



**HAL**  
open science

## De la crise financière à la crise économique

Christophe Blot, Sabine Le Bayon, Matthieu Lemoine, Sandrine Levasseur

► **To cite this version:**

Christophe Blot, Sabine Le Bayon, Matthieu Lemoine, Sandrine Levasseur. De la crise financière à la crise économique. Revue de l'OFCE, 2009, 110, pp.255 - 281. 10.3917/reof.110.0225 . hal-03476072

**HAL Id: hal-03476072**

**<https://sciencespo.hal.science/hal-03476072v1>**

Submitted on 12 Dec 2021

**HAL** is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

# De la crise financière à la crise économique

## Une analyse comparative France-États-Unis

**Christophe Blot**  
**Sabine Le Bayon**  
**Matthieu Lemoine**  
**Sandrine Levasseur**

OFCE, Centre de recherche  
 en économie de Sciences Po

*La crise financière, qui a éclaté au cours de l'été 2007, n'a pas tardé à se répercuter sur la croissance et l'emploi de l'économie française. Si au départ, on pouvait espérer que la crise soit passagère et de faible ampleur, l'accumulation de mauvais chiffres a rapidement terni ces espoirs, rappelant que les économies échappent rarement à la récession lorsqu'elles sont frappées par des chocs financiers. Partant de ce constat, cet article propose de préciser les mécanismes théoriques par lesquels les chocs financiers se transmettent à la sphère réelle. La pertinence de ces canaux de transmission est ensuite illustrée empiriquement pour les cycles d'activité en France et aux États-Unis. Les prix d'actifs (Bourse, immobilier et taux d'intérêt) représentent un vecteur essentiel de la transmission des chocs financiers, de par leurs effets sur la richesse des agents, sur le coût du capital et sur la valeur des garanties pouvant être mobilisées en contrepartie de prêts. La théorie du canal du crédit accorde par ailleurs un rôle important aux banques. Nous soulignons de plus que l'incertitude endogène aux chocs financiers est également un facteur récessif par ces effets sur la consommation et l'investissement. Nous proposons alors une modélisation VAR où les crises financières sont mesurées par les chocs affectant les cours boursiers, les prix immobiliers, le spread interbancaire et la volatilité boursière. Les deux premières variables captent principalement les effets de richesse et d'amplification financière tandis que le spread est utilisé comme indicateur des difficultés bancaires et que la volatilité mesure l'effet de l'incertitude. L'impact récessif, sur le cycle industriel, des chocs financiers est confirmé en France comme aux États-Unis par des fonctions de réponse généralisée. En particulier, les chocs immobiliers et dans une moindre mesure sur l'incertitude ont des effets significatifs et persistants. Quant aux chocs boursiers, leur effet est plus élevé et persistant aux États-Unis qu'en France. Ces premiers résultats indiquent que les crises financières sont sans doute d'autant plus graves que l'immobilier est au cœur du marasme. Enfin, notre analyse permet de retracer la trajectoire de la production industrielle induite par les différents chocs. Pris dans leur ensemble, les chocs financiers contribuent fortement aux cycles d'activité.*

christophe.blot@ofce.sciences-po.fr;  
 sabine.lebayon@ofce.sciences-po.fr;  
 matthieu.lemoine@ofce.sciences-po.fr;  
 sandrine.levasseur@ofce.sciences-po.fr.

**Mots clés :** Crises financières. Cycles économiques. Modèles VAR

La crise financière, qui a éclaté en 2007 et se prolonge depuis, a sérieusement assombri les perspectives d'emploi et de croissance. Déjà, la situation s'est dégradée sur le front de l'emploi en France. Entre décembre 2007 et 2008, le nombre d'inscrits au Pôle Emploi a augmenté de 217 000 personnes. La production industrielle enregistre également une chute prononcée ; le chiffre de mars 2009 faisant apparaître une baisse de 16 % en rythme annuel. Si au départ, on pouvait espérer que la crise soit passagère et de faible ampleur, l'accumulation de mauvais chiffres a rapidement terni ces espoirs, rappelant au passage que les économies échappent rarement à la récession lorsqu'elles sont frappées par des chocs financiers. L'histoire économique et financière nous montre même que les récessions liées aux crises financières sont généralement les plus profondes (Bordo *et alii*, 2001). Partant de ce constat, cet article propose de préciser les mécanismes théoriques par lesquels les chocs financiers se transmettent à la sphère réelle. La pertinence de ces canaux de transmission est ensuite illustrée empiriquement pour les cycles d'activité en France et aux États-Unis. Ce faisant, nous présentons une première évaluation des effets de la crise en cours et montrons que le choc financier parvient effectivement à expliquer une large part de la dégradation de l'activité.

De nombreuses tentatives d'évaluation du coût des crises bancaires et financières<sup>1</sup> ont été menées. Il s'agit généralement d'évaluations réalisées *ex-post*. De fait, l'issue de la crise étant encore hautement incertaine, nous ne pouvons prétendre en mesurer tous les effets. Notre ambition est à la fois de montrer l'effet récessif des chocs financiers et de proposer une évaluation qui va au-delà de l'analyse consistant à prendre en référence la dégradation observée du PIB dans quelques crises majeures<sup>2</sup> pour inférer les risques et l'ampleur de la récession. Nous excluons dès lors le recours aux méthodes purement statistiques qui évaluent le coût de la crise à partir des différences de niveaux ou de taux de croissance du PIB entre une période de référence pré-crise et la période de crise<sup>3</sup>. Ces approches se heurtent à des problèmes de mesure assez épineux. Premièrement, il faut définir précisément la durée de la crise. Ensuite, le coût dépend non seulement du type de mesure retenu (taux ou niveau de la croissance) mais aussi du calcul d'une croissance de référence. Bien souvent, on retient le taux de croissance moyen sur les 3 ou 5 années précédentes. Ce type de calcul fournit des éléments d'appréciation intéressants et surtout il permet d'établir des comparaisons entre différentes crises sur la base d'un critère commun. D'autres approches consistent à dater précisément la crise et à tester l'impact de l'occurrence d'une crise sur le PIB dans des régressions en panel où la crise est représentée par des indicatrices (Demirgüç-Kunt, Detragiache et Gupta, 2000, Barrell, Davis et Pomerantz, 2006 ou Cerra et Saxena, 2008). Malgré l'introduction de variables macroéconomiques de contrôle, cette approche ne prend

---

1. Voir Hoggarth et Saporta (2001) pour une revue de littérature.

2. Voir Reinhart et Rogoff (2008).

3. Voir Claessens, Kose et Terrones (2008) pour une analyse récente ou Bordo *et alii* (2001) pour une analyse historique sur longue période.

pas en compte la nature particulière du choc propre à chaque pays sur les variables financières (taux d'intérêt, cours boursiers ou variables de crédits). Dans l'ensemble, ces évaluations reposent donc sur des hypothèses *ad-hoc*. Surtout, elles ne s'appuient pas sur les mécanismes de transmission des chocs et peinent à rendre compte des causalités structurelles.

Une approche rigoureuse reposerait sur l'estimation d'équations structurelles à partir d'un modèle macro-économétrique. Malheureusement, si les mécanismes théoriques de transmission des chocs, rappelés dans une première partie, sont clairement identifiés, les analyses empiriques peinent à les mettre clairement et précisément en évidence. C'est en particulier le cas des effets de richesse et d'amplification financière. Pour ces derniers, les études basées sur des panels de banques ou d'entreprises donnent des résultats probants<sup>4</sup> mais ces effets sont ensuite faiblement significatifs au niveau agrégé. Dans ces conditions, les modèles macro-économétriques ne parviennent pas à modéliser de façon satisfaisante les liens macro-financiers, et les évaluations des effets des crises qui en découlent doivent s'appuyer sur des hypothèses trop fortes qui ne sont pas forcément réalistes. Barrell *et alii* (2006) mesurent ainsi l'effet d'un choc financier en supposant que les *spreads* entre les taux débiteur et créateur – ou entre les taux privés et publics – augmentent de 8 points au moment du choc avant de diminuer progressivement pendant trois ans. C'est pourquoi nous avons privilégié une modélisation de type VAR, présentée dans la deuxième partie, qui permet d'estimer un modèle parcimonieux où la nature des chocs et les causalités sont clairement identifiées. En utilisant la méthode des fonctions de réponse généralisée de Pesaran et Shin (2008), nous montrons dans une troisième partie que les chocs financiers ont des effets significatifs sur l'activité en France et aux États-Unis. Cette approche nous permet de décrire la dynamique passée et présente de la production industrielle induite par ces chocs. Il ressort alors que les chocs financiers sont récurrents, qu'ils contribuent assez largement au cycle d'activité et qu'ils semblent s'amplifier depuis la fin des années 1990.

## 1. Mise en perspective théorique de la transmission des chocs financiers

La crise financière actuelle marquée par la chute des bourses, le ralentissement (ou la baisse) des prix immobiliers et la paralysie du marché interbancaire entraîne de nombreux chocs qui vont se répercuter sur les décisions de consommation et d'investissements des agents non financiers et *in fine* sur la production. En effet, les agents font face à un choc sur les conditions de financement, sur leur richesse et enfin à un choc d'incertitude (Spilimbergo *et al.*, 2008). Si la nature précise du choc diffère d'une crise à l'autre, ces éléments sont néanmoins des caractéristiques récurrentes des crises financières. Comprendre les effets réels des crises nécessite donc d'explicitier les mécanismes de transmission de ces chocs. Les canaux décrits

---

4. Voir Loupias *et alii* (2003) ou Chatelain *et alii* (2003) pour des études sur la zone euro.

ci-après empruntent souvent à la littérature sur la transmission de la politique monétaire. En effet, d'une part, les chocs financiers se transmettent en partie par les variations du coût du capital et donc par les taux d'intérêt. D'autre part, le rôle des prix d'actifs – au cœur des crises financières – est également essentiel pour la politique monétaire comme l'ont montré les travaux sur l'amplification financière.

### 1.1. Le canal du coût du capital (ou canal du taux d'intérêt)

Le canal du coût du capital constitue le principal mécanisme de transmission des chocs de taux d'intérêt (dus aux modifications de liquidité sur le marché interbancaire et/ou aux changements de politiques monétaires) dans tout modèle d'inspiration keynésienne. En présence de rigidités nominales des prix et des salaires, une baisse du taux d'intérêt, parce qu'elle diminue le coût du capital, se traduit par une hausse de l'investissement des entreprises et donc, de la demande globale et de la production. Un raisonnement symétrique s'applique aux décisions d'investissement en logement et d'acquisitions de biens durables des ménages, où la baisse du taux d'intérêt correspond à une baisse du coût de l'emprunt.

Pour que le canal du taux d'intérêt opère, deux éléments clés sont à considérer (voir Mishkin, 1995, 1996). D'une part, c'est le taux d'intérêt *réel* – plutôt que *nominal* – qui affecte les décisions des entreprises et des ménages. D'autre part, c'est le taux d'intérêt à *long terme* – plutôt qu'à court terme – qui gouverne leurs décisions. Il faut donc que les modifications du taux d'intérêt à court terme (induites, par exemple, par les actions de la Banque centrale) entraînent une modification correspondante du taux (réel) à long terme<sup>5</sup>. Dans le cas d'un choc financier, ce n'est pas la décision de la Banque centrale *per se* qui modifie la courbe des taux mais un choc direct sur les taux longs (un choc obligataire par exemple) ou un choc sur les taux courts. La crise récente s'est ainsi manifestée par une forte augmentation des taux interbancaires à trois mois, résultant d'une crise de liquidité profonde sur le marché interbancaire. La transmission de ce type de choc dépend ensuite crucialement des délais de transmission des taux interbancaires à court terme aux taux débiteurs pratiqués par les banques commerciales<sup>6</sup>

Si la théorie suggère que ce canal joue un rôle, l'incapacité des études empiriques à mettre en évidence une influence forte des taux d'intérêt sur les décisions d'investissement des entreprises ou sur les dépenses des ménages a conduit à affiner les canaux de transmission de la politique monétaire, et notamment à considérer le canal du crédit et les effets « richesse ».

---

5. Si, conformément à l'hypothèse des anticipations de la structure par terme, le taux d'intérêt à long terme est une moyenne des taux d'intérêt de court terme futurs anticipés, la baisse du taux court (réel) entraîne une baisse du taux long (réel) qui stimule l'investissement des entreprises et les dépenses des ménages.

6. Ces délais, différents selon le type de crédits, ont été évalués à deux ou trois mois pour la France sur la dernière décennie (Coffinet, 2005). Toutefois on ne peut pas exclure que la dégradation de la situation financière des banques les conduisent à répercuter les baisses des taux directeurs de la Banque centrale, moins fortement et moins rapidement. Voir aussi Mishkin (2009) sur les délais de transmission des baisses de taux directeurs aux taux pratiqués sur les crédits aux ménages et entreprises dans la crise actuelle aux États-Unis.

## 1.2. L'effet richesse

L'effet richesse trouve ses fondements théoriques dans la théorie du revenu permanent de Friedman. L'individu (ou « le ménage ») dispose d'une richesse, constituée de ses revenus salariaux, de son patrimoine financier (actions, obligations etc.) et non financier (immobilier). Cette richesse lui permet de dégager son revenu permanent (moyenne actualisée de ses revenus présents et futurs anticipés) sur lequel est fondée sa consommation. Dès lors, tout choc affectant négativement la richesse de l'individu (*e.g.* une baisse du prix des actions et/ou de l'immobilier) va réduire son revenu permanent et donc sa consommation. Si le choc négatif est temporaire – ou perçu comme tel –, l'impact sur la consommation sera lui-même temporaire et de faible ampleur du fait de l'actualisation sur *l'ensemble* des revenus présents et futurs. En revanche, si le choc négatif est perçu comme permanent (*e.g.* l'éclatement de bulles sur le marché boursier et immobilier), la réduction du revenu permanent sera importante, entraînant par là une réduction durable de la consommation.

Au niveau empirique, la prise en compte des effets richesse pour expliquer la consommation (agrégée) des ménages a été jusqu'à maintenant relativement décevante, sauf pour les États-Unis ou encore le Royaume Uni. Cela s'explique par deux éléments principaux. D'une part, les ménages d'Europe continentale détiennent une part relativement faible de leur richesse en placements financiers, comparativement aux ménages américains ou même britanniques<sup>7</sup>. Cela a pour effet de rendre la consommation des ménages d'Europe continentale peu sensible aux mouvements des cours boursiers. D'autre part, les ménages anglo-saxons peuvent accroître leur endettement au fur et à mesure que leur logement prend de la valeur, source de financement qui se tarit lorsque l'immobilier se retourne, ce qui contribue à faire baisser les dépenses des ménages. En Europe continentale, et tout particulièrement en France, le non-recours au crédit hypothécaire et la mise en place d'un système de garantie alternative (la caution d'un tiers en cas de défaillance de l'emprunteur) freine considérablement l'effet « richesse immobilière » (voir ECB, 2009). Pour ces deux raisons, la croissance des revenus salariaux détermine davantage la croissance de la consommation en Europe continentale, comparativement aux États-Unis ou au Royaume Uni<sup>8</sup>. La baisse du prix de l'immobilier (observée aux États-Unis depuis 2007) et la chute des bourses depuis l'été 2007 devrait donc avoir un impact plus faible sur l'économie réelle en Europe continentale que dans les pays anglo-saxons.

7. Par exemple, à la fin décembre 2006, les placements financiers (produits d'assurance vie et fonds de pension inclus) représentaient un peu plus de 23 % du patrimoine des ménages français contre 56 % de celui des ménages américains. Les ménages britanniques étaient dans une position intermédiaire avec une part des placements financiers comptant pour 36,5 % de leur patrimoine (Aviat *et al.*, 2007).

8. Pour une estimation des effets richesse, voir Houizot *et al.*(2000), Aviat *et al.*(2007), ECB (2009).

### 1.3. L'importance des effets financiers

La nature même du choc qui affecte aujourd'hui l'économie place la sphère financière au cœur de sa transmission vers l'économie réelle. Les travaux développés par Bernanke et Blinder (1988) et Bernanke et Gertler (1995 et 1996) montrent que les imperfections financières, résultant des asymétries d'information, contribuent à la transmission mais aussi à l'amplification des chocs monétaires, réels mais aussi financiers<sup>9</sup>.

Différents mécanismes conduisent à ces phénomènes d'amplification financière. Dans le cadre du modèle d'accélérateur financier, les emprunteurs subissent une prime de financement externe ; prime qui est propre à chaque débiteur et qui dépend de sa situation financière<sup>10</sup>. Le coût du financement externe est d'autant plus élevé que les asymétries d'information sont importantes ; il diminue avec la richesse nette<sup>11</sup>. Dans ces conditions, tout choc – monétaire, réel ou financier – qui modifie les flux de revenu des agents non financiers ou réduit la valeur des collatéraux se traduit par une augmentation de la prime de financement externe. Les projets d'investissement ou de consommation<sup>12</sup> des agents financièrement contraints s'en trouvent affectés, ce qui amplifie le choc initial. En outre, puisque la prime de financement externe dépend de la richesse nette, les chocs entraînent des effets de recomposition de l'actif bancaire en faveur des « grandes » entreprises et au détriment des plus « petites ».

Le choc financier en cours, se traduisant à la fois par un durcissement des conditions financières, une baisse des prix des actifs financiers et immobiliers et un ralentissement des perspectives de croissance future, dégrade automatiquement la situation financière des agents non financiers. L'accélérateur financier constitue de fait un vecteur important par lequel le choc affectera la sphère réelle *via* une baisse de l'investissement et de la consommation allant au-delà des effets de richesse ou de l'augmentation du coût du capital.

Si l'accélérateur financier opère une distinction entre financement interne et financement externe, il n'accorde pas un rôle spécifique aux banques. Pourtant, en tant que pilier du système financier, les banques jouent un rôle essentiel dans le financement de l'activité économique. Le canal du crédit bancaire établit justement que les banques peuvent être amenées à restreindre leur offre de crédit<sup>13</sup>

---

9. Voir Clerc et Pfister (2002) ou Bean *et al.* (2003) pour des revues de la littérature sur les différents mécanismes d'amplification financière des chocs.

10. La prime est liée aux coûts supplémentaires engagés par les créanciers pour contrôler et vérifier les résultats obtenus et déclarés par l'emprunteur.

11. C'est-à-dire la capacité de l'emprunteur – ménage ou société non financière – à apporter des garanties constituées d'actifs (immobiliers et financiers) non gagés et diminuées des dettes.

12. Les modèles envisagent initialement uniquement l'effet sur l'investissement mais il est assez direct de faire une transposition à la consommation des ménages quand les biens immobiliers sont utilisés comme collatéral (voir Goodhart et Hofmann, 2007 ou Mishkin, 2007).

13. Voir ECB (2008) pour une revue complète de cette littérature.

si elles sont dans l'incapacité de trouver des substituts lors d'un choc réduisant leur financement <sup>14</sup>.

C'est le sens des craintes soulevées actuellement sur le risque de *credit crunch*, c'est-à-dire d'un rationnement de l'offre de crédit, faisant suite au blocage du marché interbancaire. Les banques centrales ont certes pris le relai en augmentant leurs interventions, mais il reste que ce dysfonctionnement du marché prive les banques d'une partie de leur refinancement. En outre, le choc peut être relayé par un ralentissement probable de l'activité de titrisation. En effet, Altunbas, Gambacorta et Marqués (2007) avaient montré que la titrisation avait réduit la portée du canal du crédit en apportant une source de liquidité supplémentaire aux établissements de crédit et en leur permettant de se soustraire aux exigences de fonds propres. Si les possibilités de titrisation sont subitement réduites, le canal du crédit serait réactivé en même temps que les banques verraient une source de financement supplémentaire se tarir.

Enfin, Peek et Rosengren (1995) établissent que les chocs sur le capital bancaire peuvent également conduire les banques à restreindre leur offre de crédit dès lors qu'elles sont contraintes par des exigences réglementaires en matière de fonds <sup>15</sup> propres, ce qui renforcerait alors le canal du crédit. En effet, pour satisfaire leurs ratios prudentiels à la suite d'un choc financier dégradant la qualité des actifs, les établissements de crédit ont le choix entre diminuer leur exposition au risque en restreignant leur offre de crédits ou augmenter leurs fonds propres. L'existence d'asymétries d'information rend néanmoins coûteuse l'émission de capital, en particulier lorsque la situation économique et financière se détériore. La crise financière qui a éclaté durant l'été 2007 est particulièrement propice à des effets liés au capital bancaire dans la mesure où elle entraîne de multiples dépréciations d'actifs liés aux défauts sur les créances immobilières, à l'illiquidité des produits structurés et enfin à la chute des valeurs boursières. Si la recapitalisation des établissements bancaires a pu en partie être prise en charge par les gouvernements, le risque d'un ajustement du portefeuille de crédits reste élevé. Ainsi, cette fois-ci, c'est par le biais d'une baisse de l'offre de crédits bancaires que les dépenses des agents non financiers sont touchées.

#### 1.4. Choc et incertitude

Outre les aspects financiers liés au choc et à sa transmission, la crise en cours se traduit par une augmentation de l'incertitude. Les perspectives de croissance et d'emploi sont non seulement orientées à la baisse mais également plus incertaines (OFCE, 2008). Les entreprises et ménages doivent prendre leurs décisions

14. Notamment les banques considérées comme « petites », celles qui sont moins bien capitalisées ou dont la position est moins liquide. De nombreuses études sur les banques européennes insistent sur le rôle de la liquidité des établissements (Erhman *et alii*, 2003 ou Loupias, Savignac et Sevestre, 2003). Ashcraft (2006) pour les États-Unis a montré récemment que l'appartenance à un groupe bancaire atténue la portée du canal du crédit.

15. On parle alors de canal du capital bancaire (voir Van den Heuvel, 2002).



d'investissement et de consommation dans un environnement plus risqué, ce qui est susceptible de générer des comportements attentistes. En présence d'incertitude, l'épargne des ménages s'accroît au motif de précaution ; effet qui est régulièrement mis en avant dans les équations de consommation où l'incertitude est mesurée par les variations du taux de chômage<sup>16</sup>. Pour les entreprises, l'argument avancé est lié à l'irréversibilité des dépenses d'investissement. En effet, une fois engagés, les coûts d'installation du capital peuvent difficilement être récupérés. La décision d'investir peut alors être comparée à l'exercice d'une option (Pyndick, 1988) : comme la décision est irréversible, la firme renonce à l'opportunité d'investir en vue de le faire à un moment plus opportun. Ainsi, l'investissement ne devient rentable que lorsque les gains sont supérieurs aux coûts d'installation du capital et au prix implicite de l'option, lequel s'accroît avec la volatilité. L'incertitude globale autour de la situation macroéconomique devrait donc inciter les entreprises à reporter leurs décisions d'investissement, freinant ainsi la demande et la production<sup>17</sup>.

## 2. Une modélisation empirique des chocs financiers : aspects méthodologiques

Les mécanismes décrits précédemment montrent comment se transmettent les chocs financiers. Il ressort non seulement que le choc peut avoir plusieurs origines (bourse, immobilier, taux d'intérêt) mais également que les mécanismes de transmission sont multiples. Les variations des prix des actifs représentent un vecteur de choc récurrent dans les crises financières. Le rôle des banques ainsi que celui de l'incertitude ont également été mis en exergue. Aussi, la modélisation doit permettre de rendre compte de l'ensemble des chocs qui jouent un rôle dans la transmission et l'amplification des crises financières. La méthode VAR nous semble particulièrement adaptée car elle permet d'identifier les sources de choc et d'évaluer leurs effets macroéconomiques. Nous présentons donc les variables retenues dans notre modélisation, puis nous précisons la spécification adoptée en insistant particulièrement sur l'estimation des fonctions de réponse.

### 2.1. Les variables

La spécification VAR retenue considère 7 variables : une variable d'activité (l'indice de production industrielle, IPI), une variable de prix (l'indice des prix à la consommation), une variable de coût du refinancement bancaire (le taux interbancaire à 3 mois) et quatre variables visant à prendre en compte spécifiquement les canaux de transmission des crises financières (le *spread* interbancaire, les cours boursiers, la volatilité de ces derniers et les prix immobiliers). Les estimations sont effectuées sur données mensuelles sur la période 1974:01-2009:02 (1975:01-2009:02 pour les États-Unis), la date de fin de l'échantillon

---

16. Voir Aviat *et alii* (2007) pour une modélisation récente.

17. Cet argument est plus récemment repris par Bloom (2009).

étant déterminée par la disponibilité de l'indice de production industrielle<sup>18</sup>. Toutes les variables ont été « détrendées » à l'aide d'un filtre Hodrick-Prescott, afin de conserver la seule composante cyclique. Ainsi, les variables « détrendées » sont stationnaires, comme le confirment les tests de racine unitaire menés<sup>19</sup>.

Ce VAR intègre un cadre macroéconomique simplifié standard, puisqu'y sont étudiées les évolutions de la production industrielle, des prix et de la politique monétaire (mesurée par le taux interbancaire à trois mois). En « période normale », le taux court à trois mois – ici le taux interbancaire – reflète la politique monétaire menée par les autorités en intégrant les variations des taux directeurs anticipées et non-anticipées<sup>20</sup>. C'est donc l'instrument usuel pour mesurer les chocs de politique monétaire<sup>21</sup>. Cependant, en période de crise, le taux interbancaire reflète aussi les problèmes de liquidité des banques<sup>22</sup>. Pour tenir compte de ces deux effets, nous intégrons dans la modélisation le taux à 3 mois pour mesurer les chocs de politique monétaire et le *spread* interbancaire qui mesure alors les chocs de liquidité et donc un effet financier. Trois autres variables sont ajoutées pour capter les effets financiers : les prix d'actifs (immobilier et Bourse), qui sont les principaux vecteurs de chocs (*via* les effets de richesse et de garantie), et l'impact de l'incertitude.

Le cours boursier est un *proxy* de la richesse financière des agents. Au-delà de cet effet de richesse, la chute des cours boursiers rend plus difficile le financement des entreprises et dégrade le bilan des entreprises et des institutions financières dont les actifs sont estimés à leur valeur de marché, ce qui pénalise les différents projets d'investissement.

Les prix immobiliers constituent quant à eux un *proxy* de la richesse immobilière des agents. Cette dernière est fondamentale pour les ménages puisqu'elle représente plus de 60 % de leur richesse et qu'elle est plus également répartie entre les ménages que la richesse financière. Au-delà de cet effet de richesse, le retournement du cycle de prix immobiliers reflète l'évolution de l'offre et de la demande. En période de ralentissement puis de baisse des prix immobiliers, comme dans la période récente, les prix reflètent l'effondrement de la demande (du fait de problèmes de solvabilité des ménages ou des mauvais résultats bancaires qui se transmettent au financement résidentiel). Cela provoque en retour un ajustement de l'offre, se traduisant par de moindres mises en chantier et des licenciements dans le secteur du bâtiment, ce qui affecte alors directement l'activité.

18. Le traitement et les sources des données sont détaillés en annexe I.

19. Les tests ADF (*Augmented Dickey-Fuller*) concluent à un rejet de l'hypothèse nulle d'existence d'une racine unitaire aux seuils de 1 % pour la plupart des variables et au pire de 10 % pour les autres.

20. Dans le cas de la France, la Banque de France jusqu'en 1999 et la Banque centrale européenne depuis lors ont fixé les taux directeurs. Depuis 1999, le taux directeur est donc déterminé par les conditions économiques de la zone euro et non pas seulement de la France. Toutefois, la conjoncture française est fortement corrélée à celle de la zone euro.

21. Les taux directeurs des banques centrales étant trop peu variables pour être intégrés directement dans le modèle.

22. Pour illustration : entre le 16 septembre (suite à la chute de Lehman Brothers) et le 10 octobre 2008 (jour de la baisse du taux directeur de la BCE), le taux interbancaire a augmenté en Europe de 50 points de base du fait d'un assèchement du marché en liquidités.

Les tensions bancaires sont intégrées dans ce modèle *via* le *spread* interbancaire. Ce dernier, qui mesure la différence entre le taux interbancaire à 3 mois et le taux directeur (repo), constitue un indicateur des difficultés de refinancement des banques en période de crise. En principe, cette variable capte spécifiquement les tensions interbancaires dans la mesure où une variable de politique monétaire est également intégrée dans le modèle. Ainsi, la modélisation des innovations structurelles doit permettre d'identifier un choc bancaire une fois pris en compte le choc de politique monétaire. Idéalement, la variable pertinente pour rendre compte de l'assèchement en liquidités en période de crise – ou tout du moins, de « tensions » – aurait été le volume des échanges sur le marché interbancaire. Mais cette variable n'est pas disponible. La variable de *spread* interbancaire constitue donc un *proxy* des problèmes (quantitatifs) de liquidités auxquels font face les banques en période de crise, au-delà du seul coût de la liquidité qui est lui mesuré par le taux interbancaire. Notre spécification, avec taux interbancaire et *spread* interbancaire, ne prend en compte que les premiers maillons de transmission de la crise actuelle. L'absence de séries longues sur le montant et le coût des crédits distribués aux entreprises et aux ménages ne nous a pas permis de tester directement l'impact de la crise sur les conditions de financement (prix et volumes de financement) des agents non financiers.

Le graphique 1 retrace l'évolution des *spreads* interbancaires depuis 1974 pour la France et met en exergue les chocs sur les *spreads* (les « chocs » étant définis comme les écarts supérieurs à 1,65 fois l'écart-type de la série centrée<sup>23</sup>) en explicitant les « événements » qui les sous-tendent (anticipations de changements de politique monétaire, notamment lors de tensions sur le marché des changes, défiance entre banques, etc.)<sup>24</sup>. Il faut noter que le choc de *spread* actuel a été beaucoup plus faible en France (et dans tout pays de la zone euro) qu'il ne l'a été aux États-Unis (110 points de base et 310 points respectivement en octobre 2008, au plus fort des tensions)<sup>25</sup>. De plus, il s'est résorbé depuis le début de l'année 2009 en France, alors qu'il persiste aux États-Unis, même s'il a un peu reflué<sup>26</sup>. De prime abord, le choc de *spread* récent apparaît relativement faible par rapport aux chocs qui ont affecté la France au milieu des années 1970 et à la fin des années 1980-début des années 1990. Mais, depuis la fin des turbulences au sein du mécanisme de change européen en

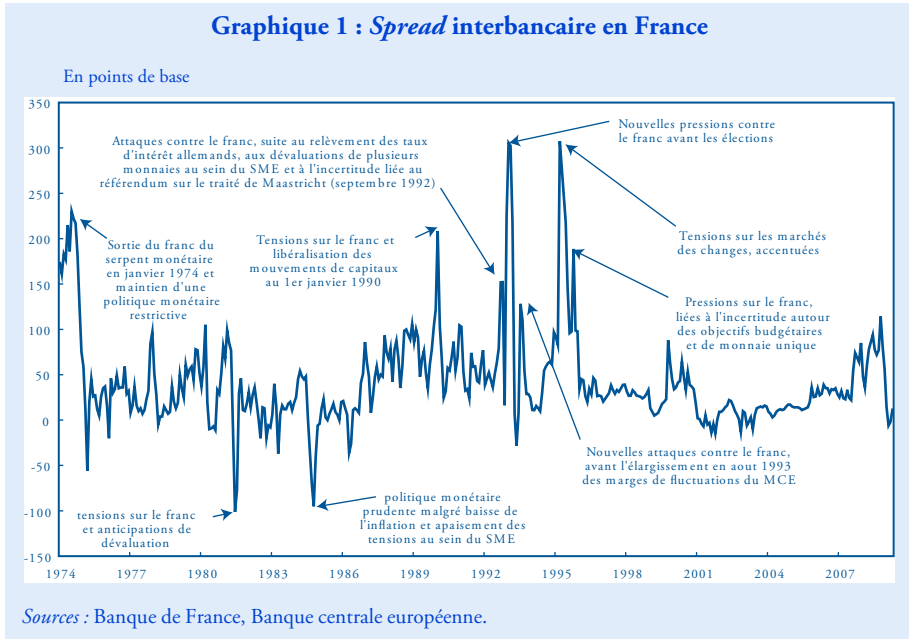
23. Ce qui revient à sélectionner 10 % des chocs considérés comme représentatifs des chocs importants.

24. « *Perhaps the most striking indicator of the various stages in the current crisis is the spread between the three-month Euribor, an indicative rate for unsecured lending among banks, and the three-month euro overnight index average (Eonia) swap rate. A strong increase of the spread in summer 2007 and in September 2008 reflects the reluctance of banks to lend to each other, closely related to a general lack of transparency about the risks individual banks have been carrying on their books* » (Gertrude Tumpel-Gugerell, Member of the Executive Board of the ECB, Speech of 22 January 2009).

25. Le graphique représentant le *spread* interbancaire des États-Unis se trouve en annexe II.

26. Un autre indicateur confirme l'importance des tensions sur le marché interbancaire dans la période récente : le *spread* entre le taux interbancaire à 3 mois et le taux sur bons du Trésor français de même échéance. Ce *spread* n'est pas affecté par les anticipations de politique monétaire, puisqu'elles sont inscrites dans les deux séries : il reflète donc uniquement les tensions sur le marché interbancaire. Il était, fin 2008, à un niveau historiquement élevé. Toutefois, la série n'étant disponible que depuis 1986, elle n'a pas pu être retenue pour l'estimation du VAR.

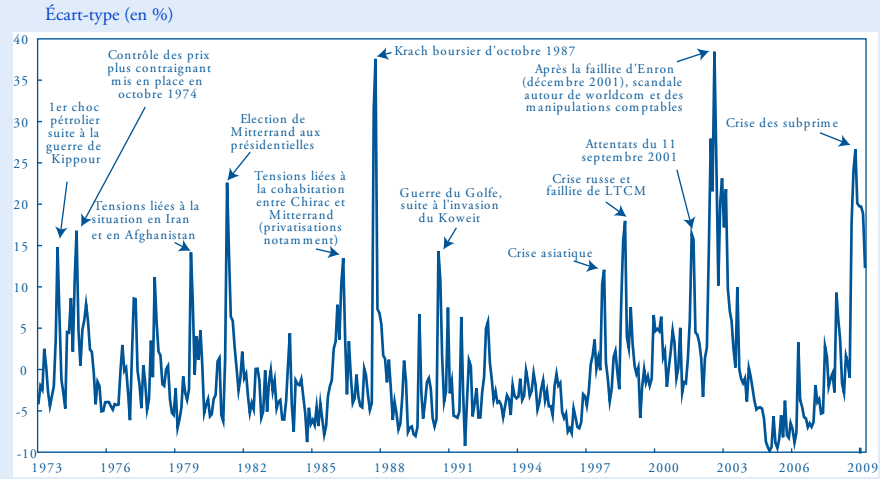
1996, la moyenne de ce *spread* a considérablement baissé (de 52 points de base sur 1974-1995 à 27 points sur 1996-2008), de même que son écart-type (de 63 points sur 1974-1995 à 23 points sur 1996-2008). L'épisode récent de hausse du *spread* interbancaire apparaît donc atypique par son ampleur et sa durée dans le contexte français de la dernière décennie.



Afin d'approximer l'incertitude de l'économie globale, qui affecte les décisions de dépenses des agents économiques<sup>27</sup>, une variable de volatilité des cours boursiers a été introduite dans le modèle. La chronologie de la volatilité boursière pour la France depuis 1973 est représentée dans le graphique 2. Y sont indiquées aussi les causes des chocs les plus importants, *i.e.* supérieurs à 1,65 fois l'écart-type de la série centrée. Le pic de volatilité boursière de novembre 2008 en France est l'un des trois plus forts depuis trois décennies, avec celui lié au krach boursier d'octobre 1987 et ceux de 2002-2003 liés à l'éclatement de la bulle Internet et à la défiance comptable envers les bilans des entreprises à la suite des scandales Enron et Worldcom. Pour les États-Unis, le pic de volatilité récent est le plus fort depuis 1973, suivi de près par celui né du krach de 1987 (voir annexe II).

27. Pour d'autres *proxies* de l'incertitude (*e.g.* variabilité des profits), voir Bloom (2009).

## Graphique 2 : Volatilité boursière en France



Note : La volatilité est centrée.

Source : Datastream.

### 2.2. La spécification du modèle VAR

Dans sa forme canonique, le modèle VAR, estimé par moindres carrés, s'écrit :

$$x_t = c + \sum_{i=1}^p B_i x_{t-i} + e_t, \quad t = 1974m1, \dots, 2009m02$$

avec  $x_t$  le vecteur ( $7 \times 1$ ) des sept variables retenues,  $e_t$  le vecteur ( $7 \times 1$ ) des résidus canoniques de matrice de covariance  $\Sigma$ ,  $B_i$  des matrices ( $7 \times 7$ ) de coefficients et  $p$  le nombre de retards<sup>28</sup>. Le modèle ainsi spécifié permet d'estimer les interdépendances entre les différentes variables du modèle.

Les chocs structurels – c'est-à-dire indépendants des autres chocs et de la dynamique endogène des variables du modèle – n'étant pas directement observables, ils doivent être déduits des résidus estimés. Plusieurs approches sont envisageables. Il s'agit en général d'imposer certaines contraintes identifiantes telles que les résidus estimés sont exprimés comme des combinaisons linéaires des chocs structurels, soit :

$$P \varepsilon_t = e_t$$

avec  $\varepsilon_t$  le vecteur de dimension ( $7 \times 1$ ) des chocs structurels supposés réduits et  $P$  une matrice de passage. En supposant par ailleurs que les innovations structurelles sont de variance unitaire, on a :

$$PP' = \Sigma$$

28. Sur la base du critère d'information de Schwartz, nous avons retenu 2 retards. Les modèles estimés tant pour la France que pour les États-Unis sont donc des modèles VAR d'ordre 2.

La décomposition de Choleski, régulièrement utilisée pour estimer les fonctions de réponse<sup>29</sup>, suppose que  $P$  est triangulaire inférieure.

L'impact de chocs non anticipés sur chacune des variables est déterminé en utilisant la représentation VMA (*Vector moving average*) du modèle, qui s'écrit :

$$x_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} A_i e_{t-i} = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} A_i P \varepsilon_{t-i}$$

où l'espérance  $\mu$  et les matrices  $A_i$  sont déterminées par inversion de la représentation canonique. La fonction de réponse, vecteur de dimension (7×1) contenant les réponses de chaque variable à un horizon ( $h$ ) à un choc structurel affectant la  $j^{\text{ème}}$  variable à l'horizon 0, s'écrit alors :

$$\psi_j^c(h) = A_h P u_j, \quad h = 1, 2, \dots,$$

avec  $u_j$  le vecteur (7×1) de sélection dont le  $j^{\text{ème}}$  élément est égal à 1 et les autres éléments sont nuls. A chaque date ( $t$ ), la décomposition historique, définie comme l'impact sur le vecteur  $x_t$  des chocs structurels passés et présent affectant cette  $j^{\text{ème}}$  variable, s'écrit :

$$x_{jt}^c = \sum_{i=0}^{\infty} A_i P U_j \varepsilon_{t-i}, \quad j = 1, \dots, k$$

avec  $U_j$  la matrice (7×7) de sélection dont l'élément de position ( $j, j$ ) est égal à 1 et les autres éléments sont nuls.

Une critique inhérente à la décomposition de Choleski porte sur la dépendance des réponses estimées à l'ordre dans lequel les variables sont placées dans le VAR. Il est essentiel de placer les variables dans un ordre précis pouvant être justifié par la vitesse d'ajustement des différentes variables aux chocs contemporains. Ces hypothèses sont difficilement justifiables dès lors que plusieurs variables financières sont introduites dans le modèle. En effet, les taux d'intérêt comme les variables boursières intègrent rapidement toute information nouvelle, c'est-à-dire réagissent quasi-instantanément aux chocs. Il serait donc arbitraire de supposer un ordre précis entre ces variables.

C'est pourquoi nous utilisons l'approche des fonctions de réponse généralisée suggérée par Pesaran et Shin (1998). Les fonctions de réponse ainsi calculées ne dépendent d'aucune hypothèse particulière mais uniquement des corrélations historiques estimées entre les différents résidus. Elles sont alors données par la relation suivante :

$$\psi_j^g(h) = \frac{1}{\sqrt{\sigma_{jj}}} A_h \Sigma u_j, \quad h = 1, 2, \dots$$

29. Toutes les modélisations du type VAR structurel fonctionnent sur la même logique. Elles se différencient uniquement par le jeu de contraintes identifiantes adoptées.

La réponse des 7 variables à l'horizon ( $h$ ) à un choc structurel affectant la  $j^{\text{ème}}$  variable à l'horizon 0 dépend donc, à travers la matrice  $\Sigma$ , de  $\sigma_{jk}$ , la covariance des résidus des  $k^{\text{ème}}$  et  $j^{\text{ème}}$  équations du VAR et de l'écart-type  $\sigma_{jj}$  du résidu de la  $j^{\text{ème}}$  équation. Les fonctions de réponse sont de fait indépendantes de l'ordre des variables ou de toute autre contrainte identifiante et dépendent directement de l'information contenue dans la matrice des variance-covariances. Il en est de même de la décomposition historique qui, dans l'approche généralisée, s'écrit alors :

$$x_{jt}^g = \frac{1}{\sqrt{\sigma_{jj}}} \sum_{i=0}^{\infty} A_i \Sigma U_j e_{t-i}.$$

### 3. Chocs financiers en France et aux États-Unis : une comparaison

#### 3.1. Les fonctions de réponse aux différents chocs

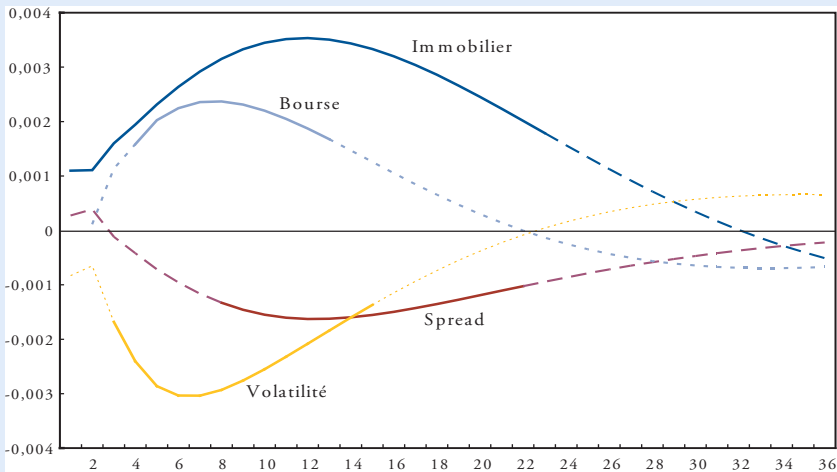
Les fonctions de réponse généralisées sont déterminées pour les deux modèles estimés : France et États-Unis. Elles permettent d'évaluer la pertinence du cadre macroéconomique et de valider le rôle des chocs financiers dans la dynamique du cycle d'activité. Ainsi, il ressort que la production industrielle en France comme aux États-Unis répond avec le signe attendu aux différents chocs<sup>30</sup>. En France, le choc immobilier a des effets plus importants et plus persistants – sur 23 mois – que le choc boursier, significatif du 4<sup>e</sup> au 13<sup>e</sup> mois (graphique 3). La transmission du choc immobilier est immédiate et le pic est atteint au bout d'une année. Les réponses sont assez proches pour les États-Unis, même si l'effet du choc immobilier est légèrement plus tardif et moins persistant qu'en France (graphique 4). Le choc immobilier est également plus persistant que le choc boursier mais l'effet de ce dernier atteint un pic plus élevé. Dans les deux cas, il faut donc attendre des effets globalement plus négatifs des crises immobilières que des crises boursières, ce qui explique en partie pourquoi la crise actuelle a des répercussions bien plus fortes que celle de 2001 où le marché immobilier était dynamique dans les deux pays. Ainsi, la baisse des prix immobiliers exerce un effet de richesse négatif et accroît la prime de financement externe. Il faut aussi souligner que comparativement aux cours boursiers, l'immobilier exerce des effets macroéconomiques qui dépassent les effets purement financiers *via* le secteur de la construction. Dans les deux cas, le cadre macroéconomique ne permet cependant pas de distinguer, dans la transmission des chocs vers l'économie réelle, ce qui relève des effets de richesse transitant par la consommation de ce qui relève des effets d'amplification financière liés à la baisse de la valeur des garanties apportées par les ménages et les entreprises.

Les deux autres variables utilisées pour capter l'impact des chocs financiers, à savoir la volatilité et le *spread* interbancaire, ressortent significativement en France.

30. Des estimations ont été menées à partir d'une variable d'emploi au lieu de la production industrielle mais les résultats obtenus se sont avérés peu probants.

Aux États-Unis, seul le choc de volatilité entraîne une baisse de l'IPI. L'attentisme des ménages et des entreprises en période de crise, traduisant l'incertitude des agents, constitue un élément important de la baisse de l'activité. L'amplitude et la persistance du choc – de l'ordre de 12 mois – sont proches dans les deux pays. Par contre, le coût du financement des banques a des effets moins nets, significatifs seulement en France et au bout de 8 mois. On peut faire un parallèle avec la transmission de la politique monétaire en France puisqu'une hausse des taux à 3 mois se répercute négativement sur le cycle industriel après 7 mois. Les mécanismes de transmission de ces chocs – politique monétaire et coût du financement des banques – sont donc similaires. Si l'écart entre le taux interbancaire et le taux de politique monétaire a récemment témoigné de l'ampleur de la crise bancaire, il n'est pas certain que cette variable permette de capter le rôle précis des banques dans la transmission et l'amplification des chocs. Lown et Morgan (2006) suggèrent de mesurer les effets d'offre de crédit à partir des données d'enquêtes<sup>31</sup> réalisées directement auprès des banques. Ces données ne sont toutefois disponibles qu'en données trimestrielles et uniquement depuis 2003 pour la France.

**Graphique 3 : Réponse de l'IPI français aux chocs financiers**



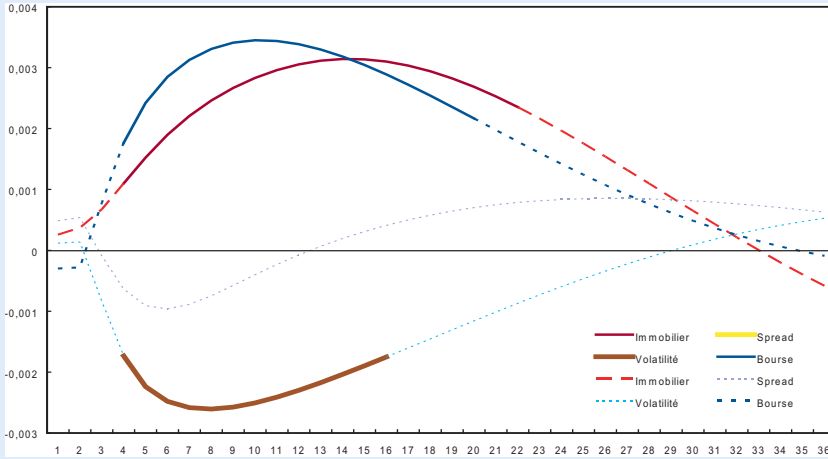
*Note* : Les réponses de l'IPI aux différents chocs sont en trait plein quand elles sont significatives et en trait pointillé lorsqu'elles ne le sont pas. Les intervalles de confiance ont été calculés à partir de simulations de Monte Carlo à plus ou moins 1,645 écart-type soit un seuil approximatif de 10 %.

*Source* : Calculs des auteurs.

31. Où les banques déclarent leurs intentions en matière de durcissement ou d'assouplissement des conditions de crédit.



Graphique 4 : Réponse de l'API des États-Unis aux chocs financiers



Note : Même représentation des réponses aux chocs que dans le graphique précédent.

Source : Calculs des auteurs.

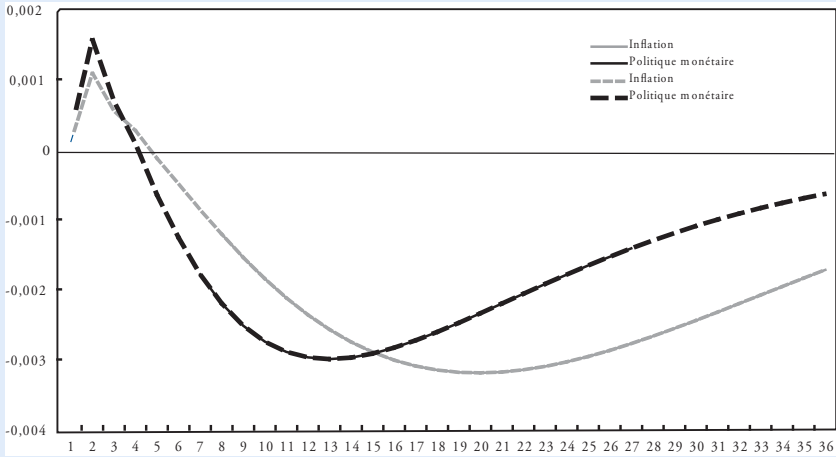
Le choc sur l'inflation – assimilable à un choc d'offre – exerce un effet négatif au seuil de 10 % sur la production après 8 mois en France et aux États-Unis (graphiques 5 et 6). Cet effet est durable puisqu'il reste significatif jusqu'au 36<sup>e</sup> mois. Le choc de politique monétaire est significatif du 7<sup>e</sup> au 27<sup>e</sup> mois dans les deux pays. Le pic est atteint approximativement une année après le choc. Ces résultats sont conformes avec l'idée qu'il existe des délais de transmission de la politique monétaire et que les effets du choc sont persistants.

En dehors de la production industrielle, d'autres résultats méritent d'être soulignés<sup>32</sup>. Premièrement, un *price puzzle* apparaît dans les deux pays<sup>33</sup>. À la suite d'un choc restrictif de politique monétaire, les prix ont tendance à augmenter pendant les 10 premiers mois en France et pendant les 7 premiers mois aux États-Unis. Les prix reviennent ensuite progressivement vers leur tendance, témoignant ainsi d'une décrue de l'inflation qui interviendrait tardivement. Nous pouvons supposer que le choc monétaire est en fait une réaction à une augmentation anticipée de l'inflation, de telle sorte que malgré la hausse des taux, les délais de transmission de la politique monétaire ne permettent pas de réduire l'inflation immédiatement.

32. Les différentes représentations graphiques des fonctions de réponse ne sont pas systématiquement reproduites mais sont disponibles auprès des auteurs.

33. L'introduction des prix du pétrole n'a pas permis de lever cette énigme, que la variable soit introduite comme une endogène supplémentaire ou de façon exogène dans l'ensemble des équations.

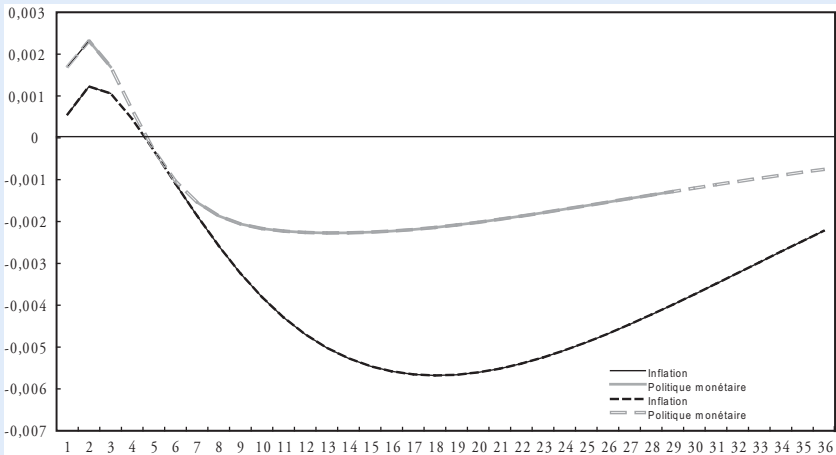
**Graphique 5 : Réponse de l'IPI français aux autres chocs**



*Note* : Les réponses de l'IPI aux différents chocs sont en trait plein quand elles sont significatives et en trait pointillé lorsqu'elles ne le sont pas. Les intervalles de confiance ont été calculés à partir de simulations de Monte Carlo à plus ou moins 1,645 écart-type soit un seuil approximatif de 10 %.

*Source* : Calculs des auteurs.

**Graphique 6 : Réponse de l'IPI des États-Unis aux autres chocs**



*Note* : Même représentation des réponses aux chocs que dans le graphique précédent.

*Source* : Calculs des auteurs.

L'analyse des réponses du taux d'intérêt de court terme permet d'illustrer la fonction de réaction des autorités monétaires lors de l'occurrence de chocs. Pour la France et les États-Unis, il ressort (voir graphiques en annexe III) que la réponse à une augmentation non-anticipée des prix est immédiate. Le taux d'intérêt augmente au cours des 8 premiers mois puis revient progressivement vers sa tendance. On observe une réponse négative après 21 mois. Ce résultat est significatif au seuil de 10 % mais pas au seuil de 5 %. Dans les deux pays, les autorités monétaires réagissent aux chocs sur la production. Les taux d'intérêt augmentent significativement dès le 2<sup>e</sup> (France) ou 3<sup>e</sup> mois (États-Unis). La réaction dure ensuite 13 mois. Elle est plus forte pour la Réserve fédérale que dans le cadre de la politique monétaire européenne. Dans les deux cas, les banques centrales augmentent les taux d'intérêt lors de chocs immobiliers. La réponse est persistante puisqu'elle est significative entre les 10<sup>e</sup> et 29<sup>e</sup> mois suivants le choc. À nouveau, la Réserve fédérale semble plus réactive. Cependant la réponse de politique monétaire aux chocs boursiers n'est pas significative aux États-Unis alors qu'elle l'est, avec le signe positif attendu, pour la France entre les 8<sup>e</sup> et 18<sup>e</sup> mois.

### 3.2. Impact historique des chocs financiers sur la production industrielle

En utilisant la décomposition historique du cycle industriel, il est possible de mesurer l'impact à chaque date des chocs passés et présents d'une variable donnée. Pour simplifier l'analyse et la présentation, nous regroupons l'ensemble des chocs dans une série appelée « choc financier » qui synthétise l'ensemble des effets macroéconomiques liés aux chocs sur les quatre variables suivantes : Bourse, immobilier, volatilité et *spread* interbancaire. Dans le passé, cet impact s'est avéré particulièrement négatif en France (graphique 7), entraînant une baisse de 5 % à 7,5 % de l'IPI à trois reprises : à la suite de la crise financière de 1987, lors de la récession de 1993/1994 et à la suite de l'éclatement de la bulle Internet en 2001. L'impact des chocs financiers à la suite de la crise des *subprimes* est encore plus négatif, atteignant - 12,5 % en fin de période (*i.e.* février 2009). En revanche, la récession du début des années 1980 s'expliquerait davantage par l'impact des chocs de politique monétaire. De façon générale, depuis le début des années 1990, les chocs immobiliers représentent une part non négligeable des chocs financiers. Ainsi, en février 2009, ils contribuent à expliquer 80 % du cycle industriel pour une contribution totale des chocs financiers au cycle industriel de 110 %. Sans l'effet stabilisateur d'autres chocs, notamment ceux de politique monétaire, la baisse de l'IPI aurait été plus prononcée. La contribution des trois autres chocs financiers à la crise actuelle est comparativement beaucoup plus faible, notamment celle des chocs boursiers et de *spread* interbancaire. La variable de volatilité a expliqué en moyenne depuis octobre 2008 (jusqu'à février 2009) 20 % de la baisse de l'IPI.

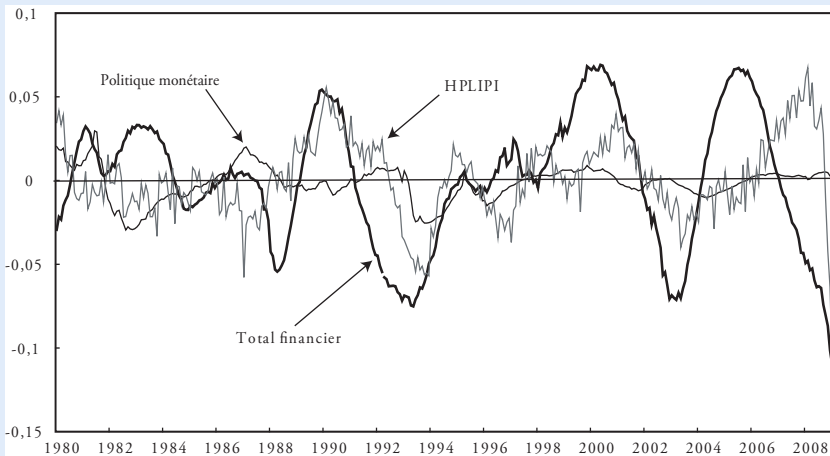
Au-delà de l'effet richesse mentionné précédemment (partie 1), le choc immobilier – dont la contribution à la baisse de l'IPI est importante – peut refléter la baisse des mises en construction de nouveaux logements, ce qui rétroagit négativement sur notre variable d'activité. Le choc de volatilité – *proxy* de

l'incertitude à laquelle sont confrontés les agents économiques – constitue une explication non négligeable de l'amplification de la crise actuelle en France.

Aux États-Unis, le krach de la bulle Internet et la crise des *subprimes* impriment plus fortement leur marque que les crises financières précédentes (graphique 8). Les chocs de politique monétaire témoignent quant à eux d'un impact moins procyclique au début des années 1990 et deviennent nettement contra-cycliques en 1995. En février 2009, l'impact des chocs financiers (estimé à  $-6,5\%$ ) explique à 90 % le cycle industriel. Comme dans le cas français, les chocs immobiliers représentent une part très importante des chocs financiers. Les chocs boursiers, de volatilité et de *spread* interbancaire sont, comparativement, marginaux.

La forte prédominance des chocs immobiliers aux USA est cohérente avec le fait que le secteur soit à l'origine de la crise des *subprimes*. Le faible poids des autres chocs financiers est moins facile à expliquer. Il faut toutefois noter que dans le cas des USA, le choix du nombre de retards dans le VAR n'est pas neutre sur l'importance relative des différents chocs financiers tandis qu'il n'affecte pas la contribution globale du choc financier.

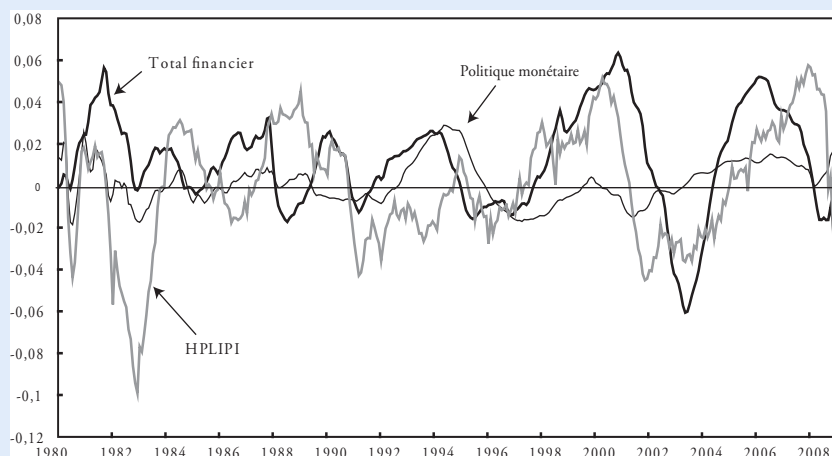
**Graphique 7 : Impact historique des principaux chocs sur le cycle industriel français**



*Note* : les chocs financiers désignent ici les chocs sur les prix boursiers et immobiliers, sur la volatilité boursière, ainsi que les chocs de *spread* interbancaire. Les chocs de politique monétaire désignent ceux portant sur le taux interbancaire à 3 mois. HPLIPI représente la composante cyclique de la production industrielle.

*Sources* : Datastream, calculs des auteurs.

**Graphique 8 : Impact historique des principaux chocs sur le cycle industriel américain**



*Note* : mêmes définitions des chocs que pour le graphique précédent.

*Sources* : Datastream, calculs des auteurs.

## ■ Conclusion

Afin de mesurer l'impact des chocs financiers sur l'activité, nous avons estimé un modèle VAR structurel pour la France et les États-Unis. Le modèle se compose d'un bloc de variables macroéconomiques (production, prix, taux d'intérêt) et intègre des variables susceptibles de révéler les chocs financiers, soient un *spread* interbancaire (pour capter l'assèchement en liquidités), les cours boursiers et les prix immobiliers (pour capter les effets de « richesse ») et enfin la volatilité des cours boursiers (pour mesurer l'effet de l'incertitude sur les décisions d'investissement et de consommation des agents). Les fonctions de réponse aux chocs structurels, obtenues dans le cadre d'une approche généralisée à la Pesaran et Chin (1998), montrent que la baisse des cours boursiers et des prix immobiliers entraîne une chute de la production industrielle. Une augmentation de la volatilité, *i-e* de l'incertitude, se traduit bien par une dégradation de la production. Enfin, l'effet du *spread* interbancaire n'est significatif que pour la France. Ainsi, cette analyse confirme l'effet significatif des chocs financiers, quelle que soit leur nature<sup>34</sup>. Les délais de transmission sont généralement rapides – de l'ordre de 1 à 6 mois – et atteignent selon les chocs et le pays un pic entre 8 et 15 mois. Dans le cas français, c'est le choc immobilier qui se répercute le plus rapidement sur l'activité, suivi des chocs de volatilité et sur les actifs boursiers et enfin sur les prix et le *spread* interbancaire. Pour les États-Unis, les chocs boursiers et immobiliers ont des effets proches sur l'activité. Un choc négatif de volatilité réduit la

34. Précisons néanmoins que l'analyse fait abstraction des chocs liés au taux de change.

production industrielle avec un décalage de 4 mois. Il ressort donc qu'il faut attendre des effets négatifs des chocs financiers dans les deux pays et que ces chocs sont d'autant plus récessifs en France qu'ils portent sur le marché immobilier. Notre analyse révèle également que l'incertitude est une composante importante de la transmission des crises financières. Enfin, le rôle spécifique du secteur bancaire est vérifié pour la France mais ne peut être mis en évidence pour les États-Unis. De nouvelles recherches devraient nous amener à mieux cerner le rôle et l'importance des conditions d'offre de crédits des banques dans les modélisations empiriques. Des études récentes (Lown et Morgan, 2006) sur données américaines montrent en effet que les données d'enquêtes sur les conditions de crédit réalisées auprès des banques permettent de capter les effets d'offre de crédit et jouent un rôle dans la transmission des chocs à la sphère réelle<sup>35</sup>. Le durcissement déclaré des conditions de crédit, dès le troisième trimestre 2007, pourrait donc également expliquer la dégradation de la conjoncture.

Partant de ce cadre, le modèle permet ensuite de simuler la trajectoire de la production industrielle induite par chacun des chocs. En agrégeant les chocs financiers, il ressort qu'ils ont significativement contribué aux cycles d'activité en France comme aux États-Unis, notamment depuis la fin des années 1990. Il est donc indispensable, non seulement de mettre en œuvre des politiques économiques adaptées permettant de stabiliser l'économie lors de chocs financiers violents, mais surtout de réfléchir aux modes de régulations macroéconomique et financière qui permettront à l'avenir de limiter l'occurrence et l'ampleur des crises financières.

Enfin, la modélisation permet également de mesurer la composition des chocs financiers au cours du temps. Comparativement à 2001, la crise actuelle implique fortement le marché immobilier, ce qui peut expliquer que ses effets récessifs sont plus importants. Si le rôle relatif du choc immobilier est indéniable en France comme aux États-Unis, notre analyse de la crise actuelle pourrait surestimer son importance relativement au choc boursier, en particulier aux États-Unis. Le poids spécifique de chaque choc dans les crises financières constitue un élément de recherches futures quant aux effets des crises financières qui se caractérisent par des chocs simultanés sur plusieurs marchés.

## Références bibliographiques

- Altunbas Y., L. Gambacorta et D. Marquès, 2007, « Securitisation and the bank lending channel », *ECB Working Paper*, n° 838.
- Ashcraft A., 2006, « New evidence on the lending channel », *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 38, n° 3, pp. 751-775.
- Aviat A., J-C Bricongne et P-A Pionnier, 2007, « Richesse patrimoniale et consommation : un lien ténu en France, fort aux États-Unis », *Note de conjoncture de l'INSEE*, décembre, pp. 37-52.

35. Les analyses récentes (Guichard et Turner, 2008 ; IMF, 2008 ; Swiston, 2008) visant à évaluer le niveau de stress financier intègrent ce type de variables dans des indicateurs synthétiques.

- Barrell R., E.P. Davis et O. Pomerantz, 2006, « Costs of financial instability, household sector balance sheets and consumption », *Journal of Financial Stability*, vol. 2 n° 2, pp. 194-216.
- Bayoumi T. et O. Melander, 2008, « Credit matters : empirical evidence on US macro-financial linkages », *IMF Working Paper*, n° 08-169.
- Bean C., J. Larsen et K. Nikolov, 2003, « Financial frictions and the monetary transmission mechanism : theory, evidence and policy implications », in *Monetary transmission in the Euro area*, eds I. Angeloni, B. Mojon et A. Kashyap, Cambridge University Press.
- Bernanke B. et A. Blinder, 1988, « Credit, money, and aggregate demand », *American Economic Review*, 98 (mai), pp. 435-439.
- Bernanke B. et M. Gertler, 1995, « Inside the black box : the credit channel of monetary policy transmission », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 9, n° 4, pp. 27-48.
- Bernanke B., M. Gertler et S. Gilchrist, 1996, « The Financial accelerator and the flight to quality », *The Review of Economics and Statistics*, vol. LXXVIII, n° 1, pp. 1-15.
- Bloom N., 2009, « The impact of uncertainty shocks », *Econometrica Vol. 77*, n° 3, pp. 623-685.
- Bordo M., B. Eichengreen, D. Klingebiel et M-S. Martinèz-Peria, 2001, « Is the crisis problem growing more severe ? », *Economic Policy*, vol. 16, n° 32, pp. 51-82.
- Cerra V. et S.C. Saxena, 2008, « Growth dynamics: the myth of economic recovery », *American Economic Review*, vol.98 n° 1, pp. 439-457.
- Chatelain J-B, M. Ehrmann, A. Generale, J. Martinez-Pagès, P. Vermeulen et A. Worms, 2003, « Monetary policy transmission in the euro area : new evidence from micro data on firms and banks », *Journal of European Economic Association*, 1(2-3), pp. 731-742.
- Claessens, Kose et Terrones, 2008, « An Anatomy of Credit Booms: Evidence From Macro Aggregates and Micro Data », *IMF Working Papers*, n° 08/2006.
- Clerc L. et C. Pfister, 2002, « Les facteurs financiers dans la transmission de la politique monétaire », *Bulletin de la Banque de France*, n° 108, pp. 59-79.
- Cofinet J., 2005, « Politique monétaire unique et canal des taux d'intérêt en France et dans la zone euro », *Bulletin de la Banque de France*, n° 136, pp. 29-40.
- Demirgüç-Kunt A., E. Detragiache et P. Gupta, 2000, « Inside the crisis: an empirical analysis of banking systems in distress », *IMF Working Paper*, n° 156.
- Denis C., D. Grenouilleau, K. Mc Morrow et W. Röger, 2006, « Calculating potential growth rates and output gaps », *Economic paper*, n° 247, European Economy, mars.
- ECB, 2009, « Housing wealth and private consumption in the Euro area », *Monthly Bulletin*, janvier.
- ECB, 2008, « The role of banks in the monetary policy transmission mechanism », pp. 85-98, août.
- Ehrman M., L. Gambacorta, J. Martinez-Pagès, P. Sevestre et A. Worms, 2003, « Financial systems and the role of banks in monetary policy transmission in the euro area », in *Monetary transmission in the Euro area*, eds I. Angeloni, B. Mojon et A. Kashyap, Cambridge University Press.
- Goodhart C. et B. Hofmann, 2007, « House prices and bank credit », in *House prices and the macroeconomy : implications for banking stability*, eds C. Goodhart et B. Hofmann, Oxford University Press.
- Guichard S. et D. Turner, 2008, « Quantifying the effect of financial conditions on US activity », *OECD Working Paper*, n°635.

- Hoggarth G. et V. Saporta, 2001, « Cost of banking system instability : some empirical evidence », *Bank of England Financial Stability Review*, juin, pp. 148-165.
- Houizot C., H. Baudchon, Mathieu C. et F. Serranito, 2000, « Plus-values, consommation et épargne : Une estimation de l'effet richesse aux États-Unis et au Royaume-Uni », *Revue de l'OFCE*, n° 73, avril.
- Iacobucci A. et A. Noullez, 2005, « A frequency-selective filter for short-length time series », *Computational Economics*, vol.25 n° 1, pp. 75-102.
- IMF, 2008, « Financial stress and economic downturns », *World Economic Outlook*, Chapter 4, pp. 129-158.
- Loupias C., F. Savignac et P. Sevestre, 2003, « Monetary policy and the bank lending channel in France : are there asymmetries ? », in *Monetary transmission in the Euro area*, eds I. Angeloni, B. Mojon et A. Kashyap, Cambridge University Press.
- Lown C. et D. Morgan, 2006, « The credit cycle and the business cycle : new findings using the Loan officer opinion survey », *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 36, n° 6, pp. 1575-1597.
- Mishkin F. S., 2009, « Is Monetary policy effective during financial crises », *NBER Working Paper Series*, n° 14678, janvier.
- Mishkin F. S., 2007, « Housing and the monetary transmission mechanism », *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Symposium*.
- Mishkin F. S., 1996, « Les canaux de transmission monétaire: leçons pour la politique monétaire », *Bulletin de la Banque de France*, n° 27, mars.
- Mishkin F. S., 1995, « Symposium on the Monetary Transmission Mechanism », *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 9, n° 4, pp 3-10, automne.
- OFCE, 2008, « Les promesses de l'ombre », *Lettre de l'OFCE*, n°302.
- Peek J. et E. Rosengren, 1995, « The capital crunch : neither a borrower nor a lender would be », *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 27, n° 3, pp. 625-638.
- Pesaran H. et Y. Shin, 1998, « Generalized impulse response analysis in linear multivariate models », *Economics Letters*, 58, pp. 1729.
- Pyndick R., 1988, « Irreversible investment, capacity choice and the value of the firm », *American Economic Review*, vol. 78, n° 5, pp. 969-985.
- Reinhart C. et K. Rogoff, 2008, « Is the 2007 US SubPrime Financial Crisis so Different? An International Historical Perspective », *American Economic Review*, vol. 98, n° 2, pp. 339-344.
- Spilimbergo A., S. Symansky, O. Blanchard et C. Cottarelli, 2008, « Fiscal policy for the crisis », *IMF Staff Position Note*, 08/01.
- Svensson L.E.O., 2003, « Escaping from the liquidity trap and deflation: the foolproof way and others », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 17, n° 161, pp. 145-166.
- Swiston A., 2008, « A US financial conditions index: putting credit where credit is due », *IMF Working Paper*, n° 161.
- Van den Heuvel S., 2002, « Does bank capital matter for monetary transmission? », *FRBNY Economic Policy Review*, pp. 259-265, mai.



## Annexe I

### Construction des données et sources pour la France et les États-Unis

Le modèle VAR structurel estimé retient 7 variables : l'indice de production industrielle, l'indice des prix à la consommation, le taux interbancaire à 3 mois, le *spread* interbancaire, les prix immobiliers, les cours boursiers et la volatilité de ces derniers.

L'indice de production industrielle est exprimé en volume et corrigé des variations saisonnières. L'indice des prix à la consommation est aussi désaisonnalisé. Ces deux séries sont fournies par l'Insee dans le cas français. Elles sont fournies respectivement par le BEA (Bureau of economic analysis) et le BLS (Bureau of labor statistics) pour les États-Unis.

Dans le cas français, le taux interbancaire à 3 mois correspond à l'Euribor à 3 mois depuis 1999 et au PIBOR à 3 mois précédemment. Pour les États-Unis, il s'agit du LIBOR à 3 mois, issu des statistiques du FMI. Les données sont issues de Datastream et Data-Insight. Le taux réel est obtenu en soustrayant du taux interbancaire à 3 mois la tendance de l'inflation (sur la base d'un filtre Hodrick-Prescott), le lissage atténuant l'effet de la volatilité des prix, liée principalement aux évolutions des prix des matières premières.

Le *spread* interbancaire est la différence entre le taux interbancaire à 3 mois et le taux directeur.

Le cours boursier est issu de Datastream et couvre l'ensemble des actions cotées pour la France comme pour les États-Unis. Il est déflaté par la tendance de l'indice des prix à la consommation (sur la base d'un filtre HP).

Le taux interbancaire, le *spread* interbancaire et le cours boursier sont des moyennes mensuelles.

Pour la France, la volatilité des cours boursiers est reconstituée à l'aide de deux séries. Depuis janvier 2000, un indice de volatilité du CAC 40 est disponible dans la base de données Datastream. Avant cette date, la volatilité est calculée à partir de la fonction 061E de Datastream (volatilité à 30 jours) et de la série de cours boursiers précédemment citée. Sur la période 2000-2008, la corrélation entre ces deux séries est de 0,86, ce qui nous semble justifier de pouvoir rétropoler l'une à partir de l'autre, après correction des différences de moyenne et d'écart-type entre les deux variables. La série entière est ensuite normalisée.

Pour les États-Unis, la procédure suivie est la même, puisque la série de volatilité du S&P 100 calculée par le CBOE (Chicago board options exchange) n'est disponible que depuis 1986. Avant cette date, la volatilité est calculée de la même façon que pour la France, sur la base de la fonction 061E de Datastream. La corrélation est de 0,89 entre ces deux séries sur la période commune (à savoir 1986-2008). La première est donc rétropolée à partir de la deuxième, la série étant normalisée.

Les prix immobiliers ont été reconstitués à partir de trois séries pour la France. Depuis le premier trimestre 1996, c'est la série de prix des logements désaisonnalisée fournie par l'Insee qui a été utilisée. Entre 1978 et 1996, nous avons utilisé le déflateur du patrimoine immobilier de l'Insee. De 1974 à 1978, les données utilisées sont celles fournies par Jacques Friggit (CGPC). Enfin, ces séries ont été mensualisées et nous avons rétropolé la série de prix des logements de l'Insee sur la base des deux autres.

Pour les États-Unis, les prix immobiliers ont été reconstitués sur longue période et en fréquence mensuelle à l'aide de deux séries. Depuis janvier 1987, c'est l'indice de Case-

Schiller (qui est désaisonnalisé) de Standard&Poors qui a été utilisé. Entre 1975 et 1987, la série a été rétropolée à l'aide de l'indice donné par l'OFHEO (Office of federal housing enterprise oversight) qui a été mensualisé.

Toutes les variables, à l'exception des taux interbancaires, du *spread* interbancaire et de la volatilité, sont utilisées en logarithme. De plus, elles sont toutes « détrendées » à l'aide d'un filtre HodrickPrescott \* (avec  $\lambda = 133100$ ). Comme Denis *et al.* (2006), afin de limiter les problèmes de fin de période inhérents au filtre HP, les séries initiales ont été prolongées de trois ans (*i.e.* jusqu'en décembre 2011), avant d'être « détendées ». Cette projection a été réalisée à l'aide d'une équation intégrant une tendance linéaire et un terme autorégressif d'ordre 1.

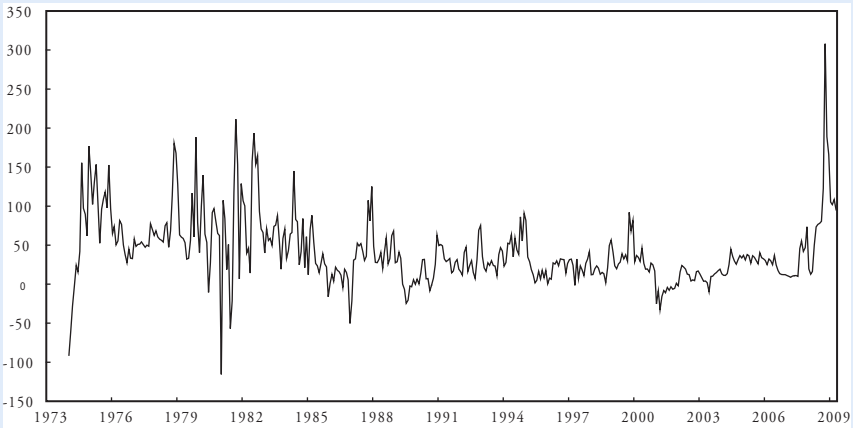
---

\* Le filtre HP peut être considéré comme un filtre passe-bas, le paramètre *lambda* étant relié à la fréquence nu par la formule suivante (Iacobucci et Noullez, 2005) :  $\lambda = [2\sin(\pi\nu\Delta t)]^4$ , avec  $dt = 1/12$  pour des données mensuelles. Pour une fréquence de coupure associée à 10 ans ( $\nu = 0,1$ ), cette formule conduit à la valeur *lambda* = 133 108 (elle conduit à 1 649 pour des données trimestrielles, soit près de la valeur usuelle 1 600).

## Annexe II

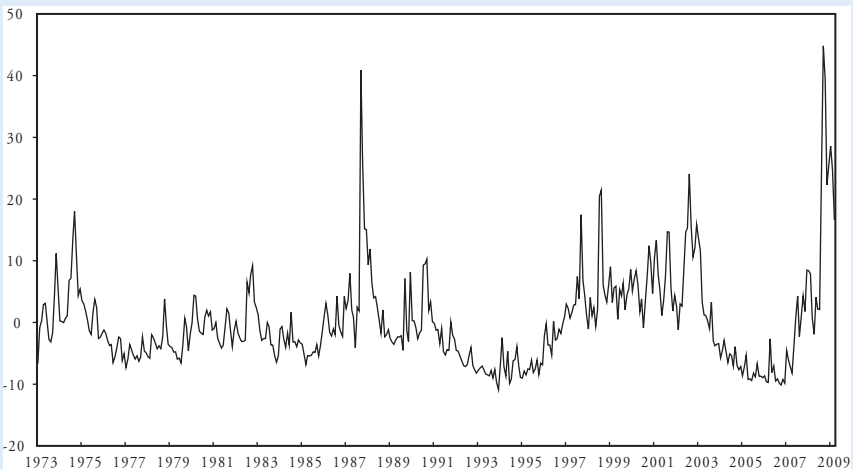
### Chronologie du *spread* interbancaire et de la volatilité des cours boursiers pour les États-Unis

Graphique II.A : *Spread* interbancaire aux États-Unis



Sources : Réserve fédérale, FMI, Global Insight.

Graphique II.B : Volatilité boursière aux États-Unis



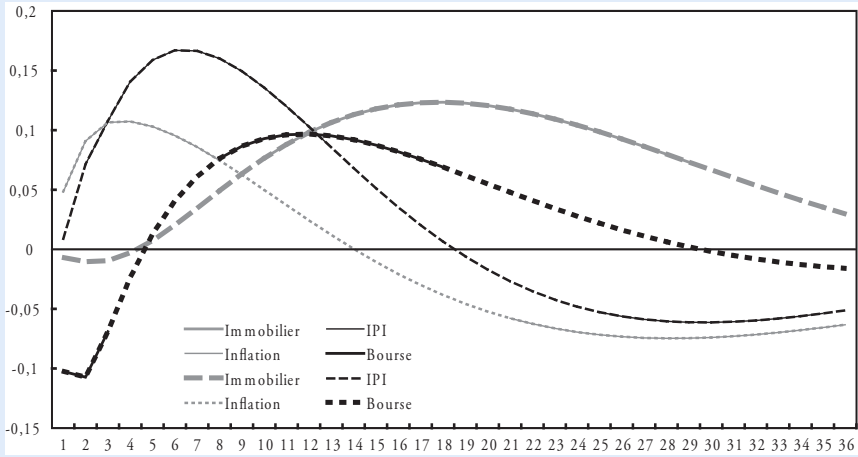
Note : la volatilité est centrée.

Source : Datastream.

## Annexe III

## Fonctions de réponse généralisées

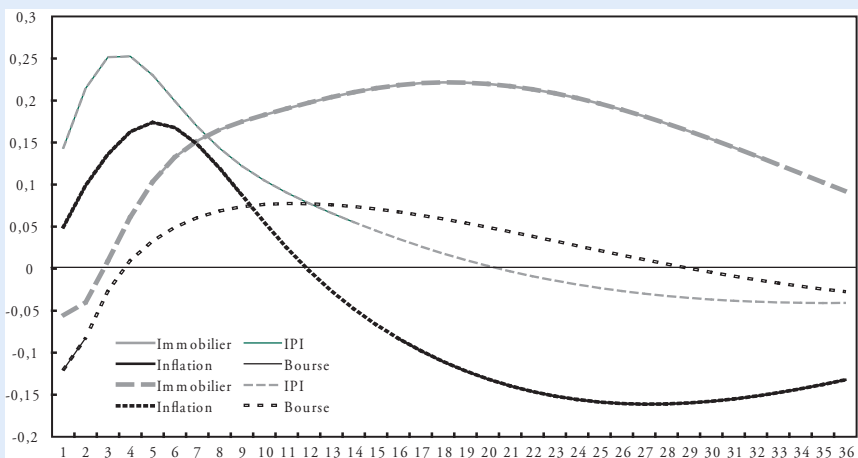
Graphique III.A : Réponse du taux d'intérêt à 3 mois aux chocs (France)



*Note :* Les réponses du taux d'intérêt aux différents chocs sont en trait plein quand elles sont significatives et en trait pointillé lorsqu'elles ne le sont pas. Les intervalles de confiance ont été calculés à partir de simulations de Monte-Carlo à plus ou moins 1,645 écart-type, soit un seuil approximatif de 10 %.

*Source :* Calculs des auteurs.

Graphique III.B : Réponse du taux d'intérêt à 3 mois aux chocs (États-Unis)



*Note :* Même représentation des réponses aux chocs que dans le graphique précédent.

*Source :* Calculs des auteurs.