithmes d'optimisation utilisés et fournit des estimations convergentes des paramètres.

Premièrement, nous considérons les régressions linéaires de l'observation q_t sur l'ensemble des variables exogènes dans les deux fonctions : $q_t = x'_{i,t}\widehat{\gamma}_i + \mu_{i,t}$, avec $i=1,2$. Etant donné les réalisations, $\widehat{\gamma}_1$ et $\widehat{\gamma}_2$, nous calculons une première approximation des grandeurs relatives à l'offre et à la demande, $\widehat{s}_t = x'_{2,t}\widehat{\gamma}_2$ et $\widehat{d}_t = x'_{1,t}\widehat{\gamma}_1$. Même si nous savons que $\widehat{\gamma}_1$ et $\widehat{\gamma}_2$ sont des estimateurs non-convergentes de β_1 et β_2 , nous construisons deux sous-ensembles d'observations.

Dans le premier sous-ensemble, noté par l'indice d , ne sont sélectionnées que les observations de Q_t , $X_{1,t}$ et $X_{2,t}$ pour lesquelles nous avons $\widehat{d}_t \leq \widehat{s}_t$. Dans le second sous-ensemble, sont choisies les observations pour lesquelles nous avons $\widehat{s}_t \leq \widehat{d}_t$.

La deuxième étape de la procédure consiste à appliquer les *MCO* sur les deux sous-ensembles :

$$q_t^{(d)} = x_{1,t}^{(d)\prime} \widehat{\beta}_1 + \widehat{\mu}_{1,t} \quad \text{et} \quad q_t^{(s)} = x_{2,t}^{(s)\prime} \widehat{\beta}_2 + \widehat{\mu}_{2,t}.$$

Ensuite, nous utilisons les estimations obtenues par *MCO* des $\widehat{\beta}_i$ comme valeurs d'amorce de l'itération par maximum de vraisemblance. Pour les paramètres σ_1 et σ_2 , les valeurs d'amorce adoptées sont les suivantes :

$$\widehat{\sigma}_i = \frac{1}{n_i} \sum_{j=1}^{n_i} \widehat{\mu}_{i,j} \quad i = 1, 2,$$

où n_1 représente la taille du sous-groupe pour lequel nous avons $\widehat{d}_t \leq \widehat{s}_t$, et n_2 la taille du sous-groupe $\widehat{s}_t \leq \widehat{d}_t$.

D3) Convergence de la procédure itérative

La méthode d'optimisation de la fonction log-vraisemblance $L(\theta)$ (équation (5)) doit être maniée très prudemment car la concavité globale de $L(\theta)$ n'est pas assurée. Ainsi, lorsque la variance résiduelle dans un des régimes tend vers 0, la fonction de vraisemblance tend vers l'infini. En effet, pour des valeurs définies positives de β_1 , β_2 et σ_2 , le second membre de l'équation (6) est fini. Mais le premier terme est dégénéré si σ_1 converge vers zéro. En effet, si σ_1 tend vers zéro, $1/\sigma_1\phi(\cdot)$ tend vers l'infini, puisque compte tenu des propriétés de la distribution normale, $\lim_{x \rightarrow \infty} x\phi(x) = \infty$. Le terme $\Phi(\cdot)$ converge vers 1 puisque $\lim_{x \rightarrow \infty} \Phi(x) = 1$. Par analogie, le second membre de l'équation (6) est dégénéré si σ_2 converge vers zéro pour des valeurs finies positives de β_1, β_2 et σ_1 . Alors, le maximum global de la fonction de vraisemblance est l'infini, si l'une ou les deux variances résiduelles convergent vers zéro. Par conséquent, l'application de la méthode standard du maximum de vraisemblance doit être adaptée pour éviter ce cas limite, car seul un maximum local doit être recherché. C'est la raison pour laquelle dans notre application, outre les algorithmes d'optimisation traditionnels – (i) Newton Raphson avec un gradient numérique ou analytique, (ii) la méthode Nelder-Mead du simplex – nous utilisons aussi l'algorithme de Newton Raphson avec des contraintes de non-négativité sur σ_i .

Notes d'Études et de Recherche

1. C. Huang and H. Pagès, "Optimal Consumption and Portfolio Policies with an Infinite Horizon: Existence and Convergence," May 1990.
2. C. Bordes, « Variabilité de la vitesse et volatilité de la croissance monétaire : le cas français », février 1989.
3. C. Bordes, M. Driscoll and A. Sauviat, "Interpreting the Money-Output Correlation: Money-Real or Real-Real?," May 1989.
4. C. Bordes, D. Goyeau et A. Sauviat, « Taux d'intérêt, marge et rentabilité bancaires : le cas des pays de l'OCDE », mai 1989.
5. B. Bensaïd, S. Federbusch et R. Gary-Bobo, « Sur quelques propriétés stratégiques de l'intéressement des salariés dans l'industrie », juin 1989.
6. O. De Bandt, « L'identification des chocs monétaires et financiers en France : une étude empirique », juin 1990.
7. M. Boutillier et S. Dérangère, « Le taux de crédit accordé aux entreprises françaises : coûts opératoires des banques et prime de risque de défaut », juin 1990.
8. M. Boutillier and B. Cabrillac, "Foreign Exchange Markets: Efficiency and Hierarchy," October 1990.
9. O. De Bandt et P. Jacquinot, « Les choix de financement des entreprises en France : une modélisation économétrique », octobre 1990 (English version also available on request).
10. B. Bensaïd and R. Gary-Bobo, "On Renegotiation of Profit-Sharing Contracts in Industry," July 1989 (English version of NER n° 5).
11. P. G. Garella and Y. Richelle, "Cartel Formation and the Selection of Firms," December 1990.
12. H. Pagès and H. He, "Consumption and Portfolio Decisions with Labor Income and Borrowing Constraints," August 1990.
13. P. Sicsic, « Le franc Poincaré a-t-il été délibérément sous-évalué ? », octobre 1991.
14. B. Bensaïd and R. Gary-Bobo, "On the Commitment Value of Contracts under Renegotiation Constraints," January 1990 revised November 1990.
15. B. Bensaïd, J.-P. Lesne, H. Pagès and J. Scheinkman, "Derivative Asset Pricing with Transaction Costs," May 1991 revised November 1991.
16. C. Monticelli and M.-O. Strauss-Kahn, "European Integration and the Demand for Broad Money," December 1991.
17. J. Henry and M. Phelipot, "The High and Low-Risk Asset Demand of French Households: A Multivariate Analysis," November 1991 revised June 1992.
18. B. Bensaïd and P. Garella, "Financing Takeovers under Asymmetric Information," September 1992.

19. A. de Palma and M. Uctum, "Financial Intermediation under Financial Integration and Deregulation," September 1992.
20. A. de Palma, L. Leruth and P. Régibeau, "Partial Compatibility with Network Externalities and Double Purchase," August 1992.
21. A. Frachot, D. Janci and V. Lacoste, "Factor Analysis of the Term Structure: a Probabilistic Approach," November 1992.
22. P. Sicsic et B. Villeneuve, « L'afflux d'or en France de 1928 à 1934 », janvier 1993.
23. M. Jeanblanc-Picqué and R. Avesani, "Impulse Control Method and Exchange Rate," September 1993.
24. A. Frachot and J.-P. Lesne, "Expectations Hypothesis and Stochastic Volatilities," July 1993 revised September 1993.
25. B. Bensaid and A. de Palma, "Spatial Multiproduct Oligopoly," February 1993 revised October 1994.
26. A. de Palma and R. Gary-Bobo, "Credit Contraction in a Model of the Banking Industry," October 1994.
27. P. Jacquinet et F. Mihoubi, « Dynamique et hétérogénéité de l'emploi en déséquilibre », septembre 1995.
28. G. Salmat, « Le retournement conjoncturel de 1992 et 1993 en France : une modélisation VAR », octobre 1994.
29. J. Henry and J. Weidmann, "Asymmetry in the EMS Revisited: Evidence from the Causality Analysis of Daily Eurorates," February 1994 revised October 1994.
30. O. De Bandt, "Competition Among Financial Intermediaries and the Risk of Contagious Failures," September 1994 revised January 1995.
31. B. Bensaid et A. de Palma, « Politique monétaire et concurrence bancaire », janvier 1994 révisé en septembre 1995.
32. F. Rosenwald, « Coût du crédit et montant des prêts : une interprétation en terme de canal large du crédit », septembre 1995.
33. G. Cette et S. Mahfouz, « Le partage primaire du revenu : constat descriptif sur longue période », décembre 1995.
34. H. Pagès, "Is there a Premium for Currencies Correlated with Volatility? Some Evidence from Risk Reversals," January 1996.
35. E. Jondeau and R. Ricart, "The Expectations Theory: Tests on French, German and American Euro-rates," June 1996.
36. B. Bensaid et O. De Bandt, « Les stratégies "stop-loss" : théorie et application au Contrat Notionnel du Matif », juin 1996.
37. C. Martin et F. Rosenwald, « Le marché des certificats de dépôts. Écarts de taux à l'émission : l'influence de la relation émetteurs-souscripteurs initiaux », avril 1996.

38. Banque de France - CEPREMAP - Direction de la Prévision - Erasme - INSEE - OFCE, « Structures et propriétés de cinq modèles macroéconomiques français », juin 1996.
39. F. Rosenwald, « L'influence des montants émis sur le taux des certificats de dépôts », octobre 1996.
40. L. Baumel, « Les crédits mis en place par les banques AFB de 1978 à 1992 : une évaluation des montants et des durées initiales », novembre 1996.
41. G. Cette et E. Kremp, « Le passage à une assiette valeur ajoutée pour les cotisations sociales : Une caractérisation des entreprises non financières “gagnantes” et “perdantes” », novembre 1996.
42. S. Avouyi-Dovi, E. Jondeau et C. Lai Tong, « Effets “volume”, volatilité et transmissions internationales sur les marchés boursiers dans le G5 », avril 1997.
43. E. Jondeau et R. Ricart, « Le contenu en information de la pente des taux : Application au cas des titres publics français », juin 1997.
44. B. Bensaïd et M. Boutillier, « Le contrat notionnel : efficience et efficacité », juillet 1997.
45. E. Jondeau et R. Ricart, « La théorie des anticipations de la structure par terme : test à partir des titres publics français », septembre 1997.
46. E. Jondeau, « Représentation VAR et test de la théorie des anticipations de la structure par terme », septembre 1997.
47. E. Jondeau et M. Rockinger, « Estimation et interprétation des densités neutres au risque : Une comparaison de méthodes », octobre 1997.
48. L. Baumel et P. Sevestre, « La relation entre le taux de crédits et le coût des ressources bancaires. Modélisation et estimation sur données individuelles de banques », octobre 1997.
49. P. Sevestre, “On the Use of Banks Balance Sheet Data in Loan Market Studies : A Note,” October 1997.
50. P.-C. Hautcoeur and P. Sicsic, “Threat of a Capital Levy, Expected Devaluation and Interest Rates in France during the Interwar Period,” January 1998.
51. P. Jacquinet, « L’inflation sous-jacente à partir d’une approche structurelle des VAR : une application à la France, à l’Allemagne et au Royaume-Uni », janvier 1998.
52. C. Bruneau et O. De Bandt, « La modélisation VAR structurel : application à la politique monétaire en France », janvier 1998.
53. C. Bruneau and E. Jondeau, “Long-Run Causality, with an Application to International Links between Long-Term Interest Rates,” June 1998.
54. S. Coutant, E. Jondeau and M. Rockinger, “Reading Interest Rate and Bond Futures Options’ Smiles: How PIBOR and Notional Operators Appreciated the 1997 French Snap Election,” June 1998.
55. E. Jondeau et F. Sédillot, « La prévision des taux longs français et allemands à partir d’un modèle à anticipations rationnelles », juin 1998.

56. E. Jondeau and M. Rockinger, "Estimating Gram-Charlier Expansions with Positivity Constraints," January 1999.
57. S. Avouyi-Dovi and E. Jondeau, "Interest Rate Transmission and Volatility Transmission along the Yield Curve," January 1999.
58. S. Avouyi-Dovi et E. Jondeau, « La modélisation de la volatilité des bourses asiatiques », janvier 1999.
59. E. Jondeau, « La mesure du ratio rendement-risque à partir du marché des euro-devises », janvier 1999.
60. C. Bruneau and O. De Bandt, "Fiscal Policy in the Transition to Monetary Union: A Structural VAR Model," January 1999.
61. E. Jondeau and R. Ricart, "The Information Content of the French and German Government Bond Yield Curves: Why Such Differences?," February 1999.
62. J.-B. Chatelain et P. Sevestre, « Coûts et bénéfices du passage d'une faible inflation à la stabilité des prix », février 1999.
63. D. Irac et P. Jacquinot, « L'investissement en France depuis le début des années 1980 », avril 1999.
64. F. Mihoubi, « Le partage de la valeur ajoutée en France et en Allemagne », mars 1999.
65. S. Avouyi-Dovi and E. Jondeau, "Modelling the French Swap Spread," April 1999.
66. E. Jondeau and M. Rockinger, "The Tail Behavior of Stock Returns: Emerging Versus Mature Markets," June 1999.
67. F. Sédillot, « La pente des taux contient-elle de l'information sur l'activité économique future ? », juin 1999.
68. E. Jondeau, H. Le Bihan et F. Sédillot, « Modélisation et prévision des indices de prix sectoriels », septembre 1999.
69. H. Le Bihan and F. Sédillot, "Implementing and Interpreting Indicators of Core Inflation: The French Case," September 1999.
70. R. Lacroix, "Testing for Zeros in the Spectrum of an Univariate Stationary Process: Part I," December 1999.
71. R. Lacroix, "Testing for Zeros in the Spectrum of an Univariate Stationary Process: Part II," December 1999.
72. R. Lacroix, "Testing the Null Hypothesis of Stationarity in Fractionally Integrated Models," December 1999.
73. F. Chesnay and E. Jondeau, "Does correlation between stock returns really increase during turbulent period?," April 2000.
74. O. Burkart and V. Coudert, "Leading Indicators of Currency Crises in Emerging Economies," May 2000.
75. D. Irac, "Estimation of a Time Varying NAIRU for France," July 2000.

76. E. Jondeau and H. Le Bihan, "Evaluating Monetary Policy Rules in Estimated Forward-Looking Models: A Comparison of US and German Monetary Policies," October 2000.
77. E. Jondeau and M. Rockinger, "Conditional Volatility, Skewness, and Kurtosis: Existence and Persistence," November 2000.
78. P. Jacquinot et F. Mihoubi, « Modèle à Anticipations Rationnelles de la CONjoncture Simulée : MARCOS », novembre 2000.
79. M. Rockinger and E. Jondeau, "Entropy Densities: With an Application to Autoregressive Conditional Skewness and Kurtosis," January 2001.
80. B. Amable and J.-B. Chatelain, "Can Financial Infrastructures Foster Economic Development?," January 2001.
81. J.-B. Chatelain and J.-C. Teurlai, "Pitfalls in Investment Euler Equations," January 2001.
82. M. Rockinger and E. Jondeau, "Conditional Dependency of Financial Series: An Application of Copulas," February 2001.
83. C. Florens, E. Jondeau and H. Le Bihan, "Assessing GMM Estimates of the Federal Reserve Reaction Function," March 2001.
84. J.-B. Chatelain, "Mark-up and Capital Structure of the Firm facing Uncertainty," June 2001.
85. B. Amable, J.-B. Chatelain and O. De Bandt, "Optimal Capacity in the Banking Sector and Economic Growth," June 2001.
86. E. Jondeau and H. Le Bihan, "Testing for a Forward-Looking Phillips Curve. Additional Evidence from European and US Data," December 2001.
87. G. Cette, J. Mairesse et Y. Kocoglu, « Croissance économique et diffusion des TIC : le cas de la France sur longue période (1980-2000) », décembre 2001.
88. D. Irac and F. Sédillot, "Short Run Assessment of French Economic Activity Using OPTIM," January 2002.
89. M. Baghli, C. Bouthevillain, O. de Bandt, H. Fraisse, H. Le Bihan et Ph. Rousseaux, « PIB potentiel et écart de PIB : quelques évaluations pour la France », juillet 2002.
90. E. Jondeau and M. Rockinger, "Asset Allocation in Transition Economies," October 2002.
91. H. Pagès and J.A.C. Santos, "Optimal Supervisory Policies and Depositor-Preferences Laws," October 2002.
92. C. Loupias, F. Savignac and P. Sevestre, "Is There a Bank Lending Channel in France? Evidence from Bank Panel Data," November 2002.
93. M. Ehrmann, L. Gambacorta, J. Martínez-Pagés, P. Sevestre and A. Worms, "Financial Systems and The Role in Monetary Policy Transmission in the Euro Area," November 2002.
94. S. Avouyi-Dovi, D. Guégan et S. Ladoucette, « Une mesure de la persistance dans les indices boursiers », décembre 2002.

95. S. Avouyi-Dovi, D. Guégan et S. Ladoucette, "What is the Best Approach to Measure the Interdependence between Different Markets?," December 2002.
96. J.-B. Chatelain and A. Tiomo, "Investment, the Cost of Capital and Monetary Policy in the Nineties in France: A Panel Data Investigation," December 2002.
97. J.-B. Chatelain, A. Generale, I. Hernando, U. von Kalckreuth and P. Vermeulen, "Firm Investment and Monetary Policy Transmission in the Euro Area," December 2002.
98. J.-S. Mésonnier, « Banque centrale, taux de l'escompte et politique monétaire chez Henry Thornton (1760-1815) », décembre 2002.
99. M. Baghli, G. Cette et A. Sylvain, « Les déterminants du taux de marge en France et quelques autres grands pays industrialisés : Analyse empirique sur la période 1970-2000 », janvier 2003.
100. G. Cette and Ch. Pfister, "The Challenges of the "New Economy" for Monetary Policy," January 2003.
101. C. Bruneau, O. De Bandt, A. Flageollet and E. Michaux, "Forecasting Inflation using Economic Indicators: the Case of France," May 2003.
102. C. Bruneau, O. De Bandt and A. Flageollet, "Forecasting Inflation in the Euro Area," May 2003.
103. E. Jondeau and H. Le Bihan, "ML vs GMM Estimates of Hybrid Macroeconomic Models (With an Application to the "New Phillips Curve")," September 2003.
104. J. Matheron and T.-P. Maury, "Evaluating the Fit of Sticky Price Models," January 2004.
105. S. Moyen and J.-G. Sahuc, "Incorporating Labour Market Frictions into an Optimising-Based Monetary Policy Model," January 2004.
106. M. Baghli, V. Brunhes-Lesage, O. De Bandt, H. Fraisse et J.-P. Villetelle, « MASCOTTE : Modèle d'Analyse et de préviSion de la COnjoncture TrimesTrielle », février 2004.
107. E. Jondeau and M. Rockinger, "The Bank Bias: Segmentation of French Fund Families," February 2004.
108. E. Jondeau and M. Rockinger, "Optimal Portfolio Allocation Under Higher Moments," February 2004.
109. C. Bordes et L. Clerc, « Stabilité des prix et stratégie de politique monétaire unique », mars 2004.
110. N. Belorgey, R. Lecat et T.-P. Maury, « Déterminants de la productivité par employé : une évaluation empirique en données de panel », avril 2004.
111. T.-P. Maury and B. Pluyaud, "The Breaks in per Capita Productivity Trends in a Number of Industrial Countries," April 2004.
112. G. Cette, J. Mairesse and Y. Kocoglu, "ICT Diffusion and Potential Output Growth," April 2004.
113. L. Baudry, H. Le Bihan, P. Sevestre and S. Tarrieu, "Price Rigidity. Evidence from the French CPI Micro-Data," September 2004.

114. C. Bruneau, O. De Bandt and A. Flageollet, "Inflation and the Markup in the Euro Area," September 2004.
115. J.-S. Mésonnier and J.-P. Renne, "A Time-Varying "Natural" Rate of Interest for the Euro Area," September 2004.
116. G. Cette, J. Lopez and P.-S. Noual, "Investment in Information and Communication Technologies: an Empirical Analysis," October 2004.
117. J.-S. Mésonnier et J.-P. Renne, « Règle de Taylor et politique monétaire dans la zone euro », octobre 2004.
118. J.-G. Sahuc, "Partial Indexation, Trend Inflation, and the Hybrid Phillips Curve," December 2004.
119. C. Loupias et B. Wigniolle, « Régime de retraite et chute de la natalité : évolution des mœurs ou arbitrage micro-économique ? », décembre 2004.
120. C. Loupias and R. Ricart, "Price Setting in France: new Evidence from Survey Data," December 2004.
121. S. Avouyi-Dovi and J. Matheron, "Interactions between Business Cycles, Stock Markets Cycles and Interest Rates: the Stylised Facts," January 2005.
122. L. Bilke, "Break in the Mean and Persistence of Inflation: a Sectoral Analysis of French CPI," January 2005.
123. S. Avouyi-Dovi and J. Matheron, "Technology Shocks and Monetary Policy in an Estimated Sticky Price Model of the US Economy," April 2005.
124. M. Dupaigne, P. Fève and J. Matheron, "Technology Shock and Employment: Do We Really Need DSGE Models with a Fall in Hours?," June 2005.
125. P. Fève and J. Matheron, "Can the Kydland-Prescott Model Pass the Cogley-Nason Test?," June 2005.
126. S. Avouyi-Dovi and J. Matheron, "Technology Shocks and Monetary Policy in an Estimated Sticky Price Model of the Euro Area," June 2005.
127. O. Loisel, "Central Bank Reputation in a Forward-Looking Model," June 2005.
128. B. Bellone, E. Gautier et S. Le Coent, « Les marchés financiers anticipent-ils les retournements conjoncturels ? », juillet 2005.
129. P. Fève, « La modélisation macro-économétrique dynamique », juillet 2005.
130. G. Cette, N. Dromel and D. Méda, "Opportunity Costs of Having a Child, Financial Constraints and Fertility," August 2005.
131. S. Gouteron et D. Szpiro, « Excès de liquidité monétaire et prix des actifs », septembre 2005.
132. J. Baude, « L'impact des chocs boursiers sur le crédit en France depuis le milieu des années quatre-vingt-dix », septembre 2005.

133. R. Bournès and G. Clette, "A Comparison of Structural Productivity Levels in the Major Industrialised Countries," October 2005.
134. T. Grunspan, "The Fed and the Question of Financial Stability: An Empirical Investigation," October 2005.
135. S. Fabiani, M. Druant, I. Hernando, C. Kwapil, B. Landau, C. Loupias, F. Martins, T. Mathä, R. Sabbatini, H. Stahl and A. Stockman, "The Pricing Behaviour of Firms in the Euro Area: New Survey Evidence," November 2005.
136. E. Dhyne, L. Alvarez, H. Le Bihan, G. Veronese, D. Dias, J. Hoffmann, N. Jonker, P. Lünemann, F. Rumler and J. Vilmunen, "Price Setting in the Euro Area: Some Stylized Facts from Individual Consumer Price Data," November 2005.
137. D. Fougère, H. Le Bihan and P. Sevestre, "Heterogeneity in Consumer Price Stickiness: A Microeconomic Investigation," November 2005.
138. L. Alvarez, E. Dhyne, M. Hoeberichts, C. Kwapil, H. Le Bihan, P. Lünemann, F. Martins, R. Sabbatini, H. Stahl, P. Vermeulen and J. Vilmunen, "Sticky Prices in the Euro Area: a Summary of New Micro Evidence," November 2005.
139. E. Kharroubi, "Illiquidity, Financial Development and the Growth-Volatility Relationship," February 2006.
140. M. Baghli, C. Cahn and H. Fraise, "Is the Inflation-Output Nexus Asymmetric in the Euro Area," April 2006.
141. E. Jondeau and J-G. Sahuc, "Optimal Monetary Policy in an Estimated DSGE Model of the Euro Area with Cross-country Heterogeneity," April 2006.
142. S. Avouyi-Dovi, M. Brun, A. Dreyfus, F. Drumetz, V. Oung et J.-G. Sahuc, « La fonction de demande de monnaie pour la zone euro : un réexamen », mai 2006.
143. C. Jardet, "Term Structure Anomalies : Term Premium or Peso Problem?" May 2006.
144. S. Avouyi-Dovi, R. Kierzenkowski and C. Lubochinsky, "Are Business and Credit Cycles Converging or Diverging? A comparison of Poland, Hungary, the Czech Republic and the Euro Area", May 2006.
145. O. De Bandt, C. Bruneau and A. Flageollet, "Assessing Aggregate Comovements in France, Germany and Italy. Using a Non Stationary Factor Model of the Euro Area" June 2006.
146. M. Baghli, C. Cahn and J-P. Villetelle, "Estimating Potential Output with a Production Function for France, Germany and Italy", June 2006.
147. E. Fonteny, « La désaisonnalisation des séries d'agrégats monétaires et de crédit à la Banque de France : aspects théoriques et mise en œuvre », juin 2006.
148. J. Matheron and C. Poilly, "How Well Does a Small Structural Model with Sticky Prices and Wages Fit Postwar U.S. Data", July 2006.
149. E. Kharroubi, "Financial (Dis) Integration," July 2006.
150. J. Carrillo, P. Fève and J. Matheron, "Monetary Policy Inertia or Persistent Shocks?" July 2006.

151. C. Ewerhart, N. Cassola and N. Valla, "Declining Valuations and Equilibrium Bidding in Central Bank Refinancing Operations," August 2006.
152. D. Fougère, « Réformes structurelles sur le marché du travail : quels enseignements peut-on tirer des études existantes », août 2006.
153. D. Irac, "Revisiting the proximity-concentration trade-off: Distance and Horizontal Foreign Direct Investment in OECD Countries," August 2006.
154. D. Irac and C. Minoiu, "Risk insurance in a Transition Economy: Evidence from Rural Romania," August 2006.
155. H. Lustig and A. Verdelhan, "The Cross-Section of Foreign Currency Risk Premia and Consumption Growth Risk," August 2006.
156. R. Boulès and G. Cette, "Trends in "structural" productivity levels in the major industrialized countries," September 2006.
157. J.-S. Mésonnier, "The Reliability of Macroeconomic Forecasts based on Real Interest Rate Gap Estimates in Real Time: an Assessment for the Euro Area," October 2006.
158. O. de Bandt, C. Bruneau and W. El Amri, "Convergence in Household Credit Demand across Euro Area Countries: Evidence from Panel Data," October 2006.
159. J. Idier, "Stock Exchanges Industry Consolidation and Shock Transmission," December 2006.
160. E. Gautier, "The Behaviour of Producer Prices: Some Evidence from the French PPI Micro Data," December 2006.
161. O. Loisel, "Bubble-free interest-rate rules," December 2006.
162. J. Boivin and M. P. Giannoni, "DSGE Models in a Data-Rich Environment," January 2007.
163. J. Coffinet, J. Matheron et C. Poilly, « Une évaluation structurelle du ratio de sacrifice dans la zone euro », janvier 2007.
164. P. Vermeulen, D. Dias, M. Dossche, E. Gautier, I. Hernando, R. Sabbatini and H. Stahl, "Price setting in the euro area: Some stylised facts from Individual Producer Price Data," February 2007.
165. C. Bordes, L. Clerc and V. Marimoutou, "Is there a structural break in equilibrium velocity in the euro area?" February 2007.
166. D. Fougère, « Les méthodes micro-économétriques d'évaluation », mars 2007.
167. C. Jardet and G. Le Fol, "Euro money market interest rates dynamics and volatility: How they respond to recent changes in the operational framework," May 2007.
168. L. Clerc, "Understanding asset prices: determinants and policy implications," May 2007.
169. F. Savignac, "The impact of financial constraints on innovation: What can be learned from a direct measure?," June 2007.

170. J. Idier, C. Jardet and A. de Loubens, “Determinants of long-term interest rates in the United States and the euro area: A multivariate approach,” June 2007.
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.

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