
NOTES D'ÉTUDES

ET DE RECHERCHE

**L'IMPACT DES CHOCS BOURSIERS SUR
LE CRÉDIT EN FRANCE DEPUIS LE MILIEU
DES ANNÉES QUATRE-VINGT-DIX**

John Baude

Septembre 2005

NER - E # 132



**L'IMPACT DES CHOCS BOURSIERS SUR
LE CRÉDIT EN FRANCE DEPUIS LE MILIEU
DES ANNÉES QUATRE-VINGT-DIX**

John Baude

Septembre 2005

NER - E # 132

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 ».

The Working Paper Series 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'impact des chocs boursiers sur le crédit en France depuis le milieu des années quatre-vingt-dix¹

John Baude

¹ Je remercie Michel Boutillier et Renaud Lacroix pour leurs relectures, commentaires et conseils. Mes remerciements s'adressent également à Jean-Stéphane Mésonnier, rapporteur de cet article présenté en séminaire de recherche le 17 mai 2005 à la Banque de France, pour ses nombreuses remarques et suggestions.

Résumé

La présente étude tente de dissocier, dans les fluctuations du crédit en France, l'impact des chocs boursiers intervenus depuis le milieu des années quatre-vingt-dix, des effets plus traditionnels dus au cycle d'activité. Pour ce faire, elle repose sur un modèle qui privilégie deux actifs financiers : le crédit et les actions. D'après les simulations de ce modèle, les entreprises en France se seraient montrées bien plus sensibles que les ménages aux chocs boursiers. L'effet de richesse aurait eu une incidence assez limitée sur le crédit aux ménages. En revanche, l'effet de structure du bilan aurait largement contribué à l'expansion du crédit aux entreprises. La hausse des cours boursiers durant la seconde moitié des années quatre-vingt-dix aurait d'abord fortement valorisé les fonds propres des sociétés et leur aurait dès lors permis de s'endetter davantage. Puis l'éclatement de la bulle boursière à partir du milieu de l'année 2000 aurait réduit ce surplus de crédit sans pour autant l'annuler en 2004.

Mots clés : crédit, actions, chocs boursiers.

Classification JEL : E51, G11.

Abstract

This study attempts to distinguish, in the impact on credit in France, between the effects of stock market shocks occurred since the mid-1990s and more traditional effects, stemming from the business cycle. To do so, it uses a model focused on two financial assets: loans and equities. According to the simulations of this model, companies in France appear much more sensitive than households to stock market shocks. Wealth effects seem to have a fairly limited impact on loans to households. However, the balance sheet structure effect appears to be largely responsible for the expansion of loans to companies. The rise in stock prices in the latter half of the 1990s seems to have sharply increased companies' equity capital, thus allowing them to increase their leverage. The bursting of the equity bubble as of mid-2000 then appears to have contracted this positive credit gap but it was not entirely offset in 2004.

Keywords: credit, shares, stock market shocks.

JEL Classification: E51, G11.

Résumé non technique

Les fortes fluctuations boursières intervenues depuis le milieu des années quatre-vingt-dix, à la hausse jusqu'à la fin de 2000, à la baisse depuis lors malgré le redressement des cours observé en 2003 et 2004, ont induit des plus ou moins-values latentes importantes mais aussi d'amples variations de la capitalisation des sociétés cotées. Celles-ci ont vraisemblablement pesé sur la perception que les agents économiques pouvaient avoir de leur situation financière et de ce fait ont influé sur leur comportement financier et leur recours au crédit. Dans les fluctuations de ce dernier, qu'il soit le fait des ménages ou des entreprises, la présente étude tente de dissocier les effets d'une contrainte financière spécifique, imputable aux chocs boursiers, de ceux plus traditionnels, dus au cycle d'activité.

Pour ce faire, l'étude repose sur un modèle, « Le crédit par l'action », qui retrace les comportements financiers des ménages et des entreprises sur la récente période d'instabilité boursière, de 1995 à 2003. Il utilise les comptes financiers trimestriels publiés à l'automne 2004 par la Banque de France. De par le sujet traité, il privilégie deux actifs financiers : le crédit et les actions. Il permet dès lors d'analyser les comportements d'endettement de ces deux agents, la structure de leur portefeuille financier ainsi que la composition du passif des entreprises. En revanche, il ne prend pas en compte le patrimoine immobilier des ménages et mesure de ce fait l'impact sur le crédit des seules bulles boursières.

Dans ce modèle, les flux d'emprunts bancaires des ménages et des entreprises sont supposés dépendre non seulement de leurs dépenses de consommation et d'investissement mais aussi de leur situation financière. Plus précisément, s'agissant des ménages, ils sont fonction de leur richesse nette et, s'agissant des entreprises, de la part des emprunts dans leur passif. En cas de choc boursier, l'encours des actions détenues par les ménages et la valorisation des fonds propres des entreprises sont modifiés. La situation financière de ces deux agents, et partant leur recours au crédit s'en trouvent affectés.

D'après les simulations de ce modèle, les entreprises en France se seraient montrées bien plus sensibles que les ménages aux chocs boursiers. L'effet de richesse aurait eu une incidence assez limitée sur le crédit aux ménages. En revanche, l'effet de structure du bilan aurait largement contribué à l'expansion du crédit aux entreprises. La hausse des cours boursiers durant la seconde moitié des années quatre-vingt-dix aurait fortement valorisé les fonds propres des sociétés et leur aurait dès lors permis de s'endetter davantage. L'encours de crédit aux entreprises aurait été accru d'un peu plus de 8% en 2001 par rapport à l'évolution qui aurait été la sienne en l'absence de bulle boursière.

Cette accélération du crédit se serait interrompue à partir de 2002. L'éclatement de la bulle boursière à compter du milieu de l'année 2000 aurait alors commencé à exercer ses effets compte tenu des délais de diffusion. Dans un premier temps, il aurait quasiment stabilisé en 2002 le surplus de crédit aux entreprises par rapport à l'évolution de référence puis il aurait inversé la tendance. Le surplus de crédit aurait ainsi commencé de s'éroder en 2003 et se serait encore contracté en 2004. Mais il ne se serait pas annulé car la diffusion des chocs s'étalerait sur plusieurs années et, de surcroît, la baisse des cours n'a pas effacé la hausse antérieure.

Ce surplus de crédit encore conséquent, conjugué à une forte émission de titres de créance, a sans doute contribué, entre autres facteurs, à soutenir l'investissement des entreprises mais au prix d'une sensible dégradation de leur taux d'endettement jusqu'au début de l'année 2002. Pour autant, cet excès d'endettement s'est déjà résorbé dans une assez large mesure et le processus, s'il marque le pas en 2004, n'en demeure pas moins à un stade plus avancé que dans l'ensemble de la zone euro.

Non technical summary

The significant stock market fluctuations observed since the mid-1990s have generated major unrealised holding gains and losses and sizeable changes in the market capitalisation of listed companies. Indeed, stock prices rose up to 2000 and then fell until 2003-2004, when they posted a recovery. Such fluctuations have no doubt affected the way in which economic agents perceive their financial position and have consequently influenced their financial behaviour and their use of credit. This study attempts to distinguish, in changes in household and company borrowing behaviour, between the effects of a specific financial constraint, attributable to stock market shocks, and more traditional effects, stemming from the business cycle.

To do so, the study uses a model, based on the quarterly financial accounts published by the Banque de France in autumn 2004, that tracks the financial behaviour of households and companies over the recent period of equity market turbulence between 1995 and 2003. Given the subject under review, the model focuses on two financial assets - loans and equities – thus making it possible to analyse the borrowing behaviour of these two agents, the structure of their financial assets and the composition of companies' liabilities. However, it does not take account of households' real estate assets and therefore measures only the impact of equity market bubbles on credit.

In this model, it is assumed that flows of bank loans to households and companies not only depend on their consumption and investment spending but on their financial position as well. More specifically, in the case of households, they depend on their net wealth and, in the case of companies, on the share of loans in their liabilities. A stock market shock brings about changes in outstanding amounts of equities held by households and in the valuation of companies' equity capital. The financial position of these two agents and, consequently, their borrowing behaviour are affected.

According to the simulations of this model, companies in France appear much more sensitive than households to stock market shocks. Wealth effects seem to have a fairly limited impact on loans to households. However, the balance sheet structure effect appears to be largely responsible for the expansion of loans to companies. The rise in stock prices in the latter half of the 1990s seems to have sharply increased companies' equity capital, thus allowing them to increase their leverage. Outstanding loans to companies appeared to rise by just over 8% in 2001 compared with the amount by which they would have increased had there not been an equity market bubble.

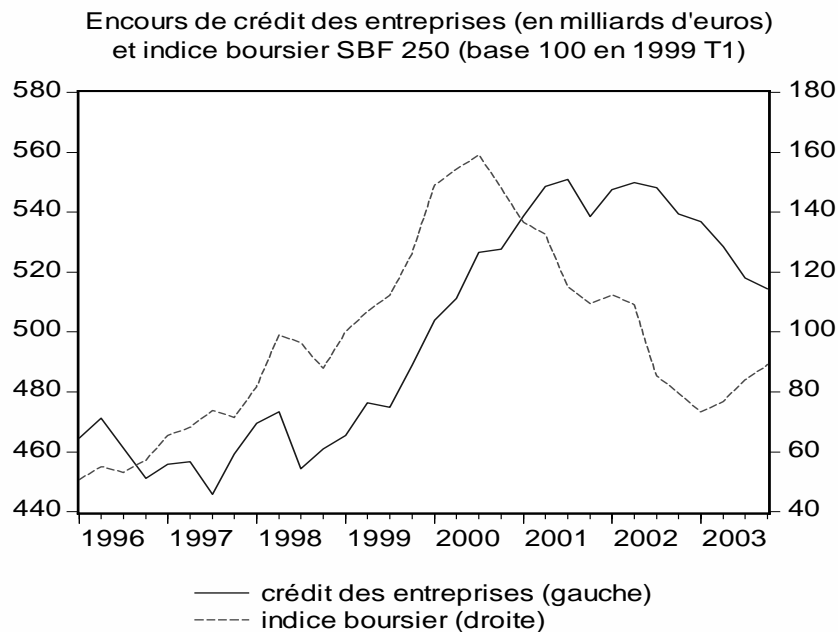
This increase in borrowing seems to have come to a halt in 2002. The bursting of the equity bubble as of mid-2000 then appears to have started to produce an impact owing to the transmission lag. Initially, in 2002, it appears to have almost stabilised the corporate credit gap in relation to the reference trend and then it appears to have reversed the movement. In 2003, the corporate credit gap started to contract and narrowed further in 2004. But it was therefore not entirely offset as shocks are transmitted over a number of years and, moreover, the correction in stock prices did not offset the previous rise.

This credit gap, together with strong issuance of debt securities, has no doubt contributed, inter alia, to underpinning corporate investment but at the expense of a sharp deterioration in companies' debt ratio up to early 2002. Nonetheless, this credit gap has to a great extent been absorbed and the process, while remaining at a standstill in 2004, is nevertheless more advanced than in the other euro area countries.

1. Introduction

Depuis une dizaine d'années, l'économie française a été soumise comme les autres économies développées à une forte instabilité boursière. Les cours, après avoir connu une forte hausse durant la seconde moitié des années quatre-vingt-dix, se sont repliés jusqu'en 2002 au point d'effacer en grande partie le boom précédent même si une reprise s'est amorcée en 2003. De telles fluctuations ont pu modifier les comportements financiers des agents économiques. Sont souvent évoqués les effets de richesse des ménages : leur patrimoine par exemple amoindri par une chute de la Bourse les incite ou les contraint à réviser à la baisse leurs dépenses de consommation et d'investissement logement. De même, une diminution de la richesse nette des entreprises augmente en théorie le coût d'un financement extérieur et réduit leurs dépenses d'investissement (HUBBARD (1994)) car celles-ci, pour les ménages comme pour les sociétés, se réalisent le plus souvent par l'intermédiaire de l'obtention d'un crédit. Intervient alors un autre agent économique, les banques. Ce n'est pas seulement la demande de crédit mais également l'offre qui peut se trouver modifiée et renforcer les effets de richesse « directs », liés au seul comportement des ménages. Pour reprendre l'exemple précédent d'un repli des cours boursiers, les banques restreignent alors leur offre de prêts en raison de la dégradation de la situation financière de leur clientèle. En effet, la baisse des cours entraîne une dévalorisation du patrimoine des ménages et des entreprises, et partant de leurs portefeuilles de garanties mobilisables à l'appui de nouveaux emprunts. En outre, elle dévalorise les fonds propres des sociétés si bien que leur levier d'endettement² augmente mécaniquement et s'écarte de son niveau optimal. La contraction du crédit permet de corriger ce déséquilibre. Enfin, les établissements de crédit peuvent se montrer plus restrictifs en matière de prêt du fait de la détérioration de leurs propres comptes.

L'étude de DETKEN & SMETS (2004), qui porte sur dix-huit pays industrialisés, met en évidence la concomitance des chocs sur le crédit et les prix d'actifs. Pour la France, une observation graphique semble néanmoins indiquer que le crédit aux entreprises a épousé les évolutions de la Bourse avec un retard d'un à deux ans. Toutefois, celles-ci sont corrélées à la conjoncture économique et l'on ne peut distinguer à ce stade ce qui relève d'un effet de comportement traditionnel, dû au cycle d'activité, et d'une contrainte financière spécifique, imputable aux chocs boursiers.



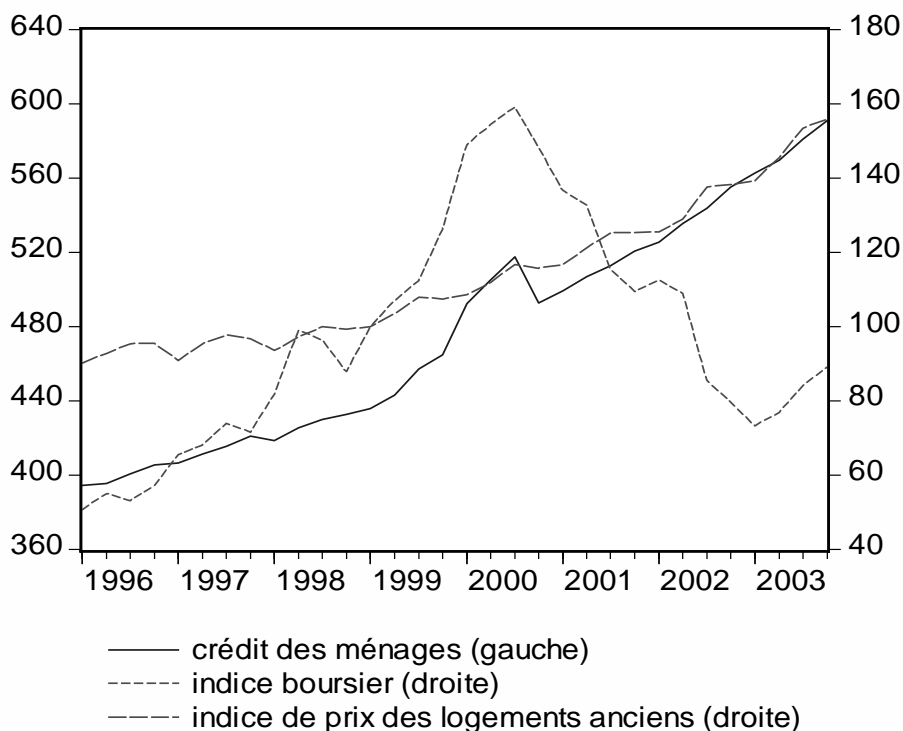
² Le levier d'endettement est le rapport de la dette aux fonds propres.

En outre, les mécanismes à l'œuvre peuvent être très différents d'un agent à l'autre. Le crédit aux ménages ne paraît pas affecté par les fluctuations de la Bourse, sans doute parce qu'il recouvre très majoritairement des prêts à l'habitat, l'investissement immobilier constituant à la fois la garantie et le motif du crédit. Or, si la bulle boursière a éclaté en 2000, les prix de l'immobilier sont restés orientés à la hausse tout au long de la période étudiée.

Cet article tente d'évaluer plus précisément, au moyen d'un modèle, dans quelle mesure le crédit aux entreprises ou aux ménages s'est révélé sensible aux chocs boursiers et à eux seuls : le patrimoine immobilier n'est aucunement pris en compte. En particulier, la question d'un éventuel redéploiement des investisseurs vers les placements immobiliers, consécutif à la baisse de la Bourse, n'est pas abordée dans cette étude.

Le modèle « Le crédit par l'action », ici proposé, utilise les nouveaux comptes financiers trimestriels publiés par la Banque de France à l'automne 2004. Ils permettent d'estimer de manière économétrique les comportements financiers des agents sur la période récente, de 1995 à 2003. Classiquement, les modèles traitant de ces questions financières estiment la structure de portefeuille des agents. Un choc boursier modifie le poids de chacun des actifs financiers, sans que l'on sache dissocier l'effet des plus-values (ou moins-values) de celui d'un changement de comportement. Or, c'est précisément la mesure distincte de ces effets qui nous intéresse ici. Aussi a-t-on complété le modèle par les flux financiers et les plus-values en tant que de besoin.

Encours de crédit des ménages (en milliards d'euros)
 indice boursier SBF 250
 et indice du prix des logements anciens en France
 (base 100 en 1999 T1)



2. Le modèle « Le crédit par l'action »

2.1. Présentation

La relation de base de la comptabilité nationale³, qui dissocie les flux de la valorisation pour retracer la variation d'un encours, permet de mesurer ces deux effets.

Toutefois, cette présentation utilisée en comptabilité nationale, où les encours sont exprimés en valeur de marché, n'existe pas en comptabilité d'entreprise où ils sont jusqu'à présent enregistrés au coût historique. Si les variations boursières ne modifient pas le bilan des agents économiques, ceux-ci peuvent en revanche procéder à des calculs de valorisation ou s'en faire une idée et ajuster en conséquence leurs comportements financiers. L'hypothèse implicite dans cette étude est qu'ils ont une parfaite connaissance des conséquences de la valorisation sur leur situation financière.

Destiné à mesurer l'influence des chocs boursiers sur le crédit, le modèle « Le crédit par l'action » que nous proposons n'a pas la visée exhaustive du modèle MEFISTO qui étudiait l'ensemble des comportements financiers (Equipe MEFISTO (1992)). De taille réduite et conçu pour un exercice qui se limite à l'objet de l'étude, il requiert un certain nombre d'hypothèses supplémentaires et de variables exogènes, sans que ces simplifications n'empêchent pour autant la mesure des effets les plus significatifs.

Ainsi, compte tenu du sujet traité, le modèle privilégie deux produits financiers : le crédit et les actions⁴, et distingue trois agents : les établissements de crédit⁵ bien sûr et leurs principaux clients que sont les entreprises et les ménages (y compris les entrepreneurs individuels). L'équilibre comptable de chaque marché financier s'ajuste sur un agent « autres » qui regroupe les non-résidents, les administrations publiques et les institutions financières non bancaires. Son comportement n'est donc pas modélisé. Quant à l'équilibre comptable du patrimoine financier de chaque agent, il est soldé sur l'actif d'un produit « divers » qui comprend essentiellement les dépôts, les obligations, les titres de créances négociables et d'OPCVM ainsi que les réserves techniques d'assurances. De ce fait, le crédit bancaire octroyé à une entreprise ou à un ménage accroît sa dette et augmente d'autant son actif « divers » sous forme de dépôts, voire de placements financiers. Les émissions de ce même produit « divers », au passif du bilan des agents, ne sont pas modélisées mais considérées comme exogènes car l'étude se concentre sur les interactions entre actions et crédit. Ainsi, les émissions d'actions par les entreprises sont modélisées.

Dans ce modèle, les flux de crédit aux ménages et aux entreprises sont supposés dépendre, non seulement de leurs dépenses de consommation et d'investissement, mais aussi de leur situation financière. Plus précisément, s'agissant des ménages, ils sont fonction de leur richesse nette et s'agissant des entreprises, de la part des emprunts bancaires dans leur passif. En cas de choc boursier, l'impact sur l'encours des actions détenues par les ménages et sur la valorisation des fonds propres des entreprises modifie la situation financière de ces deux agents, ce qui affecte donc les conditions d'octroi du crédit à chacun d'eux.

³ Relation (R) : Variation d'un encours = flux + valorisation + ajustements (changements de définition, dits changements de volume, et ajustements divers). Au terme de valorisation utilisé en comptabilité nationale, on préférera celui de plus-values (ou de moins-values), plus courant en économie, qui s'applique à un résultat et non à un processus.

⁴ Le crédit (F411+F421 dans la nomenclature des TOF) concerne les prêts à court ou long terme des institutions financières aux agents non financiers. Les actions (F51) regroupe les actions cotées ou non, en euros et en devises, ainsi que les participations, hors titres d'OPCVM. Par souci de simplification, la part en actions des titres d'OPCVM n'est pas prise en compte, faute de pouvoir être mesurée avec précision.

⁵ Le secteur ainsi nommé par commodité couvre en fait plusieurs secteurs de comptabilité nationale, de S122A à S122E. Par conséquent, il regroupe non seulement les banques mais aussi les caisses d'épargne, la Caisse des Dépôts et Consignations, les sociétés financières et assimilées ainsi que les institutions financières spécialisées.

La dynamique de l'accélérateur financier n'est toutefois pas retracée dans son intégralité par ce modèle. L'accroissement du crédit, donc des dépenses, ne rétroagit pas sur l'indice boursier⁶. Cette variable sur laquelle portent les chocs étudiés est exogène. En outre, il n'existe pas, ici, d'effet retour de la « sphère financière » vers la « sphère réelle ». Les dépenses des ménages et des entreprises, exogènes, sont censées dans cette étude ne dépendre ni du crédit ni des plus-values (ou moins-values). Dans nombre de modèles macro-économiques⁷ concernant la France, les déterminants usuels de la consommation et de l'investissement des ménages ainsi que de l'investissement des entreprises ne tiennent pas compte au demeurant de ces deux variables financières. Le crédit n'est pas considéré comme un facteur explicatif mais comme une modalité de financement et l'effet de richesse, non significatif, ne figure pas dans l'équation de consommation. Ces hypothèses simplificatrices sur l'absence d'influence du crédit et des plus-values sur les dépenses des agents sont ici reconduites. Certes, dans les études consacrées à ce sujet dans un cadre plus limité, l'influence des plus-values boursières sur la consommation des ménages en France est parfois mise en évidence. Cependant, lorsque c'est le cas, cette influence est d'une ampleur variable. En moyenne, une hausse de 1% du patrimoine boursier des ménages français pourrait dynamiser à long terme la croissance annuelle de leur consommation d'un peu moins de 0,02 point⁸. Dans le cas d'une bulle boursière de 150% en 5 ans, l'accélération moyenne de ces dépenses atteindrait alors ½ point de croissance par an. Les conséquences des chocs boursiers, mesurées avec ce modèle dans un cadre limité à la sphère financière, ne sont donc qu'une première approximation de mécanismes plus complexes qui interagissent avec la sphère réelle.

Outre les dépenses, les intérêts seraient le seul poste des comptes d'agents susceptibles d'être modifié et d'affecter la capacité de financement dans le cadre de ce modèle. Mais celui-ci néglige l'impact sur les intérêts que peuvent avoir les variations de l'encours du crédit consécutives aux chocs boursiers, faute de pouvoir distinguer aisément, pour les entreprises, les intérêts liés au crédit de ceux dus à l'émission de titres. Dépenses et charges financières étant exogènes, les capacités de financement des ménages et des entreprises le sont aussi par conséquent.

Enfin les variables de prix sont exogènes : d'une part les indices boursiers, d'autre part les taux d'intérêt nominaux ou réels.

2.2. Les équations économétriques de comportement financier

Le modèle « Le crédit par l'action » inclut des équations de comportement. Elles retracent l'évolution du crédit des ménages et des entreprises, la part des actions dans le patrimoine financier de ces deux agents économiques et dans celui des banques, ainsi que la structure du passif des entreprises.

Les données utilisées sont les comptes financiers trimestriels⁹ en base 1995, qui couvrent la période 1995 T1 – 2003 T4.

Les équations sont estimées par la méthode des moindres carrés ordinaires.

Tous les ratios sont exprimés en pourcentage.

⁶ Cf. KIYOTAKI & MOORE (1997) pour l'interaction entre crédit et prix d'actif ainsi que CLERC (2001) pour une revue de littérature sur l'accélérateur financier.

⁷ Des modèles récents sont Mésange de la Direction de la Prévision (ALLARD-PRIGENT & alii, (2002)) et e-mod.fr de l'OFCE (CHAUVIN Valérie & alii (2002)). D'autres, plus anciens, sont présentés dans une des Notes Etudes et Recherche de la Banque de France (Banque de France, CEPREMAP, Direction de la Prévision, Erasme, INSEE et OFCE (1996)). Seul le modèle Mascotte de la Banque de France fait dépendre la consommation des ménages français des crédits de trésorerie (BAGHLI Mustapha & alii (2004))

⁸ ODONNAT Ivan & RIEU Anne-Marie (2003) ; LUDWIG Alexander & SLOK Torsten (2002) ; BOONE Laurence, GIORNO Claude & RICHARDSON Pete (1998)

⁹ Une présentation de ces comptes est faite dans la note de méthode disponible sur www.banque-france.fr (rubrique Statistiques/Séries chronologiques/Comptes nationaux financiers trimestriels)

Codes des variables du modèle « Le crédit par l'action »

C : crédit

A : actions

N : solde des créances et dettes (richesse nette en encours et capacité de financement en flux)

T : total de l'actif financier (ou du passif dans le cas des émissions d'actions)

g_A : plus-values (ou moins-values) sur les actions

y_m : revenu disponible brut des ménages

y_s : excédent brut d'exploitation des entreprises

y : PIB nominal

d_m : consommation et investissement logement des ménages

d_s : investissement des entreprises (y compris les entrepreneurs individuels)

r_{LT} : taux des emprunts d'Etat à 10 ans

\dot{p} : croissance de l'indice des prix IPCH en glissement annuel (en %)

I : indice boursier en moyenne trimestrielle

\dot{I} : taux de croissance trimestrielle de cet indice (en %)

EI : écart (en %) de cet indice à sa tendance, moyenne mobile calculée sur 20 trimestres

1_{00-03} : variable indicatrice qui vaut 0 de 1995T1 à 2000 T3 durant le choc boursier à la hausse et 1 ensuite

M pour les ménages, y compris les entrepreneurs individuels

S pour les entreprises

B pour les banques

Les majuscules se rapportent aux encours, les minuscules aux flux.

' désigne le passif, '' le solde.

A. Le crédit

Les équations de crédit comportent des effets de demande des ménages ou des entreprises, liés à l'activité et au taux d'intérêt (son coefficient est négatif) que l'on peut trouver dans des travaux sur la zone euro (CALZA & alii, 2001) ou sur certains pays membres (FASE & alii, 1992 ; MANRIQUE & SAEZ, 1998). Elles incluent aussi des effets d'offre émanant des banques à travers leur prise en compte de la richesse financière nette des ménages ou du poids des emprunts dans le passif des entreprises.

Le crédit étant étroitement lié à des dépenses, donc à des flux, les équations le concernant sont elles aussi estimées à partir des flux. Plus précisément, les variables endogènes sont des taux d'accumulation qui rapportent les flux de crédit cumulés sur une année glissante¹⁰ à l'encours observé un an plus tôt. Ces variables sont intégrées d'ordre 1 (cf. annexe), même si des taux d'accumulation ne peuvent être que stationnaires sur très longue période, sauf à entraîner des évolutions exponentielles.

Crédit aux ménages :

¹⁰ Bien que les flux de crédit présentent des éléments de saisonnalité, on a retenu des séries brutes afin de préserver la cohérence comptable d'ensemble avec les encours ou avec les autres produits financiers. Mais le cumul des flux de crédit sur une année glissante réduit, sinon élimine, la saisonnalité laquelle est par ailleurs peu présente dans les encours et autres variables en niveau.

$$\frac{\sum_{i=0}^3 c_{m_{t-i}}}{C_{m_{t-4}}} = x_1 \frac{\sum_{i=0}^3 d_{m_{t-4-i}}}{\sum_{i=0}^3 y_{m_{t-4-i}}} + x_2 \frac{N_{m_{t-4}}}{\sum_{i=0}^3 y_{m_{t-4-i}}} + x_3 (r_{LT} - \dot{p})_{t-4} + x_4 \text{temps} + x_5$$

Test ADF (0 retard et 5 variables)	Valeur critique au seuil de..	
	1%	5%
	5,41	4,76

Les valeurs critiques sont extraites de la table de Engle et Yoo pour un échantillon de 50 points

La relation est donc stationnaire au seuil de 5%¹¹.

DW = 1,83

LM¹² = 54%

Le résidu est un bruit blanc.

Puisque le résidu est un bruit blanc, l'équation estimée est complète. Elle ne comporte pas d'effet de structure, mesurant le poids du crédit dans le passif – celui-ci est composé quasi exclusivement d'emprunts -, qui puisse exercer une force de rappel vers un équilibre. En revanche, elle présente un effet en niveau de la richesse financière, comme dans certaines équations de consommation. Cette spécification aura des conséquences importantes sur les résultats des simulations concernant le crédit aux ménages. Un choc boursier modifiera durablement le niveau de la richesse financière des ménages, donc de leur crédit à travers cette équation, sans que cet effet s'épuise.

Crédit aux ménages	<i>x1</i>	<i>x2</i>	<i>x3</i>	<i>x4</i>	<i>x5</i>
Coefficient	1,022	0,011	-0,584	0,065	-92,22
T de Student	(3,51)	(2,24)	(-1,99)	(2,23)	(-3,45)

Période d'estimation : 1996 T1 – 2003 T4

R² = 0,84

SER = 0,72

Le crédit aux ménages dépend en premier lieu de leur propension à consommer et à investir en logements. Leurs dépenses, antérieures au crédit dans l'équation, n'en sont pas la contrepartie en biens et services, évitant de la sorte tout biais d'estimation. Elles constituent en revanche un indicateur du caractère plus ou moins dépensier des ménages, qui augure de l'évolution du crédit octroyé à ces derniers. Ainsi, une augmentation d'un point du ratio dépenses / revenu disponible entraîne une élévation de même ampleur du taux d'accumulation du crédit. La situation financière des ménages ainsi que les conditions d'emprunt constituent d'autres facteurs déterminants pour le crédit. Tout d'abord, la richesse financière nette des ménages qui, en plus du patrimoine immobilier¹³, tient lieu de garantie pour les banques, a un impact positif sur le taux d'accumulation du crédit (il est majoré de 0,1 point pour une augmentation de 10 points de la richesse des ménages rapportée à leur revenu disponible). A l'inverse, une hausse d'un point du taux d'intérêt réel à long terme l'abaisse de 0,6 point au bout d'un an. Cet effet est bien révélateur de l'importance de l'endettement sur longue période des ménages, résultant des achats immobiliers. Enfin la tendance déterministe, souvent présente dans les travaux sur le crédit aux ménages, traduit le recours croissant de ces derniers à ce

¹¹ L'échantillon est de taille réduite (32 points) pour effectuer des tests statistiques. Mais on ne peut pas pallier cet inconvénient par la mise en œuvre de la technique du bootstrap qui ne s'applique pas aux relations de cointégration.

¹² La statistique de Breusch-Godfrey teste l'hypothèse nulle d'une absence d'auto-corrélation des résidus.

¹³ La richesse nette immobilière des ménages, qui constitue un actif largement utilisé en garantie de leurs crédits, n'a pu être prise en compte dans ce modèle, faute de données trimestrielles sur le capital logement.

mode de financement de leurs dépenses compte tenu d'une offre de plus en plus diversifiée et adaptée à leurs besoins.

Crédit aux entreprises :

$$\frac{\sum_{i=0}^3 c_{S_{t-i}}}{C_{S_{t-4}}} = x_1 \left(\frac{C_S}{T_S} \right)_{t-4} + x_2 \frac{\sum_{i=0}^3 n_{S_{t-4-i}}}{\sum_{i=0}^3 y_{S_{t-4-i}}} + x_3 \frac{\sum_{i=0}^3 d_{S_{t-4-i}}}{\sum_{i=0}^3 y_{t-4-i}} + x_4 (r_{LT} - \dot{p})_{t-8} + x_5 \text{temps}$$

Test ADF (0 retard et 5 variables) : 5,70

La relation est donc stationnaire au seuil de 1%.

DW = 2,01

LM = 62%

Le résidu est un bruit blanc.

Crédit aux entreprises	<i>x1</i>	<i>x2</i>	<i>x3</i>	<i>x4</i>	<i>x5</i>
Coefficient	-0,732	-0,121	3,811	-1,554	-0,381
(T de Student)	(-8,49)	(-4,84)	(11,10)	(-4,29)	(-8,872)

Période d'estimation : 1996 T1 – 2003 T4 (avec une variable indicatrice en 1999 T3)

R² = 0,92

SER = 1,14

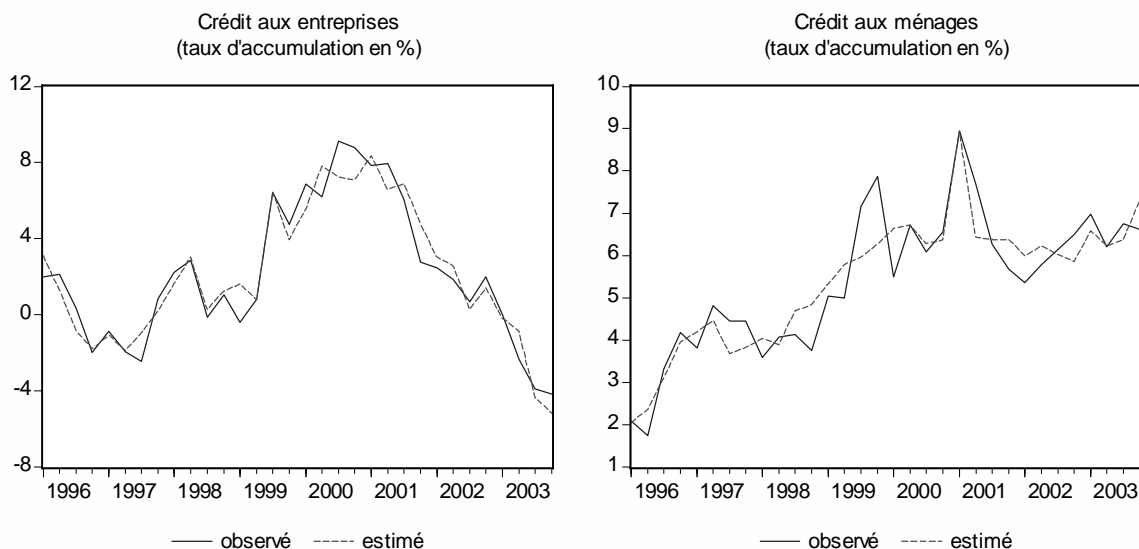
Le crédit aux entreprises, destiné aux dépenses d'équipement pour un peu moins de la moitié, est déterminé par l'effort d'investissement des sociétés et par leur épargne financière. A mesure que s'intensifie cet effort, ici mesuré par le ratio investissement / PIB nominal (il est retardé d'un an pour éviter tout biais de simultanéité avec la variable endogène), le crédit augmente. Une hausse d'un point de ce ratio majore le taux d'accumulation du crédit de 3,8 points. Par ailleurs, le recours à l'emprunt est d'autant plus important que l'autofinancement est insuffisant. Le ratio qui rapporte la capacité de financement¹⁴ à l'excédent brut d'exploitation influe donc négativement sur le crédit.

Le montant des emprunts contractés par les entreprises reflète un comportement d'offre des banques mais aussi de demande de la part des actionnaires et des managers. Les premières veillent à ce que la dette ne déséquilibre pas le bilan des sociétés et ne conduise en particulier à un levier d'endettement excessif. Les actionnaires peuvent aussi se montrer attentifs à un tel ratio, soucieux de « tenir » la société par les fonds propres et de limiter l'influence des banques. Enfin, les dirigeants d'entreprises peuvent également vouloir que ce levier ne s'écarte pas de son niveau optimal, qui est fonction de la fiscalité¹⁵. Pour traduire cette préoccupation commune des actionnaires, des dirigeants d'entreprises et des banques quant à la structure du bilan, même si les motivations sont divergentes, un effet de structure, mesurant le poids de la dette dans le total du passif, est donc introduit dans cette équation. Cette variable, stationnaire autour d'une constante, induit un mécanisme correctif si la dette dépasse un certain seuil, qui en freine alors la progression. En outre, une variable temps a été introduite, qui rend compte notamment de la désintermédiation bancaire dans le financement des dépenses des entreprises. Enfin, celles-ci se révèlent plus sensibles que les ménages à l'évolution des taux d'intérêt pour leur demande de crédit. Une hausse d'un point du taux long réel diminue le taux d'accumulation de 1,6 point au bout de deux ans.

¹⁴ Pour conserver une homogénéité des données utilisées dans ce modèle, il s'agit d'une capacité de financement calculée à partir des flux totaux du TOF et non de celle, publiée par l'INSEE, extraite des TEE.

¹⁵ MODIGLIANI Franco & MILLER Merton H. (1963)

Il résulte de ce qui précède que, pour les entreprises comme pour les ménages, les cours boursiers n'exercent pas d'effet direct sur le crédit. Leur influence, seulement indirecte, se manifeste au travers de la richesse financière nette des ménages et du levier d'endettement des entreprises.



B. Les placements et les émissions d'actions

Conformément aux modèles financiers basés sur la théorie du portefeuille, l'équation pour chacun des agents porte sur la part des actions dans le total de son actif. Son évolution épouse d'assez près celle de l'indice boursier. Mais elle se révèle encore plus sensible, sur un plan économétrique, à l'écart de cet indice à sa tendance, obtenue par la moyenne mobile arithmétique¹⁶ des 20 derniers trimestres. Faute de mesure de la durée moyenne de détention d'une action, cet écart constitue une approximation du rendement¹⁷ global d'un tel placement dans un contexte financier fortement évolutif depuis le milieu des années quatre-vingt-dix. Pour chacun des agents, cet écart de l'indice boursier à sa tendance de longue période explique, dans une large mesure, la part des actions dans le total de l'actif. Ce sont toutes des variables intégrées d'ordre 1.

Mais la composition du portefeuille résulte aussi de la rentabilité des produits financiers alternatifs. Dans chacune des équations, la part des actions est d'autant plus élevée que le taux obligataire est faible. En revanche, le taux d'intérêt à court terme n'y est pas significatif.

A ces facteurs de rendement s'ajoute celui, plus temporaire, de la croissance trimestrielle de l'indice boursier. Il traduit à la fois un comportement spéculatif et un effet comptable de valorisation qui, en cas de hausse de la Bourse par exemple, gonfle l'encours des actions en comparaison des autres produits financiers.

¹⁶ La simulation d'un choc boursier suppose que la tendance des marchés intègre progressivement ce choc et se modifie en conséquence. En d'autres termes, pour gérer leur portefeuille, les agents économiques apprécient la conjoncture financière au regard de l'information nouvelle. Une tendance calculée à partir d'une moyenne mobile arithmétique a pour avantage d'être endogène et facilement calculable dans un modèle linéaire.

¹⁷ Les dividendes ne sont pas pris en compte dans les rendements mais leurs faibles variations en comparaison des indices ne sont pas déterminantes ; de même le rendement relatif des actions par rapport à celui d'autres titres, nettement plus inerte, est étroitement corrélé à l'indice boursier.

Enfin, toutes les équations comportent une variable indicatrice en 1998 T3¹⁸.

Actions à l'actif des ménages

$$\left(\frac{A_m}{T_m}\right)_t = x_1 \frac{N_{m_{t-1}}}{\sum_{i=0}^3 y_{m_{t-1-i}}} + x_2 \dot{I}_t + x_3 EI_{t-2} + x_4 r_{LT_{t-1}} + x_5$$

Test ADF (0 retard et 5 variables) : 5,48

La relation est donc stationnaire au seuil de 1%.

DW = 2,03

LM = 31,4%

Actions à l'actif des ménages	$x1$	$x2$	$x3$	$x4$	$x5$
Coefficient	0,033	0,181	0,080	-0,617	22,044
T de Student	(2,35)	(7,74)	(7,23)	(-1,76)	(5,34)

Période d'estimation : 1996 T2 – 2003 T4

$R^2 = 0,94$

SER = 1,24

L'équation relative aux ménages inclut en outre un effet de patrimoine. Les ménages sont d'autant plus enclins à investir en actions, produit financier le plus risqué, que leur richesse financière nette, rapportée à leur revenu annuel, est importante.

Actions à l'actif des banques

$$\left(\frac{A_B}{T_B}\right)_t = x_1 \dot{I}_t + x_2 EI_{t-1} + x_3 r_{LT_{t-2}} + x_4 + x_5 1_{00-03}$$

Test ADF (0 retard et 4 variables)	Valeur critique au seuil de 1%
5,03	4,94

Les valeurs critiques sont extraites de la table de Engle et Yoo pour un échantillon de 50 points

La relation est donc stationnaire au seuil de 1%.

DW = 1,83

LM = 91,7%

Le résidu est un bruit blanc.

Actions à l'actif des banques	$x1$	$x2$	$x3$	$x4$	$x5$
Coefficient	0,094	0,050	-0,633	12,733	3,086
(T de Student)	(6,27)	(13,96)	(-4,30)	(17,47)	(-8,38)

¹⁸ La présence d'une variable indicatrice en 1998 T3, commune aux équations de placements et d'émission d'actions ainsi qu'à trois des quatre équations de valorisation présentées ci-après, traduit vraisemblablement un problème statistique pour les données de ce trimestre. Peut-être est-il lié au changement de la base BAFI intervenu ce trimestre-là, base qui rassemble des données individuelles sur les institutions financières en France et qui est utilisée pour l'élaboration des comptes financiers trimestriels.

Période d'estimation : 1996 T1 – 2003 T4
 $R^2 = 0,92$
 $SER = 0,60$

L'équation relative aux banques comporte une rupture sur la constante quand survient la chute de la Bourse à la fin de l'année 2000. Toutes choses égales par ailleurs, la part des actions dans l'actif des banques est majorée de 3 points à partir de 2000 T4. La variable muette compense l'incidence exagérée de la baisse de l'indice boursier SBF 250 qui couvre l'ensemble des secteurs de l'économie alors que les banques détiennent en grande proportion des actions émises par d'autres banques. Or le cours de ces dernières n'a pas enregistré de forte baisse depuis l'année 2000, comme en atteste l'indice de valorisation implicite calculé pour les fonds propres des banques (cf. calcul et graphique ci-après dans §2.3.).

Actions à l'actif des entreprises

Relation stationnaire :

$$\left(\frac{A_S}{T_S}\right)_t = x_1 \dot{I}_t + x_2 EI_{t-1} + x_3 r_{LT,t-1} + x_4$$

Actions à l'actif des entreprises	$x1$	$x2$	$x3$	$x4$
Coefficient	0,117	0,151	-2,096	54,74

Période d'estimation : 1996 T1 – 2003 T4
 $R^2 = 0,90$

Test ADF (4 variables et 0 retard)	Valeur critique au seuil de 10%
4,10	4,02

Les valeurs critiques sont extraites de la table de Engle et Yoo pour un échantillon de 50 points

La relation est stationnaire au seuil de 10%.
 $DW = 1,20$. Le résidu n'est donc pas un bruit blanc.

Si l'on compare cette relation aux équations concernant les ménages et les banques, ce sont les entreprises qui se révèlent les plus sensibles à la conjoncture financière. L'écart de l'indice boursier a un impact deux fois plus important que pour les ménages, trois fois plus que pour les banques. De même, les entreprises se montrent bien plus réactives que les deux autres agents pour modifier leur portefeuille en actions à la suite d'une variation du taux d'intérêt à long terme.

L'équation est ensuite complétée d'un terme auto-régressif de manière à « blanchir » le résidu.

$$\left(\frac{A_S}{T_S}\right)_t = x_1 \left(\frac{A_S}{T_S}\right)_{t-1} + x_2 \dot{I}_t + x_3 EI_{t-2} + x_4 r_{LT,t-2} + x_5$$

Actions à l'actif des entreprises	$x1$	$x2$	$x3$	$x4$	$x5$
Coefficient	0,308	0,192	0,103	-1,086	35,82
(T de Student)	(2,74)	(6,04)	(5,70)	(-2,43)	(5,62)

Période d'estimation : 1996 T2 – 2003 T4
 $R^2 = 0,94$
SER = 1,67
DW = 2,31
LM = 22,6%
Le résidu est un bruit blanc.

Malgré la présence de ce terme auto-régressif, le portefeuille en actions des entreprises réagit à peine plus lentement à la conjoncture financière. Le délai moyen d'ajustement est en effet de seulement 0,4 trimestre.

Actions au passif des entreprises

La variable endogène est le ratio des fonds propres sur la dette contractée par crédit, c'est-à-dire l'inverse du levier d'endettement. Elle dépend, comme dans les équations précédentes, de l'écart de l'indice boursier à sa tendance et de sa croissance trimestrielle. En outre, la variable temps prend en compte le développement des émissions d'actions sous forme de participations dans des filiales. Ce phénomène, qui résulte pour une part de l'utilisation de comptes non consolidés mais agrégés, conduit en effet à une proportion croissante des fonds propres dans le passif des entreprises, qui se traduit ici par une augmentation tendancielle de la variable endogène.

$$\left(\frac{A'_S}{C_S} \right)_t = x_1 \dot{I}_t + x_2 EI_{t-1} + x_3 \text{temps} + x_4$$

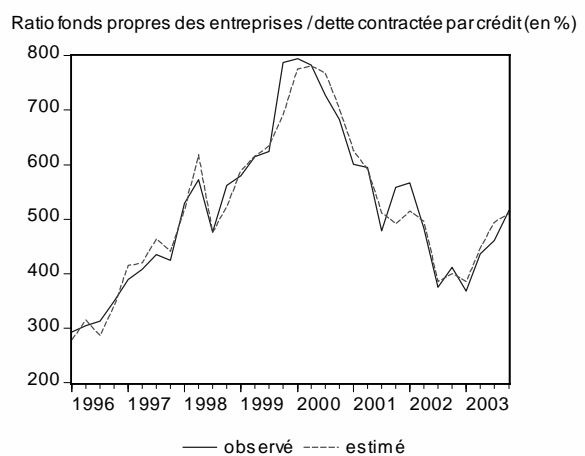
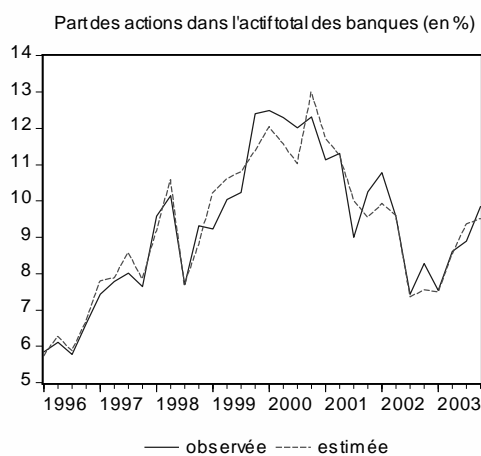
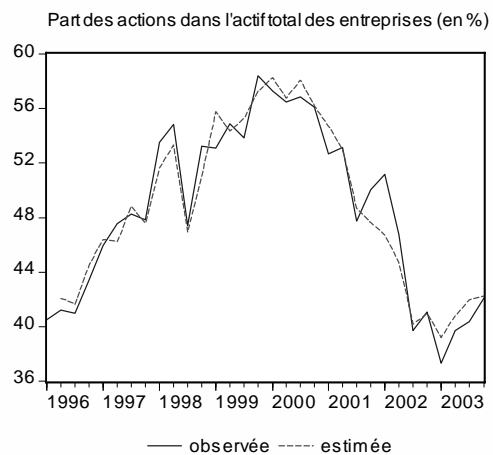
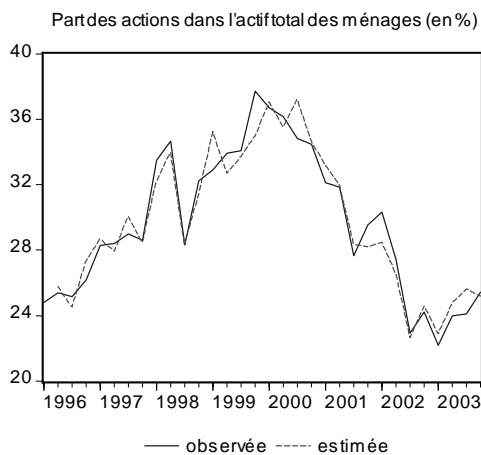
Test ADF (0 retard et 4 variables) : 5,09
La relation est donc stationnaire au seuil de 1%.
DW = 1,84
LM = 75,7%
Le résidu est un bruit blanc.

Actions au passif des entreprises	$x1$	$x2$	$x3$	$x4$
Coefficient	5,499	3,459	10,714	-236,25
(T de Student)	(8,09)	(20,89)	(14,64)	(-5,09)

Période d'estimation : 1996 T1 – 2003 T4
 $R^2 = 0,95$

Actions au passif des banques

Les émissions d'actions par les banques sont exogènes dans le modèle. En effet, il s'agit dans une large mesure d'émissions de capital réservées aux salariés pour le plan d'épargne. Ce sont là des opérations particulières qui relèvent de la politique salariale des banques, à date fixe dans l'année, et par conséquent indépendantes de la conjoncture boursière. L'encours des actions figurant au passif des banques représente environ 10% à la fin de 2003 du total des actions au passif des entreprises et des banques.



L'estimation indépendante, non simultanée, des équations n'a pas induit de biais significatifs comme l'atteste la simulation dynamique rétrospective du modèle (cf. annexe). Celle-ci agrège les erreurs liées aux interactions de toutes les équations et les cumule au fil du temps sur toute la période d'estimation. Or les évolutions constatées et simulées convergent sur l'ensemble de cette période.

2.3. La valorisation

Les équations estimées sur les parts en actions de l'actif total d'un agent ou sur le ratio inverse du levier d'endettement des entreprises concernent des encours et ne permettent pas de dissocier à ce stade les effets liés à l'accumulation de flux de ceux imputables à la valorisation. Aussi les équations de valorisation ont-elles pour but de déterminer cette dernière - les flux sont alors déduits de la relation comptable mentionnée précédemment.

Ces équations traduisent de façon économétrique des relations comptables permettant le calcul de la valorisation. Celui-ci porte, dans cette étude, sur l'ensemble des actions alors qu'en comptabilité nationale il est réalisé à un niveau plus fin de la nomenclature (actions cotées ou non, actions en euros ou en devises, autres participations). La présence d'une tendance dans ces équations traduit les éventuelles déformations de structure de cet agrégat.

Les indices boursiers utilisés sont ceux observés en fin de trimestre puisqu'ils valorisent des encours et non leur niveau moyen comme dans les équations de placements et d'émissions.

Équation de valorisation :

$$\frac{g_A}{A_{t-1}} = x1 \left(\frac{j_t}{j_{t-1}} - 1 \right) + x2 \left(\frac{je_t}{je_{t-1}} - 1 \right)$$

A : encours d'actions à l'actif (même équation avec l'encours d'actions au passif \bar{A})

g_A : valorisation des actions

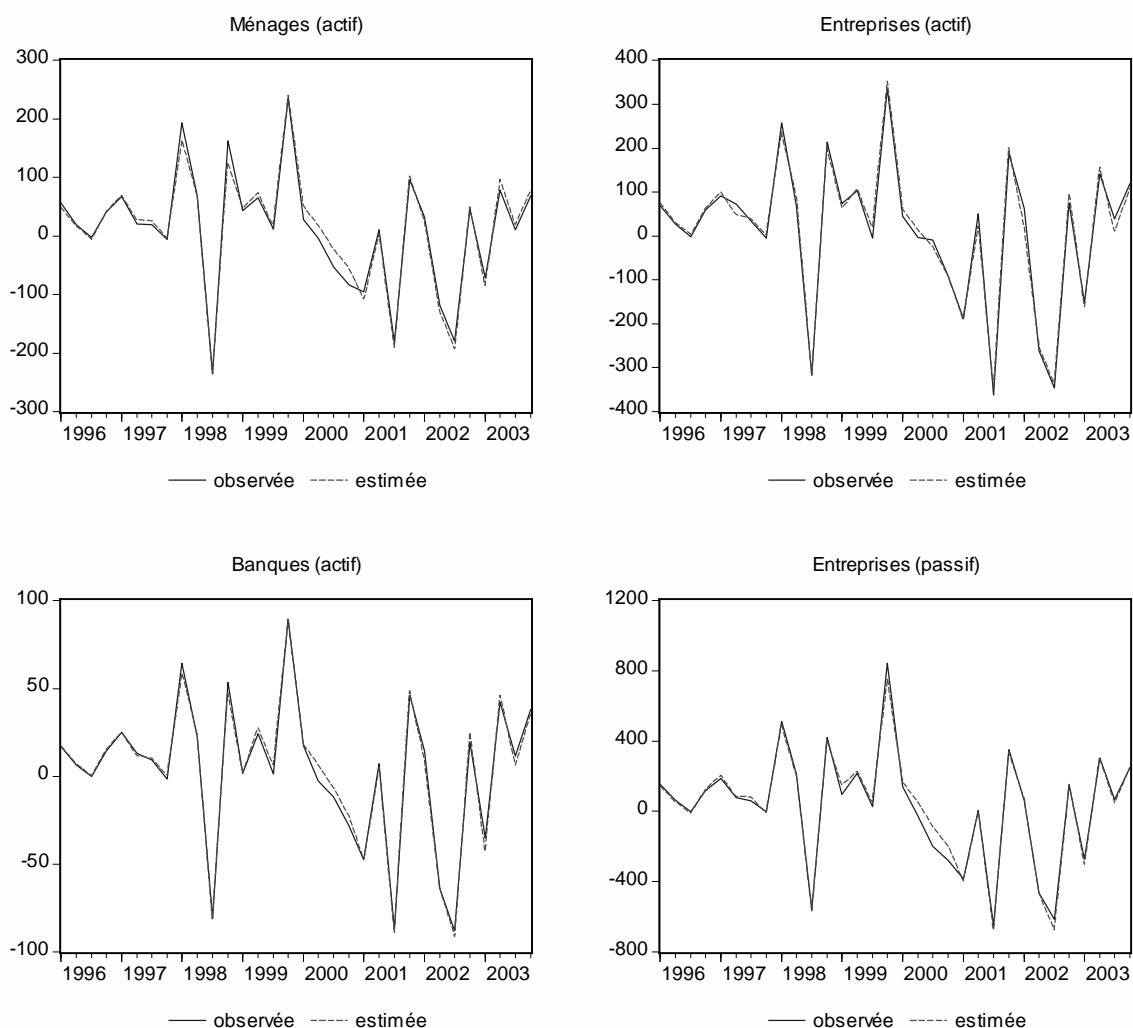
j : indice boursier SBF250 en fin de trimestre

je : moyenne pondérée¹⁹ des indices boursiers en fin de trimestre des principaux pays partenaires de la France, complétée des effets de change

Coefficient (T de Student)	x1	x2	Autres	
Actif des entreprises	0,80 (29,42)	0,07 (3,49)	trend et constante dummy en 98 T3	R2=0,99 DW=2,29
Passif des entreprises	0,91 (54,16)		trend et constante	R2=0,99 DW=1,59
Actif des banques	0,86 (33,82)	0,04 (2,13)	trend et constante dummies en 98 T3, 99 T1	R2=0,99 DW=2,43
Actif des ménages	0,88 (36,24)		dummy en 98 T3	R2=0,98 DW=1,59

¹⁹ La pondération, utilisée dans l'élaboration des comptes nationaux et reprise ici, traduit la composition géographique, par « grands » pays émetteurs, de l'encours de titres étrangers détenus par les résidents. Il s'agit d'une pondération glissante annuelle.

Valorisation des actions
(en milliards d'euros)



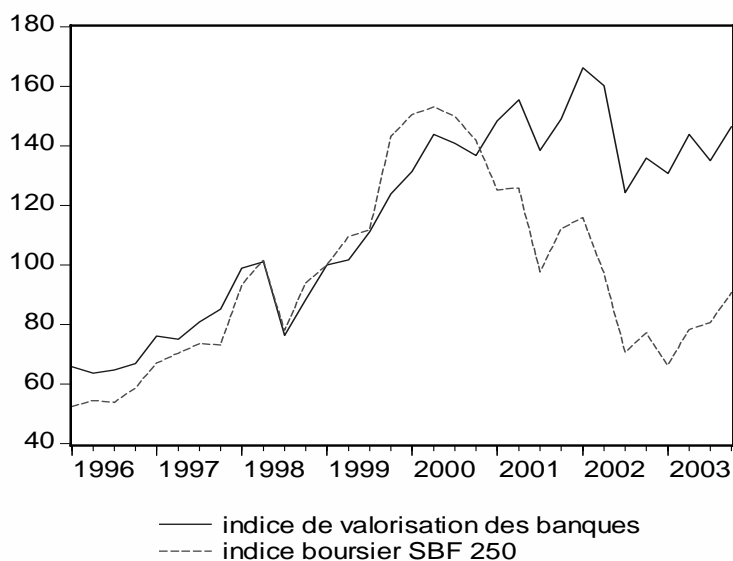
L'indice boursier SBF 250, qui recense les 250 plus fortes capitalisations boursières de la place de Paris, ne peut valoir pour le seul secteur des banques. De ce fait, pour les actions à leur passif, on calcule l'indice de valorisation implicite. Son taux de croissance est obtenu à partir des plus-values et de l'encours moyen sur un trimestre (encours de la fin du trimestre précédent + ½ flux) selon la relation suivante :

$$\frac{g_{A'_B}}{(A'_B + 0.5a'_B)}$$

Ce taux est ensuite appliqué au niveau 100 fixé arbitrairement au 1^{er} trimestre de 1999, comme pour les autres indices boursiers utilisés.

Jusqu'à la fin des années quatre-vingt-dix, les fonds propres des banques profitent de la même embellie boursière que les autres secteurs présents dans l'indice SBF 250. Mais ils ne connaissent pas le repli des cours qui s'ensuit. Malgré un léger repli en 2002, l'indice de valorisation implicite demeure globalement stable sur la période 2000-2003. Par construction, l'équation de valorisation dans le modèle devient une simple relation comptable.

**Indice boursier SBF 250
et indice de valorisation implicite du passif des banques
(niveaux de fin de trimestre, base 100 en 1999 T1)**



2.4. Les principaux mécanismes du modèle « Le crédit par l'action »

La mise en jeu simultanée des relations comptables et des équations économétriques au sein du modèle « Le crédit par l'action » révèle une dynamique selon laquelle un choc boursier à la hausse favorise l'accroissement du crédit octroyé aux agents (cf. variante choc de 20% sur les indices boursiers). Tout d'abord il valorise les encours d'actions. Les plus-values majorent l'actif des ménages et les fonds propres des entreprises. Pour les premiers, le crédit augmente via un effet de richesse. Pour les secondes, il augmente du fait de leur incitation à recourir à l'effet de levier face à une offre des banques stimulée par les perspectives de rentabilité accrue que laisse augurer l'évolution haussière du cours boursier de l'emprunteur.

Par ailleurs, un choc boursier à la hausse induit un effet spéculatif et un effet de rendement de long terme, qui conduisent les agents à majorer la part des actions dans leur patrimoine financier au détriment des autres produits mais ces opérations de réallocation sont neutres sur le niveau de l'actif total de chacun des agents. Seule la valorisation, en définitive, accroît la richesse financière nette des ménages et favorise une augmentation de leur crédit par une meilleure garantie offerte aux banques. Les mêmes effets de spéculation et de rendement modifient la structure du passif des entreprises dont le levier d'endettement²⁰ diminue.

Ainsi les encours d'actions de tous les agents, à l'actif et au passif, s'accroissent. Cela gonfle plus encore les plus-values et il s'ensuit une dynamique d'ensemble favorable au crédit. Toutefois celle-ci s'épuise. D'une part l'effet de valorisation et l'effet spéculatif, immédiats et ponctuels dans le cas d'un choc constant en niveau, ne peuvent l'entretenir ; d'autre part, l'effet de rendement, de moindre ampleur, s'annule à mesure que la tendance de l'indice boursier absorbe le choc. De ce fait, les agents réduisent peu à peu leurs placements et émissions en actions de sorte que leur portefeuille financier et le passif des entreprises retrouvent à terme la structure qui aurait été la leur si le choc boursier n'avait eu lieu.

²⁰ Le levier est le rapport de la dette aux fonds propres.

Ces conséquences financières d'un choc boursier ont un impact sur l'activité réelle. Par l'intermédiaire du crédit ou plus directement par le changement de la situation financière des agents, ce choc influe sur les dépenses des ménages et des entreprises. Leur capacité de financement s'en trouve modifiée, ce qui devrait de nouveau rétroagir sur le crédit. Mais ce mécanisme de bouclage n'est pas pris en compte dans ce modèle qui ne décrit pas les comportements de la « sphère réelle » et qui suppose les capacités de financement exogènes. Les effets mesurés, sans rétroaction de l'activité réelle, constituent donc une approximation de l'impact global d'un choc boursier sur le crédit.

3. L'impact des deux chocs boursiers

3.1. Des effets inégaux sur le crédit

Pour mesurer à l'aide du modèle l'impact sur le crédit des chocs boursiers, on privilégie deux phases. L'une, de 1997 T1 à 2000 T3, est caractérisée par une forte hausse des cours, en rupture avec la tendance des années précédentes. L'autre, à l'inverse globalement marquée par la forte baisse de la Bourse, s'étend de 2000 T4 à 2003 T4. Cette décomposition est schématique et ne tient pas compte en particulier du rebond amorcé en 2003.

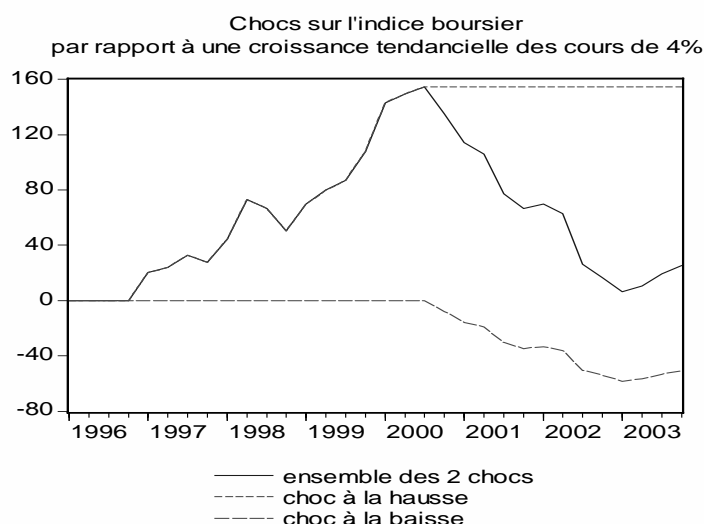
Les chocs sont calibrés par différence entre le niveau observé de l'indice boursier SBF250 et celui prolongé à partir de la tendance en cours durant la première moitié de la décennie quatre-vingt-dix, au rythme de 4% l'an. La simulation obtenue avec cette tendance tient lieu de compte central. Pour les banques, l'absence de comptes financiers trimestriels antérieurs à l'année 1995 ne permet pas de calculer la tendance de l'indice de valorisation implicite. On la suppose identique à celle de l'indice SBF 250 et le choc est mesuré de la même manière. En revanche, la moyenne pondérée des indices boursiers étrangers complétée des effets de change, telle qu'elle figure dans les équations de valorisation, n'affiche pas de tendance. Aussi cette variable n'est-elle pas modifiée dans les variantes envisagées, les fluctuations des changes compensant celles des Bourses étrangères. Elle n'intervient de toute façon que marginalement dans les équations de valorisation.

Les effets des chocs boursiers sont donc évalués par rapport à ce compte central. Une première variante mesure l'impact de l'ensemble des deux chocs. Les deux variantes suivantes se rapportent respectivement à la phase de hausse²¹ des cours puis à leur baisse.

Choc boursier
(écart à la tendance de 4% des années 1991-95)

Écart en %	1997 T4	1998 T4	1999 T4	2000 T3	2001 T4	2002 T4	2003 T4
SBF 250	27,5	50,6	107,9	154,7	66,7	16,6	25,5
Banques	26,6	27,7	73,5	93,1	96,7	74,0	82,1

²¹ A partir du 4^{ème} trimestre 2000, quand les cours ont commencé de chuter, se superposent les effets des deux chocs, à la hausse (effets retardés) et à la baisse. Il faut par conséquent simuler la variante associée au premier choc sur l'ensemble de la période. Mais la hausse étant interrompue, on doit faire une hypothèse quant à l'évolution des cours boursiers durant cette seconde phase. Ils sont alors prolongés selon la tendance de 4% l'an.



Ménages : effets sur les taux d'accumulation du crédit
et sur la part des actions dans le patrimoine financier
(écart au compte central en points et en moyenne annuelle)

Écart en points	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Crédit	0,0	0,2	0,4	0,6	0,9	0,5	0,3
Actions	2,6	5,2	6,7	9,3	4,1	-0,9	-2,4

Ménages : effets sur les encours de crédit et d'actions détenues
(écart au compte central en % et en moyenne annuelle)

Écart en %	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Crédit	0,0	0,2	0,6	1,1	2,0	2,5	2,8
Actions	18,0	35,1	48,1	73,3	37,2	7,2	-2,7
Flux	-10,1	-13,5	-21,1	-32,4	-32,7	-30,8	-27,3
Valorisation	28,1	48,6	69,3	105,7	69,9	38,1	24,6

Entreprises : effets sur les taux d'accumulation du crédit
et sur la part des actions dans le patrimoine financier
(écart au compte central en points et en moyenne annuelle)

Écart en points	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Crédit	0,0	1,7	2,5	1,9	2,3	0,3	-1,2
Actions	3,1	6,7	9,1	11,8	5,6	-2,1	-5,8

Entreprises : effets sur les encours de crédit et d'actions détenues
(écart au compte central en % et en moyenne annuelle)

Écart en %	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Crédit	0,0	1,7	4,3	6,1	8,6	9,0	7,8
Actions	20,0	36,9	31,8	43,3	2,9	-22,9	-29,9
Flux	-5,6	-8,2	-23,6	-29,3	-32,1	-35,7	-33,9
Valorisation	25,6	45,1	55,4	72,6	35,0	12,7	4,0

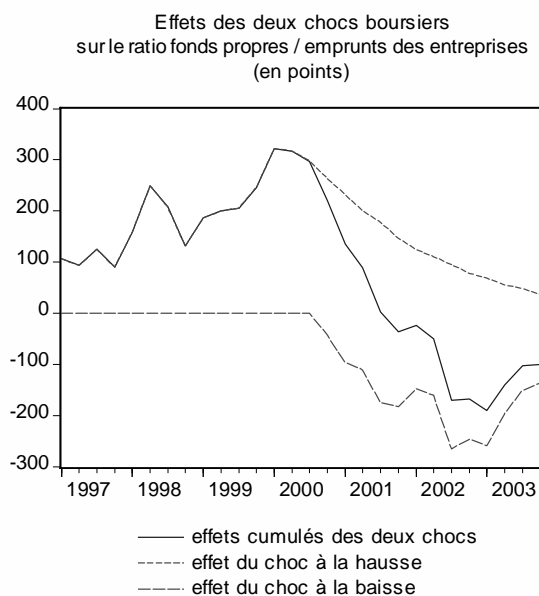
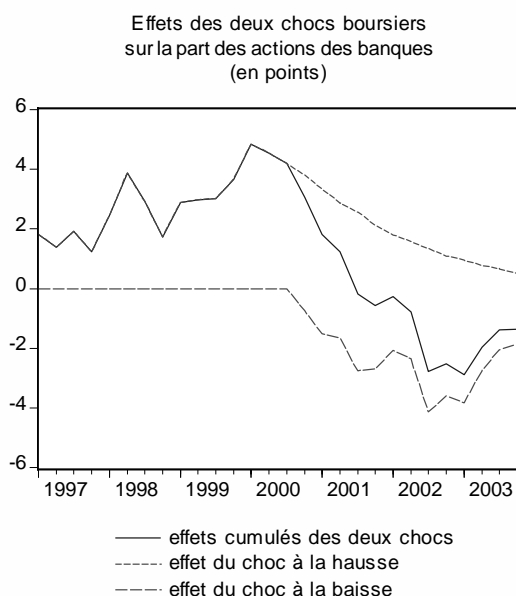
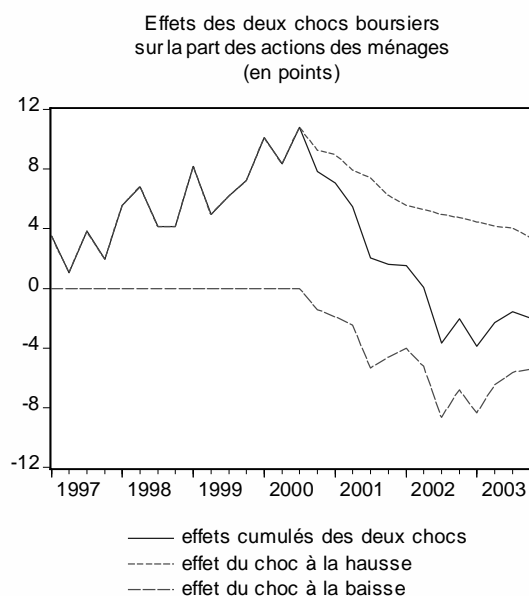
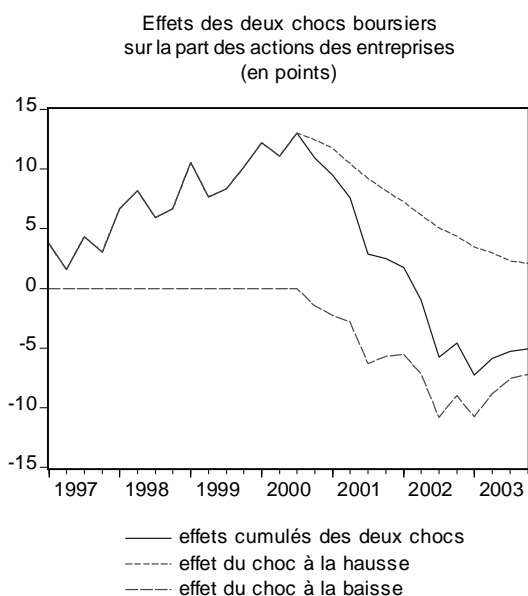
Banques : effets sur les taux d'accumulation du crédit
et sur la part des actions dans le patrimoine financier
(écart au compte central en points et en moyenne annuelle)

Écart en points	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Crédit	0,0	1,0	1,5	1,3	1,6	0,3	-0,6
Actions	1,6	2,8	3,2	4,2	0,6	-1,6	-1,9

Banques : effets sur les encours de crédit et d'actions détenues
(écart au compte central en % et en moyenne annuelle)

Écart en %	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Crédit	0,0	1,0	2,4	3,6	5,3	5,7	5,1
Actions	28,2	47,6	49,8	61,5	9,7	-13,8	-17,7
Flux	-1,5	-4,4	-15,2	-21,1	-27,8	-25,1	-18,4
Valorisation	29,7	52,0	65,1	82,6	37,5	11,3	0,8

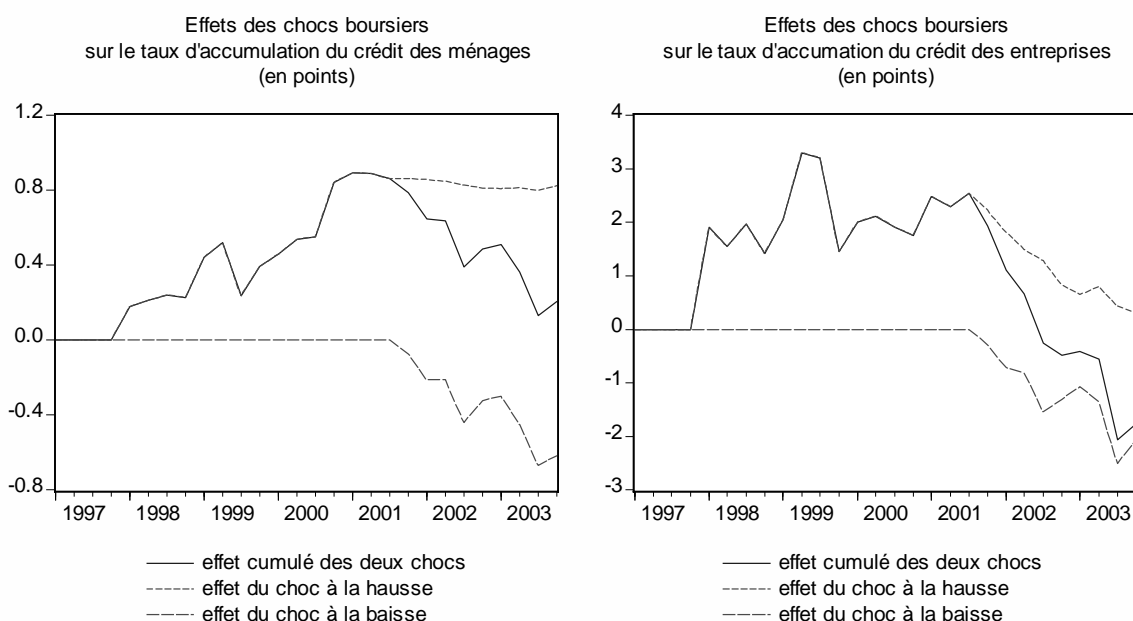
Jusqu'en 2000 T3, le choc boursier est de 155% par rapport à la tendance qu'aurait eu l'indice en moyenne trimestrielle s'il avait conservé une croissance tendancielle de 4% (un peu plus de 160% pour l'indice en fin de trimestre) et d'un peu moins de 100% pour les banques. Cette forte hausse durant la seconde moitié des années quatre-vingt-dix aurait accru la part des actions dans le patrimoine financier des ménages de 9,3 points en 2000 et de 11,8 points cette même année dans le cas des entreprises. Le surcroît de richesse financière pour les premiers, le moindre poids des emprunts dans le passif pour les seconds, auraient favorisé le crédit durant toute cette période. En 2001, compte tenu des délais de réaction, le taux d'accumulation aurait ainsi augmenté respectivement de 0,9 et 2,3 points et l'encours de crédit de 2 et 8,6%.



Les effets de la hausse de la Bourse sur la composition du patrimoine des agents ou sur la structure du passif des entreprises auraient faibli progressivement à partir de 2002 et tendraient à s'annuler. L'impact sur le taux d'accumulation du crédit des entreprises aurait diminué lui aussi jusqu'à disparaître à moyen terme. En revanche, dans le cas des ménages; il serait demeuré positif et stabilisé à 0,8 point (cf. graphique ci-après). Cette différence tient à ce que le crédit des ménages serait sensible au niveau de la richesse financière alors que celui des entreprises serait fonction, non d'un niveau de l'actif ou de la dette, mais de la structure du passif, d'après les équations économétriques retenues dans le modèle. En l'absence de baisse des cours, le niveau de l'encours d'actions aurait conservé intégralement l'effet de valorisation tandis que la structure du passif ou du patrimoine financier aurait fini par retrouver sa composition d'avant le choc boursier (pour l'explication détaillée des mécanismes, cf. variante choc de 20% en annexe).

Ensuite est survenue la baisse des cours. Amorcée dès la fin de l'année 2000, elle est aussi de très forte ampleur même si elle n'annule pas complètement la hausse précédente, et concentrée sur une période de plus courte durée puisque les indices amorcent une remontée à partir du 2^{ème} trimestre de 2003. A la

fin de l'année 2002, l'indice en moyenne trimestrielle n'est plus supérieur à la tendance que de 16,6%. En revanche, l'indice relatif aux banques n'épouse pas la forte baisse des autres secteurs d'activité. Il ne fléchit que très modérément et l'écart demeure élevé.



L'ensemble des fluctuations boursières enregistrées depuis la fin de l'année 2000 n'est donc pas le symétrique de la hausse observée durant la seconde moitié des années quatre-vingt-dix. Néanmoins, des effets opposés à ceux décrits précédemment, quoique de moindre ampleur, se seraient donc manifestés. Ainsi, ce choc boursier à la baisse aurait réduit la part des actions dans le portefeuille des agents. De même, il aurait abaissé le taux d'accumulation du crédit des entreprises et des ménages en deçà de ses niveaux du compte central. L'écart serait de -1,8 point pour les premières, de -0,5 point pour les seconds.

Effets sur le taux d'accumulation du crédit
des ménages et des entreprises
(écart au compte central en % et en moyenne annuelle)

Écart en %	ménages		entreprises	
	hausse	baisse	hausse	baisse
2000 T3	0,5		1,9	
2003 T4	0,8	-0,5	0,5	-1,8

Effets sur les encours de crédit des ménages et des entreprises
(écart au compte central en % et en moyenne annuelle)

Écart en %	ménages		entreprises	
	hausse	baisse	hausse	Baisse
2000 T3	0,9		5,7	
2003 T4	3,6	-0,8	11,0	-2,9

3.2. Implications en termes de stabilité financière

Les résultats des simulations montrent que les effets du choc boursier à la hausse seraient en train de s'estomper tandis que ceux du choc à la baisse auraient pris le relais. Au total, en 2003, il s'en serait suivi un recul des actions dans le portefeuille des agents par rapport au scénario central (-5,8 points pour les entreprises et -2,4 points pour les ménages), un plus faible taux d'accumulation du crédit aux entreprises (-1,2 point), un taux à peine supérieur dans le cas des ménages (0,3 point). Le ralentissement de la distribution de nouveaux prêts aux sociétés, dû à la baisse de la Bourse, devrait finir par réduire leur surplus de crédit mais les effets sur l'encours, plus inerte, ne seraient significatifs qu'à moyen terme. Ainsi à l'issue des deux chocs il aurait subsisté en 2003 un surplus de crédit, bien plus important pour les entreprises (7,8%) que pour les ménages (2,8%).

Ces résultats sont évidemment sensibles à l'hypothèse faite sur la croissance tendancielle de la Bourse. Toutefois, si celle-ci devait être deux fois plus forte, sur un rythme annuel de 8 % au lieu de 4%, les ordres de grandeur ne seraient pas très différents. Les chocs sont d'une ampleur telle que cette hypothèse ne se révèle pas déterminante.

Choc boursier
(écart de l'indice SBF250 à la tendance)

Écart en %	1997 T4	1998 T4	1999 T4	2000 T3	2001 T4	2002 T4	2003 T4
Tendance de 4%	27,5	50,6	107,9	154,7	66,7	16,6	25,5
Tendance de 8%	30,0	47,7	96,0	133,1	45,3	-2,3	1,1

Impact du choc boursier sur le taux d'accumulation du crédit
selon l'hypothèse retenue sur la croissance tendancielle annuelle de la Bourse

Écart au compte central (en points)	Année 2001		Année 2003	
	4%	8%	4%	8%
Croissance tendancielle de la Bourse				
Entreprises	2,3	2,0	-1,2	-1,5
Ménages	0,9	0,7	0,3	0,1

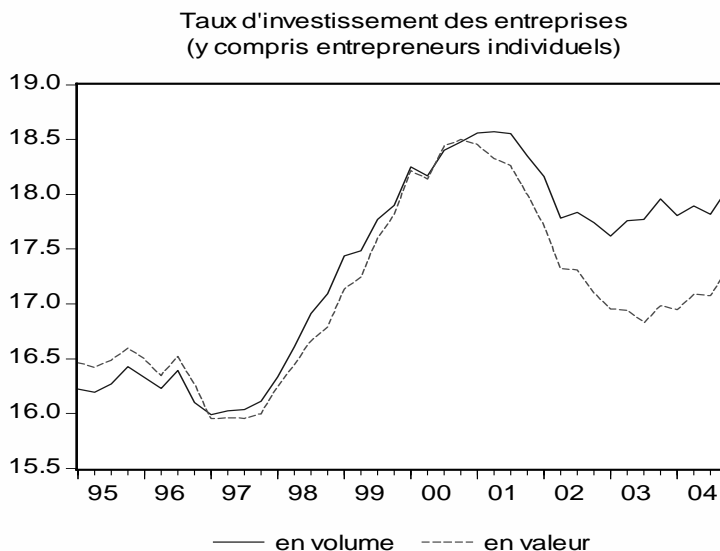
Impact du choc boursier sur l'encours de crédit
selon l'hypothèse retenue sur la croissance tendancielle annuelle de la Bourse

Écart au compte central (en %)	Année 2001		Année 2003	
	4%	8%	4%	8%
Croissance tendancielle de la Bourse				
Entreprises	8,6	8,1	7,8	6,5
Ménages	2,0	1,7	2,8	2,2

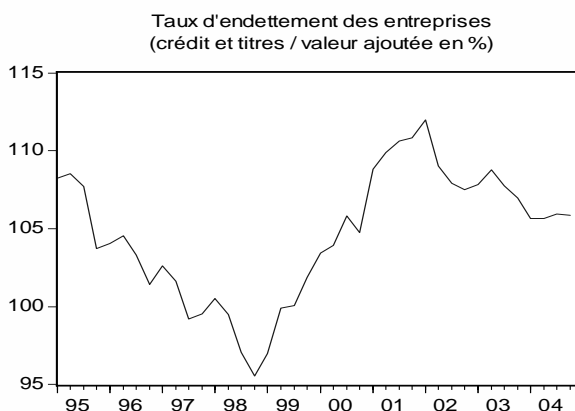
Ces estimations peuvent souffrir d'autres hypothèses et limites inhérentes au modèle, telles que l'indépendance du taux d'intérêt à long terme à l'égard de la Bourse ou le caractère exogène de la « sphère réelle ». Sur ce dernier point, le modèle financier présenté ici se heurte aux mêmes limites que d'autres, plus complets, comme MEFISTO. Cette étude ne mesure donc que la dimension spécifiquement financière de l'impact des chocs boursiers sur le crédit et ne prend pas en compte les effets secondaires induits par les répercussions sur l'activité réelle.

Il n'en demeure pas moins que les variations du crédit consécutives aux chocs boursiers ont dû infléchir ou refléter l'évolution des dépenses des agents, surtout celle de l'investissement des entreprises, compte tenu de l'ampleur des effets mesurés précédemment pour chacun d'eux. Après

l'éclatement de la bulle boursière, le surplus de crédit encore conséquent, conjugué à une forte émission de titres de créance, a sans doute contribué, entre autres facteurs, à ce que le taux d'investissement des sociétés, en valeur et en volume, ait conservé jusqu'en 2003 un niveau supérieur à celui observé en 1998, année où l'économie était engagée dans une phase de croissance bien plus soutenue.



Mais cet effort d'investissement après la chute des cours boursiers s'est fait au prix d'une sensible dégradation du taux d'endettement des entreprises (+8 points de valeur ajoutée du milieu de l'année 2000 jusqu'au 1^{er} trimestre 2002). Pour autant, cet excès d'endettement s'est déjà résorbé dans une assez large mesure (-6 points de valeur ajoutée des sociétés à la fin de l'année 2004, soit - 3,5 points de PIB). En outre, ce processus d'assainissement, aussi rapide qu'aux Etats-Unis (-3,3 points de PIB depuis la fin de 2001), paraît nettement plus avancé que dans l'ensemble de la zone euro (-0,6 point de PIB jusqu'au 3^{ème} trimestre de 2004). Certes, il semble marquer le pas en 2004. Mais, pour peu que les entreprises françaises continuent de recourir modérément à de nouveaux emprunts auprès des banques ou sur les marchés de capitaux, l'épuisement progressif de leur surplus de crédit devrait faciliter le rééquilibrage de leurs structures financières au cours des prochaines années.



4. Conclusion

D'après les simulations du modèle « Le crédit par l'action », les entreprises en France se seraient montrées bien plus sensibles que les ménages aux chocs boursiers. L'effet de richesse aurait eu une incidence assez limitée sur le crédit aux ménages. En revanche, l'effet de structure du bilan aurait largement contribué à l'expansion du crédit aux entreprises. La hausse des cours boursiers durant la seconde moitié des années quatre-vingt-dix aurait fortement valorisé les fonds propres des sociétés et leur aurait dès lors permis de s'endetter davantage que ne le laissait prévoir le cycle d'activité.

Cette accélération du crédit se serait interrompue à partir de 2002. Outre le ralentissement de l'activité, l'éclatement de la bulle boursière à compter du milieu de l'année 2000 aurait alors commencé à exercer ses effets compte tenu des délais de diffusion. Dans un premier temps, il aurait quasiment stabilisé en 2002 le surplus de crédit aux entreprises par rapport à l'évolution de référence puis il aurait inversé la tendance. Le surplus de crédit aurait ainsi commencé de s'éroder en 2003 et se serait encore contracté en 2004 pour revenir à 6% sous l'hypothèse d'une croissance tendancielle de la Bourse de 4% l'an (avec une hypothèse alternative de 8%, le surplus aurait atteint 4,5% en 2004). Il ne s'est donc pas annulé car la diffusion des chocs s'étale sur plusieurs années et, de surcroît, la baisse des cours n'a pas effacé la hausse antérieure.

Ce surplus de crédit encore conséquent, conjugué à une forte émission de titres de créance, a sans doute contribué, entre autres facteurs, à soutenir l'investissement des entreprises mais au prix d'une sensible dégradation de leur taux d'endettement jusqu'au début de l'année 2002. Depuis lors, elles se sont largement efforcées d'assainir leur situation financière et ce processus apparaît à un stade plus avancé que dans l'ensemble de la zone euro.

Bibliographie

ALLARD-PRIGENT Céline & alii (2002), *Présentation du modèle Mésange*, document de travail, Direction de la Prévision, Ministère de l'Economie et des Finances

BAGHLI Mustapha & alii (2004), *Mascotte modèle d'analyse et de prévision de la conjoncture trimestrielle*, NER n°106, Banque de France

Banque de France, CEPREMAP, Direction de la Prévision, Erasme, INSEE et OFCE (1996) *Structures et propriétés de cinq modèles macro-économiques français*, NER n°38, Banque de France.

BOONE Laurence, GIORNO Claude & RICHARDSON Pete (1998), *Stock market fluctuations and consumption behavior : some recent evidence*, Economics Department Working Papers n°208, OCDE

CALZA A., GARTNER C. & SOUSA J. (2001), *Modelling the demand for loans to the private sector in the euro area*, Working Paper n°55, BCE

CHAUVIN Valérie & alii (2002), *Le modèle France de l'OFCE la nouvelle version : e-mod.fr*, Revue de l'OFCE n° 81, OFCE

CLERC Laurent (2001), *Le cycle du crédit, une revue de la littérature : intermédiation, prime de financement externe et politique monétaire*, Bulletin de la Banque de France n°94

DETKEN Carsten & SMETS Frank (2004), *Asset Price Booms and Monetary Policy*, Working Paper Series n°364, BCE

Equipe MEFISTO (1992), *A Model of the French Financial System at the Bank of France : MEFISTO I*, Economic Modelling, 9, 211-52

FASE M.M.G., KRAMER P. & BOESCHOTEN W.C. (1992), *The Nederlandsche Bank's quarterly model of the Netherlands economy*, Economic Modelling, avril 1992

HUBBARD Glenn R. (1994), *Is there a 'Credit Channel' for Monetary Policy*, Working Paper n°4977, NBER

KIYOTAKI Nobuhiro & MOORE John (1997), *Credit Cycles*, Journal of Political Economy, vol. 105, n°2

LUDWIG Alexander & SLOK Torsten (2002), *The Impact of Changes in Stock Prices and House Prices on Consumption in OECD Countries*, Working Paper WP/02/1, FMI

MANRIQUE M. & SAEZ F.J. (1998), *Un analisis desagregado de la demanda de activos líquidos y de la demanda de crédito de las familias y de las empresas no financieras*, Banco de España, Boletín Económico, janvier 1998

MODIGLIANI Franco & MILLER Merton H. (1963), *Corporate Income Taxes and the Cost of Capital : A Correction*, American Economic Review, 53, 3, 433-43

ODONNAT Ivan & RIEU Anne-Marie (2003), *Les fluctuations des prix d'actifs font-elles peser un risque sur la croissance dans les grands pays industrialisés*, Revue de la stabilité financière, n°3, Banque de France

ANNEXE

A1. Présentation détaillée du modèle « Le crédit par l'action »

- a) équations économétriques de comportement financier
- b) équations de valorisation
- c) relations comptables

A2. Analyse de la stationnarité des variables et graphique des résidus des équations économétriques

A3. Simulations du modèle « Le crédit par l'action »

- simulations dynamiques et rétrospectives
- variante : choc de 20% sur les indices boursiers

A4. Calcul des contributions des flux et de la valorisation

A1. Le modèle « Le crédit par l'action »

Codes des variables du modèle « Le crédit par l'action »

C : crédit

A : actions

Z : produit financier « divers »

N : solde des créances et dettes (richesse nette en encours et capacité de financement en flux)

T : total de l'actif financier (ou du passif dans le cas des émissions d'actions)

g_A : plus-values (ou moins-values) sur les actions

g_C : valorisation du crédit en devises

h_A , h_C : ajustements sur les actions, le crédit

y_m : revenu disponible brut des ménages

y_s : excédent brut d'exploitation des entreprises

y : PIB nominal

d_m : consommation et investissement logement des ménages

d_s : investissement des entreprises (y compris les entrepreneurs individuels)

r_{LT} : taux des emprunts d'Etat à 10 ans

\dot{p} : croissance de l'indice des prix IPCH en glissement annuel (en %)

I : indice boursier en moyenne trimestrielle

\dot{I} : taux de croissance trimestrielle de cet indice (en %)

El : écart (en %) de cet indice à sa tendance, moyenne mobile calculée sur 20 trimestres

1_{00-03} : variable indicatrice qui vaut 0 de 1995T1 à 2000 T3 durant le choc boursier à la hausse et 1 ensuite

$1_{98 T3}$: variable indicatrice qui vaut 1 en 1998 T3 et 0 sinon

$1_{99 T1}$: variable indicatrice qui vaut 1 en 1999 T1 et 0 sinon

M pour les ménages, y compris les entrepreneurs individuels

S pour les entreprises

B pour les banques

U pour le secteur « autres »

Les majuscules se rapportent aux encours, les minuscules aux flux.

' désigne le passif, '' le solde.

La relation de base de la comptabilité nationale pour un produit financier X, qui relie variation de l'encours X, flux x et plus ou moins-values g_x , s'écrit :

$$(R) \Delta X = x + g_x + h_x$$

h_x : ajustement statistique dû à des changements de définition (dits « changements de volume » en comptabilité nationale) et divers ajustements

A1.a. Equations économétriques de comportement financier

Crédit aux ménages

$$\frac{\sum_{i=0}^3 c_{m_{t-i}}}{C_{m_{t-4}}} = 1,022 \frac{\sum_{i=0}^3 d_{m_{t-4-i}}}{\sum_{i=0}^3 y_{m_{t-4-i}}} + 0,011 \frac{N_{m_{t-4}}}{\sum_{i=0}^3 y_{m_{t-4-i}}} - 0,584(r_{LT} - \dot{p})_{t-4} + 0,065 \text{temps} - 92,22$$

Crédit aux entreprises

$$\frac{\sum_{i=0}^3 c_{S_{t-i}}}{C_{S_{t-4}}} = -0,732 \left(\frac{C_S}{T_S} \right)_{t-4} - 0,121 \frac{\sum_{i=0}^3 n_{S_{t-4-i}}}{\sum_{i=0}^3 y_{S_{t-4-i}}} + 3,811 \frac{\sum_{i=0}^3 d_{S_{t-4-i}}}{\sum_{i=0}^3 y_{t-4-i}} - 1,554(r_{LT} - \dot{p})_{t-8} - 0,381 \text{temps}$$

Actions à l'actif des ménages

$$\left(\frac{A_m}{T_m} \right)_t = 0,033 \frac{N_{m_{t-1}}}{\sum_{i=0}^3 y_{m_{t-1-i}}} + 0,181 \dot{I}_t + 0,080 EI_{t-2} - 0,617 r_{LT,t-1} + 22,044$$

Actions à l'actif des banques

$$\left(\frac{A_B}{T_B} \right)_t = 0,094 \dot{I}_t + 0,050 EI_{t-1} - 0,633 r_{LT,t-2} + 12,733 + 3,0861_{00-03}$$

Actions à l'actif des entreprises

$$\left(\frac{A_S}{T_S} \right)_t = 0,308 \left(\frac{A_S}{T_S} \right)_{t-1} + 0,192 \dot{I}_t + 0,103 EI_{t-2} - 1,086 r_{LT,t-2} + 35,82$$

Actions au passif des entreprises

$$\left(\frac{A'_S}{C_S} \right)_t = 5,499 \dot{I}_t + 3,459 EI_{t-1} + 10,714 \text{temps} - 236,25$$

A1.b. Equations de valorisation

$$\frac{g_{A_{m_t}}}{A_{m_{t-1}}} = 0,88 \left(\frac{j_t}{j_{t-1}} - 1 \right) - 4,821_{98T3}$$

$$\frac{g_{A_{S_t}}}{A_{S_{t-1}}} = 0,80 \left(\frac{j_t}{j_{t-1}} - 1 \right) + 0,07 \left(\frac{je_t}{je_{t-1}} - 1 \right) - 0,11temps + 6,56 - 5,651_{98T3}$$

$$\frac{g_{A_{B_t}}}{A_{B_{t-1}}} = 0,86 \left(\frac{j_t}{j_{t-1}} - 1 \right) + 0,04 \left(\frac{je_t}{je_{t-1}} - 1 \right) - 0,07temps + 4,76 - 5,201_{98T3} - 5,181_{99T1}$$

$$\frac{g'_{A_{S_t}}}{A'_{S_{t-1}}} = 0,91 \left(\frac{j_t}{j_{t-1}} - 1 \right) - 0,04temps + 2,42 - 5,20$$

A1.c. Relations comptables

Entreprises

Les flux sont déduits des encours et des plus-values

$$a_s = \Delta A_s - g_{AS} - h_{AS}$$

$$a'_s = \Delta A'_s - g'_{AS} - h'_{AS}$$

Banques

Idem mais les émissions d'actions a'_s sont exogènes et l'encours au passif A'_s déduit de la relation de comptabilité nationale (R)

Ménages

Idem mais il n'existe pas d'actions au passif

$$A'_m = 0 ; a'_m = 0 \text{ et } g'_{Am} = 0$$

Faute de pouvoir déterminer l'offre d'actions (le modèle devrait être complété du secteur des non-résidents dont les émissions représentent de l'ordre de 20% du total) et de la répartir ensuite entre agents, les émissions et placements d'actions sont estimés séparément et l'équilibre de ce marché se fait sur le secteur « autres »²².

Secteur « autres »

Les non-résidents et les institutions financières autres que les banques équilibrent le marché des actions

les soldes de flux et d'encours sont obtenus à partir des équilibres comptables :

l'actif total en actions = le passif total en actions

²² L'équation sur les placements en actions des banques n'a pas d'autre impact que de rétroagir sur le secteur autre et sur le produit divers des banques.

$$A_U'' = A_S' + A_B' - A_m - A_S - A_B$$

$$a_U'' = a_S' + a_B' - a_m - a_S - a_B$$

Crédit

Entreprises

C_S : encours du crédit déterminé à partir de la relation de comptabilité nationale (R)

$$C_S = C_{S-1} + c_S + g_{CS} + h_{CS}$$

g_{CS} : valorisation du crédit en devises exogène

Ménages

idem

Banques

Dans ce modèle, le crédit distribué par les banques est égal, à un coefficient près seulement, au crédit obtenu par les entreprises et les ménages. La présence d'autres clients du côté de la demande et de banques non-résidentes du côté de l'offre nécessite l'introduction d'un ratio d'ajustement γ^{23} , stable en tendance et exogène par la suite. Tout choc sur le crédit à la clientèle se répercute donc intégralement, en pourcentage, sur le crédit distribué par les banques.

$$C_B = \gamma(C_m + C_S)$$

Secteur « autres »

Les soldes de flux et d'encours sont obtenus à partir des équilibres comptables :

l'actif total du crédit des agents prêteurs = le passif total du crédit des agents emprunteurs

$$C_U'' = C_S + C_m - C_B$$

$$c_U'' = c_S + c_m - c_B$$

Produits financiers divers

Entreprises

Le flux au passif est exogène ; à l'actif, il se déduit de l'égalité comptable suivante :

flux à l'actif - flux au passif = capacité de financement, du fait que celle-ci est aussi supposée exogène.

$$z_S = n_S - a_S + a_S' + z_S' + c_S$$

z_S exogène

Comme pour le crédit, les encours sont déduits des flux à partir de la relation comptable.

²³ Le ratio γ mesure l'écart entre les crédits octroyés par les banques résidentes et ceux obtenus par les ménages et les

entreprises, selon la formule suivante : $\gamma = \frac{C_B}{C_m + C_S}$

Le ratio étant exogène dans le modèle, cette relation permet de déterminer C_B , le crédit distribué par les banques.

$$Z_S = Z_{S_{-1}} + z_S + g_{Z_S} + h_{Z_S}$$

$$Z'_S = Z'_{S_{-1}} + z'_S + g'_{Z_S} + h'_{Z_S}$$

Ménages et banques

idem

Secteur autres

Les soldes de flux et d'encours sont obtenus à partir des équilibres comptables :
l'actif en produit « divers » de tous les agents = le passif en produit « divers » de tous les agents,
ce qui revient à l'égalité suivante : la somme des soldes de flux (d'encours) de tous les secteurs pour le produit « divers » est nulle

$$Z''_U = -Z''_S - Z''_m - Z''_B$$

$$z''_U = -z''_S - z''_m - z''_B$$

Richesse nette et capacité de financement

Entreprises

Par définition, la richesse nette est le solde des encours de créances et de dettes

$$N_S = A_S + Z_S - A'_S - C_S - Z'_S$$

Ménages

Idem avec $A_m = 0$; $a'_m = 0$

Banques

$$N_B = A_B + Z_B + C_B - A'_B - Z'_B$$

Secteur « autre »

$$N_U = A''_U + C''_U + Z''_U$$

$$n_U = a''_U + c''_U + z''_U$$

**A2. Analyse de la stationnarité des variables
et graphique des résidus des équations économétriques**

Variables testées	Statistique du test ADF (Dickey-Fuller augmenté)		Statistique du test PP (Phillips-Perron)		Ordre d'intégration
	en niveau	en différence	en niveau	en différence	
Taux d'accumulation du crédit des entreprises	-1,14 (0)	-5,50 (0) (***)	-1,23 (2)	-5,50 (2) (***)	I(1)
Taux d'accumulation du crédit des ménages	-2,38 (0)	-6,36 (0) (***)	-2,34 (1)	-6,37 (1) (***)	I(1)
Ratio crédit / total passif des entreprises	-2,76 (0) (*)		-2,76 (0) (*)		I(0)
Ratio actions / total de l'actif des entreprises	-1,71 (0) avec trend	-6,57 (0) (***)	-1,62 (1) avec trend	-6,53 (3) (***)	I(1)
Ratio actions / total de l'actif des ménages	-1,87 (0) avec trend	-6,52 (0) (***)	-1,76 (2) avec trend	-6,55 (2) (***)	I(1)
Ratio actions / total de l'actif des banques	-2,23 (0)	-6,69 (0) (***)	-2,20 (1)	-6,70 (1) (***)	I(1)
Ratio actions / total du passif des entreprises	-1,70 (0) avec trend	-5,61 (0) (***)	-1,68 (1) avec trend	-5,62 (2) (***)	I(1)
Croissance trimestrielle de l'indice boursier	-3,62 (0) (***)		-3,58 (2) (***)		I(0)
Ecart de l'indice boursier à sa tendance	-1,48 (0) avec trend	-3,83 (0) (***)	-1,53 (1) avec trend	-3,77 (2) (***)	I(1)
Taux d'intérêt à long terme nominal	-2,56 (1)	-3,74 (0) (***)	-2,50 (1)	-3,71 (1) (***)	I(1)
Taux d'intérêt à long terme réel	-3,21 (0) avec trend (***)		-3,35 (3) avec trend (***)		I(0) avec trend
Taux d'investissement des entreprises	-4,39 (0) avec trend (***)		-0,15 (4)	-1,54 (4)	I(0) avec trend
Taux d'autofinancement des entreprises	-2,41 (0) (**)		-2,38 (0) (**)		I(0)
Ratio dépenses des ménages / RDB	-0,01 (4)	-5,18 (3) (***)	0,38 (3)	-4,54 (3) (***)	I(1)
Ratio richesse financière des ménages / RDB	-1,92 (0)	-5,12 (0) (***)	-1,96 (0)	-5,12 (2) (***)	I(1)

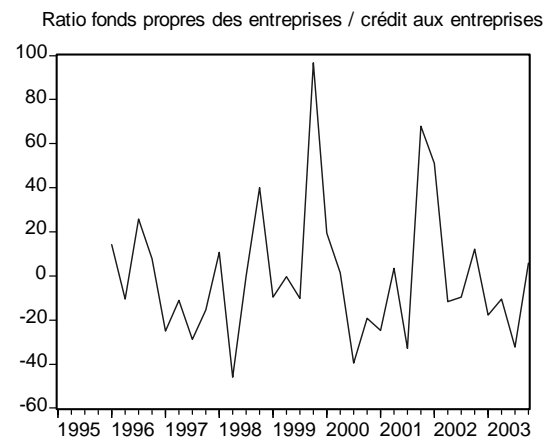
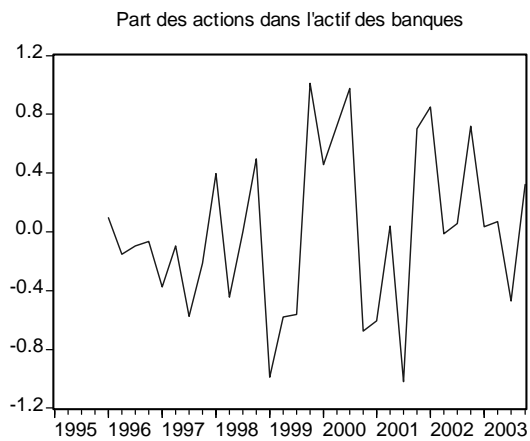
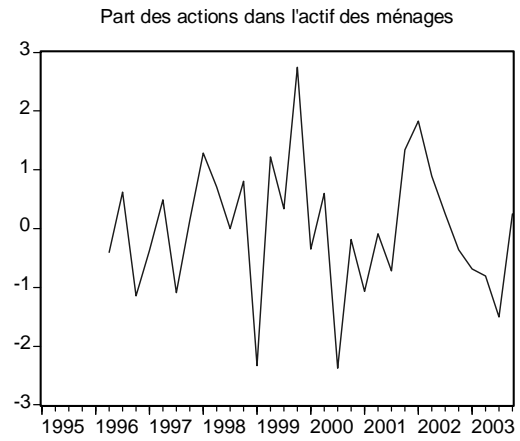
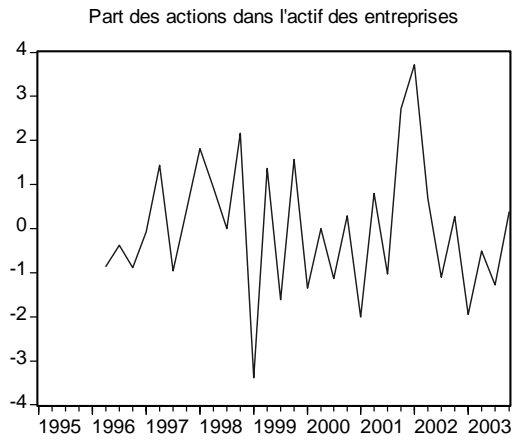
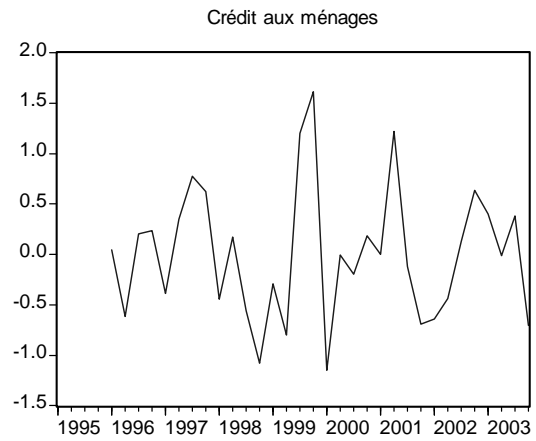
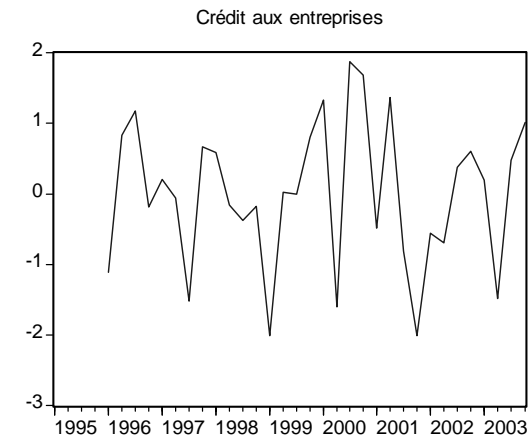
Hypothèse nulle de racine unitaire acceptée au seuil de 10% (*)
5% (**)
1% (***)

Les tests de racine unitaire incluent, le cas échéant, une constante si elle est significative.

Le chiffre entre parenthèses indique le nombre de retards retenu dans le test de racine unitaire et déterminé automatiquement²⁴.

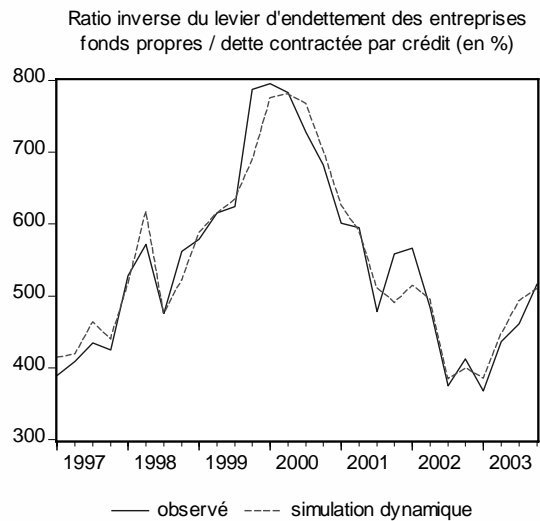
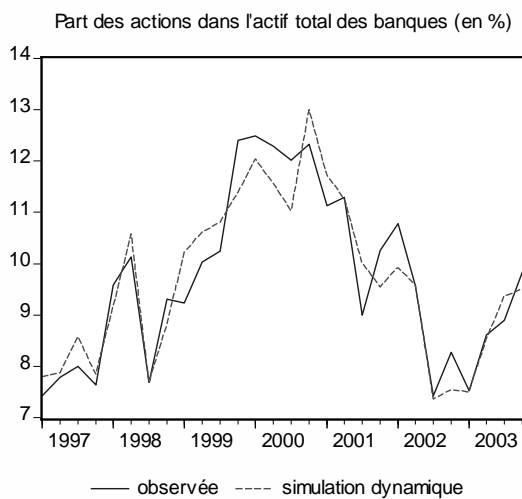
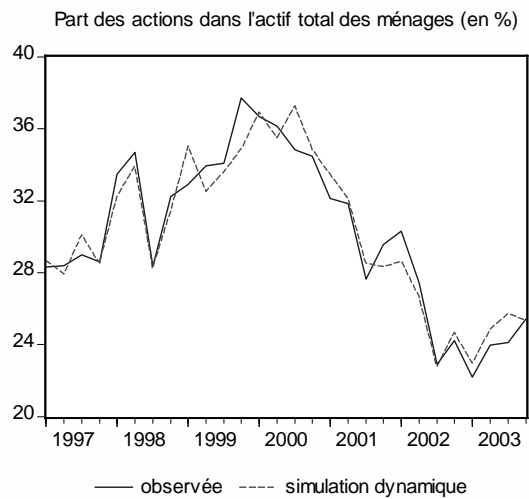
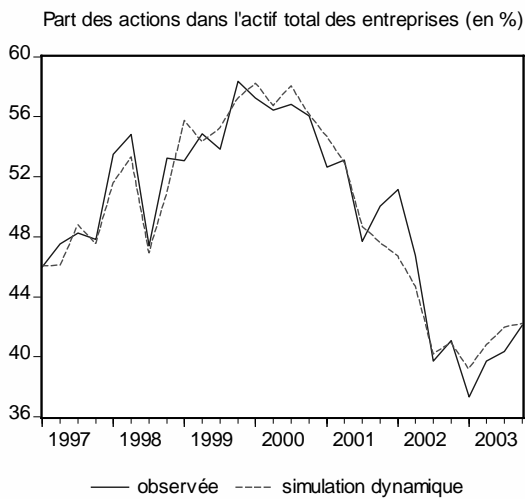
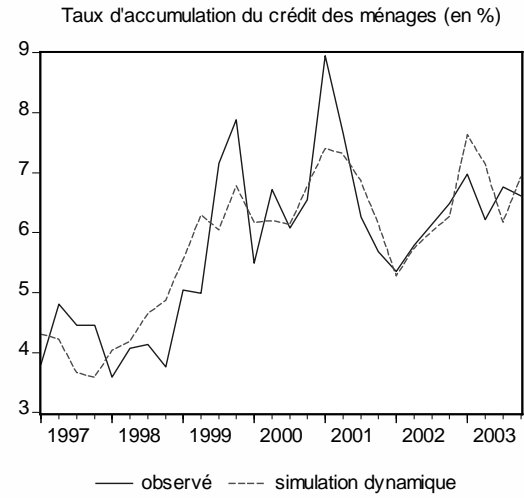
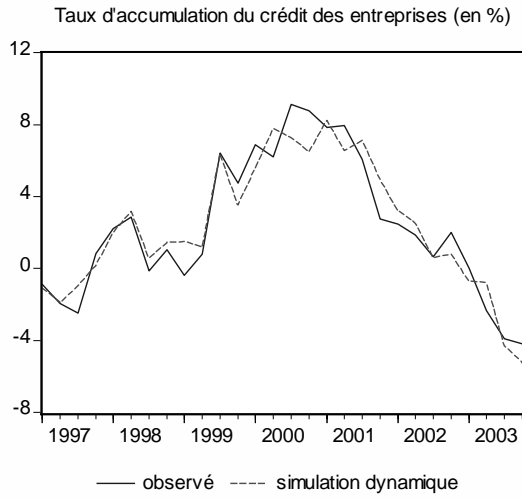
²⁴ Le nombre de retards résulte du critère d'information SIC pour le test ADF et de la procédure Newey-West pour le test PP, proposés par le logiciel E-Views.

Résidus des équations estimées dans le modèle

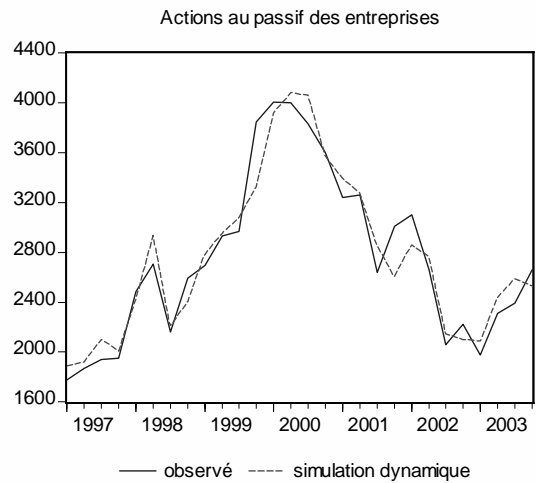
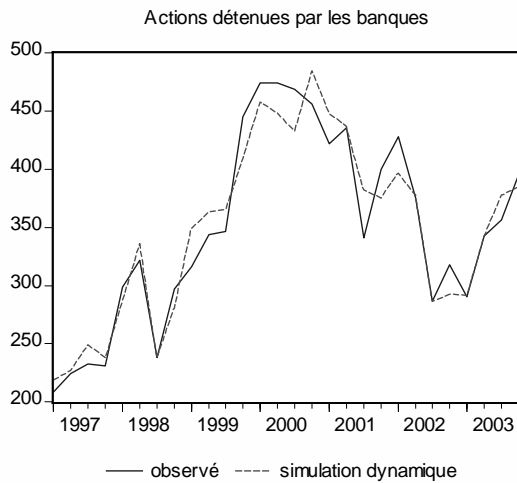
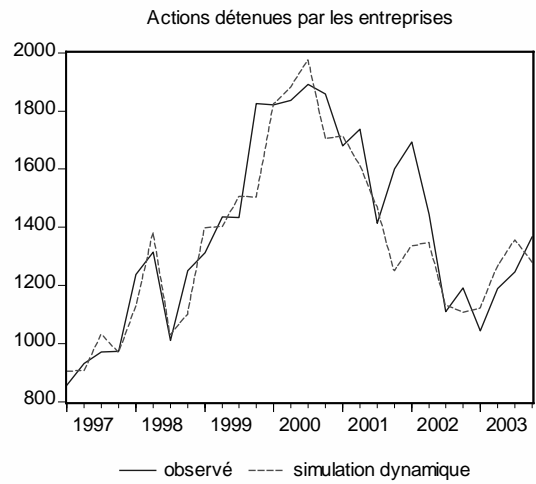
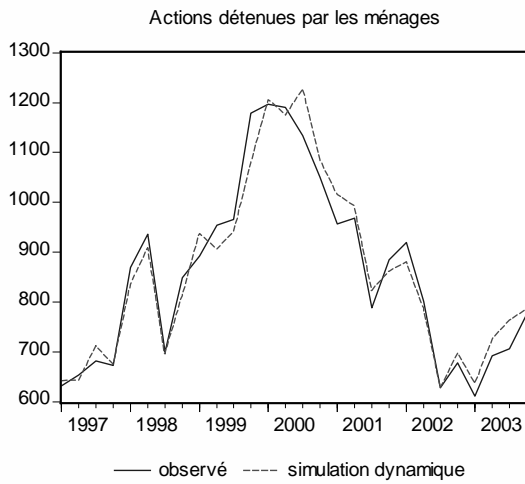
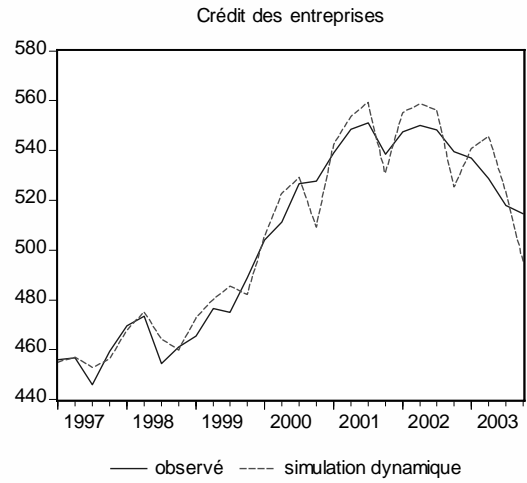
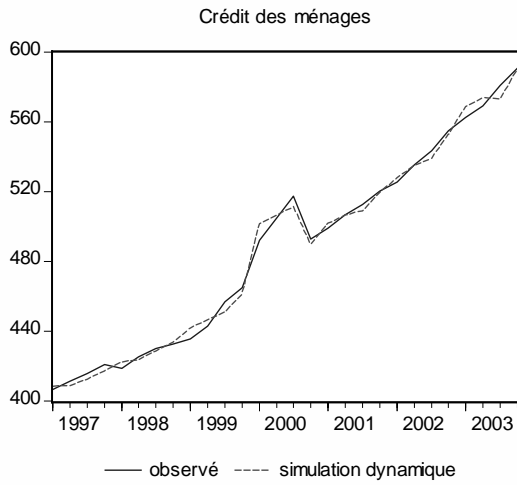


A.3. Simulations du modèle « Le crédit par l'action »

Simulation dynamique et rétrospective du modèle

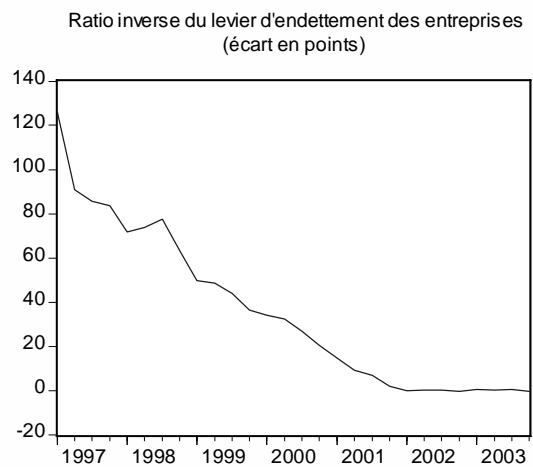
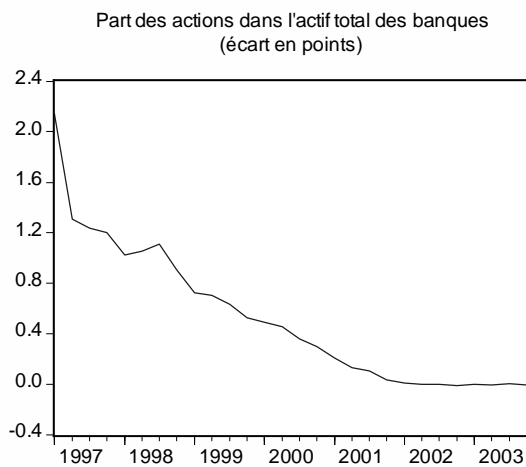
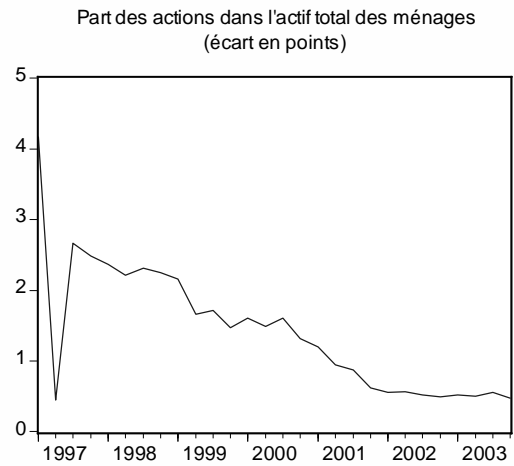
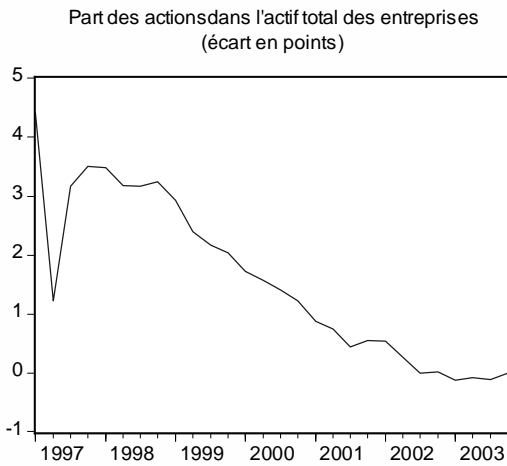
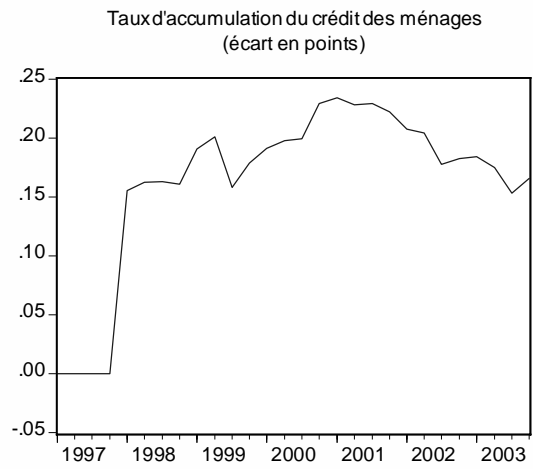
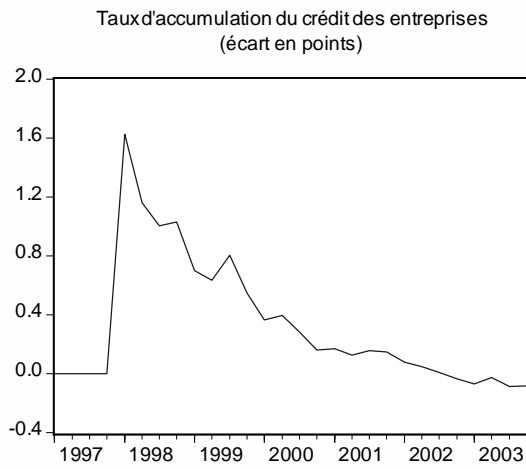


**Simulation historique du modèle
sur la période 1997 T1 - 2003 T4
Encours (en milliards d'euros)**



Variante : choc de 20% sur les indices boursiers

Simulation d'un choc de 20% sur le niveau de l'indice boursier



Un choc de 20% sur les indices boursiers se transmet aussitôt aux encours d'actions par les effets de valorisation et de spéculation. L'impact immédiat est d'un peu plus de 30% le premier trimestre pour les entreprises et les banques, d'environ 20% pour les ménages. La part des actions dans le portefeuille s'en trouve majorée d'un peu plus de 4 points pour les ménages et les entreprises, de 2 points environ pour les banques. Il s'ensuit à la fois une augmentation de l'encours de ces titres détenus par les ménages, donc de leur richesse financière nette, et une plus forte valorisation des fonds propres des entreprises, qui réduit le poids de leurs emprunts dans le passif. Ces facteurs ont, pour chacun de ces deux agents, dynamisé le crédit. Compte tenu des délais de réaction de cette variable, les effets se manifestent la deuxième année. Encours et taux d'accumulation sont alors majorés de 0,2 point en moyenne annuelle pour les ménages, de 1,2 point pour les entreprises.

Puis intervient l'effet de rendement des actions, mesuré par l'écart de l'indice boursier à sa tendance de long terme. Il est toutefois de bien moindre ampleur que le choc boursier immédiat. Il ne peut donc maintenir la part des actions détenues par les agents au niveau atteint précédemment. Celle-ci décline et se rapproche peu à peu de son niveau du compte central. Les placements en actions sont alors d'un montant inférieur aux flux observés en l'absence de choc boursier, si bien que leur contribution aux évolutions des encours devient négative. Il en est de même, de manière plus prononcée, pour les émissions d'actions des entreprises. Le déséquilibre qui en résulte est corrigé à l'actif par des placements en produits financiers divers plus réduits que dans le compte central.

Par ailleurs, l'effet de rendement lui-même faiblit progressivement. La tendance des cours boursiers, mesurée sous forme de moyenne mobile, intègre le choc au fil du temps et se modifie en conséquence. Comme les variables explicatives reviennent à leur niveau du compte central, l'impact du choc boursier sur la part des actions dans le portefeuille des agents s'efface à long terme. Pour les mêmes raisons, le ratio fonds propres / emprunts des entreprises et, par conséquent, le poids des emprunts dans le passif retrouvent leur niveau d'avant le choc boursier.

Cette absence d'effet de structure à long terme n'implique pas une absence d'effet durable sur le niveau des encours. La valorisation accrue des actions demeure si bien que l'impact sur les encours ne s'annule pas. Ainsi, le taux d'accumulation du crédit des ménages qui dépend, non de la composition de leur actif ou de leur passif, mais du niveau de leur richesse financière nette, demeure majoré d'environ 0,2 point à long terme. A l'inverse, la même variable pour les entreprises, déterminée par le poids des crédits dans le passif, retrouve son niveau du compte central. En revanche, les entreprises se singularisent à long terme par un moindre encours des actions détenues. Cet ajustement à la baisse compense le recul de l'actif des produits financiers divers et, de ce fait, maintient la composition du portefeuille identique à celle du compte central.

Part des actions dans l'actif total
(en points et en moyenne annuelle)

Agent	1 an	2 ans	3 ans	5 ans	7 ans
Ménages	2,4	2,3	1,8	0,9	0,5
Entreprises	3,1	3,3	2,4	0,7	-0,1
Banques	1,5	1,0	0,6	0,1	0,0

Encours des actions à l'actif
(en % et en moyenne annuelle)

Agent	1 an	2 ans	3 ans	5 ans	7 ans
Ménages	14,0	12,9	11,0	8,8	7,5
dont flux	-3,7	-3,7	-5,0	-9,5	-13,5
dont valo.	17,7	16,6	16,0	18,3	21,0

Entreprises	19,7	11,1	2,8	-5,3	-7,1
...dont flux	3,1	-5,5	-11,9	-20,4	-29,8
...dont valo.	16,5	16,6	14,8	15,1	22,7
Banques	20,9	13,1	8,1	2,8	1,5
dont flux	3,1	-4,6	-7,7	-12,5	-15,6
dont valo.	17,8	17,8	15,8	15,2	17,1

Taux d'accumulation du crédit
(en points et en moyenne annuelle)

Agent	1 an	2 ans	3 ans	5 ans	7 ans
Ménages	0,0	0,2	0,2	0,2	0,2
Entreprises	0,0	1,2	0,7	0,2	-0,1
Banques	0,0	0,7	0,4	0,2	0,0

Encours de crédit
(en % et en moyenne annuelle)

Agent	1 an	2 ans	3 ans	5 ans	7 ans
Ménages	0,0	0,2	0,3	0,8	1,1
Entreprises	0,0	1,2	1,8	2,3	2,3
Banques	0,0	0,7	1,1	1,5	1,7

A.4. Calcul des contributions des flux et de la valorisation

Les chocs boursiers se transmettent aux crédits par les effets de richesse et de structure, et plus précisément via les encours d'actions. Une fois calculées les contributions de la valorisation et des flux sur l'encours d'actions, on peut déterminer, de manière proportionnelle, ces mêmes contributions sur le crédit.

Relation comptable

$$E_t = E_{t-1} + f_t + g_t + h_t$$

E encours ; f flux ; g valorisation ; h changements de volume et ajustements divers

contributions :

$$\text{flux : } c_{f_t} = c_{f_{t-1}} + f_t \quad c_{f_t} = \sum_{i=0}^{t-1} c_{f_{t-i}} + c_{f_0} = \sum_{i=0}^{t-1} f_{t-i} + c_{f_0}$$

idem pour la valorisation et les changements de volume

t=1 est par convention le début de la simulation

comparaison d'une variante \tilde{E} en écart au compte central E pour toute date t :

$$\text{en niveau } \tilde{E}_t - E_t = \sum_{i=0}^{t-1} (\tilde{f}_{t-i} - f_{t-i}) + \sum_{i=0}^{t-1} (\tilde{g}_{t-i} - g_{t-i}) = \tilde{c}_{f_t} - c_{f_t} + \tilde{c}_{g_t} - c_{g_t}$$

car t=1 date de début de la simulation, si bien que les contributions d'une même variable sont égales en variante et en compte central

car h est exogène et la variable identique dans la variante et le compte central

$$\text{en \% } \left(\frac{\tilde{E}_t}{E_t} - 1 \right) = \frac{c_{f_t}}{c_{f_t} + c_{g_t}} \left(\frac{\tilde{c}_{f_t}}{c_{f_t}} - 1 \right) + \frac{c_{g_t}}{c_{f_t} + c_{g_t}} \left(\frac{\tilde{c}_{g_t}}{c_{g_t}} - 1 \right)$$

L'impact sur le crédit des flux et de la valorisation est ensuite déterminé au pro rata de ces contributions à l'encours d'actions

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. Bensaid, 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. Jacquinet, « Les choix de financement des entreprises en France : une modélisation économétrique », octobre 1990 (English version also available on request).
10. B. Bensaid 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. Bensaid and R. Gary-Bobo, "On the Commitment Value of Contracts under Renegotiation Constraints," January 1990 revised November 1990.
15. B. Bensaid, 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. Bensaid 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. Bensaid 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. Jacquinot, « 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. Jacquinet, « 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. Fraise 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. Goueron 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.

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

For any comment or enquiries on the Notes d'Études et de Recherche, contact the library of the Centre de recherche at the following address :

BANQUE DE FRANCE
41-1391 - Centre de recherche
75049 Paris Cedex 01
tél : (0)1 42 92 49 55
fax : (0)1 42 92 62 92
email : thierry.demoulin@banque-france.fr