

# De la crise financière à la crise économique : une analyse comparative France – Etats-Unis

*Christophe Blot, Sabine Le Bayon, Matthieu Lemoine et Sandrine Levasseur*  
OFCE

*Version provisoire*

## Introduction

La crise financière, qui a éclaté en 2007 et se prolonge depuis, a sérieusement assombri les perspectives d'emploi et de croissance. La France n'échappera probablement pas à la récession en 2009. Déjà, la situation s'est dégradée sur le front de l'emploi. Entre décembre 2007 et 2008, le nombre d'inscrits à l'ANPE a augmenté de 217 000 personnes. La production industrielle enregistre également une chute prononcée ; le dernier chiffre de novembre faisant apparaître une baisse de plus de 9 % en rythme annuel. Si dès le départ, on pouvait anticiper des répercussions réelles de la crise financière, l'ampleur et les mécanismes précis de la transmission restent à mesurer. L'objectif de cet article est de proposer une première évaluation des effets de la crise financière sur la France en prenant également les Etats-Unis comme point de comparaison. La référence américaine est d'autant plus pertinente que c'est outre-Atlantique que la crise financière a éclaté et qu'elle prend toute sa dimension : crise immobilière, crise bancaire et crise boursière.

De nombreuses tentatives d'évaluation du coût des crises bancaires<sup>1</sup> et financières ont été menées. Il s'agit systématiquement 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. Simplement, notre ambition est d'aller 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

---

<sup>1</sup> Voir Hoggarth et Saporta (2001) pour une revue de littérature.

<sup>2</sup> Voir Reinhart et Rogoff (2008).

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<sup>4</sup>. 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 en 2000 ou Barrell, Davis et Pomerantz, 2006). Malgré l'introduction de variables macroéconomiques de contrôle, cette approche ne prend 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 alternative et rigoureuse reposerait sur l'estimation d'équations structurelles à partir d'un modèle macroéconométrique. Malheureusement, si les mécanismes théoriques de transmission des chocs, rappelés dans une première partie, sont clairement identifiés, il reste que 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>5</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 notamment que les *spread* 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

---

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

<sup>4</sup> Un autre critère d'évaluation consiste à regarder le coût fiscal des opérations de sauvetage du système financier. Cette approche dépend néanmoins de la stratégie budgétaire adoptée ce qui rend les comparaisons plus délicates.

<sup>5</sup> Voir Loupias et alii (2003) ou Chatelain et alii (2003) pour des études sur la zone euro.

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 la troisième partie que les crises financières, identifiées par des chocs boursiers, de taux d'intérêt et d'incertitude, expliquent significativement l'évolution de l'activité économique. La décomposition historique des chocs nous conduit ensuite à évaluer la contribution des chocs financiers à la baisse de la production industrielle en France et aux Etats-Unis. En novembre 2008, un quart du cycle industriel serait expliqué par la crise financière en France. La transmission serait plus tardive aux Etats-Unis et devrait plutôt s'opérer dans les mois qui viennent.

## 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 un choc d'incertitude (Spilimbergo et al., 2008). Ce sont les mécanismes de transmission de ces chocs que nous présentons successivement.

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

Le canal du coût du capital (autrement appelé, canal du taux d'intérêt) constitue le principal mécanisme de transmission de la politique monétaire dans tout modèle d'inspiration keynésienne. Dans un contexte 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, ce qui nécessite que les prix soient rigides. D'autre part, puisque c'est le taux d'intérêt à *long terme* – plutôt qu'à court terme – qui gouverne leurs décisions, il faut que les modifications du taux d'intérêt à court terme induites

par les actions de la banque centrale entraînent une modification correspondante du taux (réel) à long terme<sup>6</sup>.

Dans le contexte actuel faiblement inflationniste et où les taux d'intérêt nominaux des banques centrales se rapprochent de zéro, le fait que ce soit le taux d'intérêt réel (et non nominal) qui influence les décisions des entreprises et ménages constitue un élément important de la capacité des banques centrales à stimuler l'économie. Toute nouvelle baisse du taux d'intérêt nominal, si elle suscite un regain d'inflation anticipée, diminue le taux d'intérêt réel et par suite stimule l'investissement des entreprises, et donc la production. Dès lors, des anticipations déflationnistes (du fait d'un manque de confiance, par exemple) miment la capacité des autorités monétaires à soutenir l'activité *via* une baisse du taux d'intérêt.<sup>7</sup> A cela s'ajoute les délais de transmission du taux d'intérêt directeur aux taux débiteurs pratiqués par les banques commerciales<sup>8</sup>.

Si l'intuition suggère que ce canal puisse jouer 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 même 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 ».

## 1.2. L'effet richesse

L'effet richesse trouve ses fondements théoriques dans le 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

---

<sup>6</sup> Si, conformément à l'hypothèse des anticipations de la structure par terme, le taux d'intérêt à long terme est une moyenne des prévisions des taux d'intérêt futurs à court terme, la baisse du taux court (réel) entraîne une baisse du taux long (réel) qui stimule investissement des entreprises et dépenses des ménages.

<sup>7</sup> Cette efficacité des autorités monétaires à soutenir l'activité et ce, même lorsque les taux d'intérêt nominaux tendent vers zéro, a constitué l'un des principaux thèmes des débats monétaristes visant à expliquer pourquoi une politique monétaire expansionniste aurait pu éviter la chute de la production lors de la dépression des années 1930. L'efficacité supposée de la politique monétaire est toutefois conditionnée par la capacité des autorités à modifier les anticipations d'inflation.

<sup>8</sup> 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 moins répercuter et/ou plus tardivement les baisses des taux directeurs de la banque centrale. 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 le cas de la crise actuelle aux USA.

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 transitoire – ou perçu comme tel –, l'impact sur la consommation sera lui-même transitoire 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 USA ou encore le Royaume Uni. Deux principaux éléments expliquent cela. 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>9</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 USA ou au Royaume Uni<sup>10</sup>. Le corollaire est que la baisse du prix de l'immobilier (observée aux Etats-Unis depuis 2007) et la chute des bourses depuis l'été 2007 nous permettent d'anticiper un impact plus faible sur l'économie réelle en Europe continentale.

---

<sup>9</sup> 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).

<sup>10</sup> 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. Notamment, depuis les travaux développés par Bernanke et Blinder (1988) et Bernanke et Gertler (1995 et 1996), il est apparu que les imperfections financières, résultant des asymétries d'information, contribuent à la transmission mais aussi à l'amplification des chocs monétaires, réels ou financiers<sup>11</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>12</sup>. Le coût du financement externe est alors d'autant plus élevé que les asymétries d'information sont importantes et il diminue avec la richesse nette<sup>13</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>14</sup> des agents financièrement contraints s'en trouvent donc 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 composition touchant plus fortement les « petites » que les « grandes » entreprises.

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 dans ce processus.

---

<sup>11</sup> 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.

<sup>12</sup> La prime est liée aux coûts supplémentaires engagés par les créanciers pour contrôler et vérifier les résultats obtenus et déclarés par l'emprunteur.

<sup>13</sup> 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.

<sup>14</sup> Les modèles envisagent initialement uniquement l'effet sur l'investissement mais il est assez direct de faire une transposition à la consommation des ménages où les biens immobiliers sont utilisés comme collatéral (voir Goodhart et Hofmann, 2007 ou Mishkin, 2007).

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 crédits<sup>15</sup> si elles sont dans l'incapacité de trouver des substituts lors d'un choc réduisant leur financement<sup>16</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 crédits<sup>17</sup>, 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 Marquès (2007) ont récemment 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 opportunités 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 crédits dès lors qu'elles sont contraintes par des exigences réglementaires en matière de fonds propres, ce qui renforcerait alors le canal du crédit<sup>18</sup>. En effet, pour satisfaire leurs ratios prudentiels à la suite d'un choc financier dégradant la qualité des actifs, les établissements de crédit auraient 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 le contexte économique et financier 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

---

<sup>15</sup> Voir ECB (2008) pour une revue complète de cette littérature.

<sup>16</sup> 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 Loupiac, Savignac et Sevestre, 2003). Ashcraft (2006) pour les Etats-Unis montre récemment que l'appartenance à un groupe bancaire atténue la portée du canal du crédit.

<sup>17</sup> On parle de rationnement quantitatif du crédit lorsqu'à conditions de financement et de risque identiques, les banques réduisent leur distribution de crédit.

<sup>18</sup> On parle alors de canal du capital bancaire (voir Van den Heuvel, 2002).

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 alors prendre leurs décisions 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 en raison du 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>19</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 les dépenses et la production<sup>20</sup>.

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

Le recours à un modèle de type VAR permet de simuler un cadre macroéconomique simplifié et d'évaluer (de quantifier) l'impact de la crise financière sur l'économie. D'abord, nous présentons les variables retenues dans notre modélisation puis nous précisons les aspects méthodologiques ainsi que les estimations effectuées.

### **2.1. Les variables**

---

<sup>19</sup> Voir Aviat et alii (2007) pour une modélisation récente.

<sup>20</sup> Cet argument est plus récemment repris par Bloom (2007).



La spécification VAR retenue considère 6 variables : une variable réelle (l'indice de production industrielle), 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 trois variables visant à capturer spécifiquement les canaux de transmission de la crise actuelle (le *spread* interbancaire, les cours boursiers et la volatilité de ces derniers). Les estimations sont effectuées sur données mensuelles sur la période 1974:1-2008:11, la date de fin de l'échantillon étant déterminée par la disponibilité de l'indice de production industrielle<sup>21</sup>.

Précisons l'introduction dans le VAR - et l'interprétation - de nos quatre dernières variables. En première approximation, le taux interbancaire à trois mois peut être considéré comme reflétant la politique monétaire menée par les autorités à court terme, puisqu'il intègre les anticipations des marchés financiers sur les taux directeurs à trois mois<sup>22</sup>. C'est notamment le cas en période « normale ». Néanmoins, en période de crise, le taux interbancaire reflète aussi les problèmes de liquidité des banques et, notamment d'assèchement en liquidités<sup>23</sup>.

Le *spread* interbancaire, qui mesure la différence entre le taux interbancaire à 3 mois et le taux directeur (repo), constitue de ce point de vue un autre indicateur des difficultés de refinancement des banques en période de crise. 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 en fréquence mensuelle sur longue période. La variable de *spread* interbancaire constitue donc une *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.

---

<sup>21</sup> Le traitement et les sources des données sont détaillés en annexe 1.

<sup>22</sup> 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.

<sup>23</sup> 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.

Le graphique 1 retrace l'évolution des *spreads* interbancaires depuis 1974 pour la France et met en exergue les chocs sur les *spread* (les « chocs » étant définis comme les écarts supérieurs à 1,65 fois l'écart-type de la série centrée<sup>24</sup>) en explicitant les « évènements » qui les sous-tendent (anticipations de changements de politique monétaire, notamment lors de tensions sur le marché des changes, défiance entre banques etc.)<sup>25</sup>. Il faut noter que le choc de *spread* actuel est beaucoup plus faible en France (et dans tout pays de la zone euro) qu'il ne l'est aux Etats-Unis (110 points de base et 310 points respectivement en octobre 2008, au plus fort des tensions)<sup>26</sup>. De prime abord, le choc de *spread* actuel apparaît aussi relativement faible par rapport aux chocs qui ont affecté la France au milieu des années 70 et à la fin des années 80-début des années 1990. Mais, depuis la fin des turbulences au sein du mécanisme de change européen en 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.

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 sur la même échéance. Ce *spread* est non affecté par les anticipations de politique monétaire, puisqu'elles sont inscrites dans les deux séries, et reflète donc uniquement les assèchements sur le marché interbancaire. Il était fin 2008 à un niveau historiquement élevé<sup>27</sup>.

Le cours boursier est un proxy de la richesse totale des agents. Malgré leur importance pour le patrimoine des ménages, les prix immobiliers n'ont pas été retenus, car ils ne sont pas disponibles en fréquence mensuelle. On peut toutefois considérer que les prix des actions sont un bon indicateur de la richesse des différents agents privés (entreprises, ménages et institutions financières). Au-delà de cet effet de richesse, la chute des cours boursiers rend plus

---

<sup>24</sup> Ce qui revient à sélectionner 10 % des chocs considérés comme représentatifs des chocs importants.

<sup>25</sup> *“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).

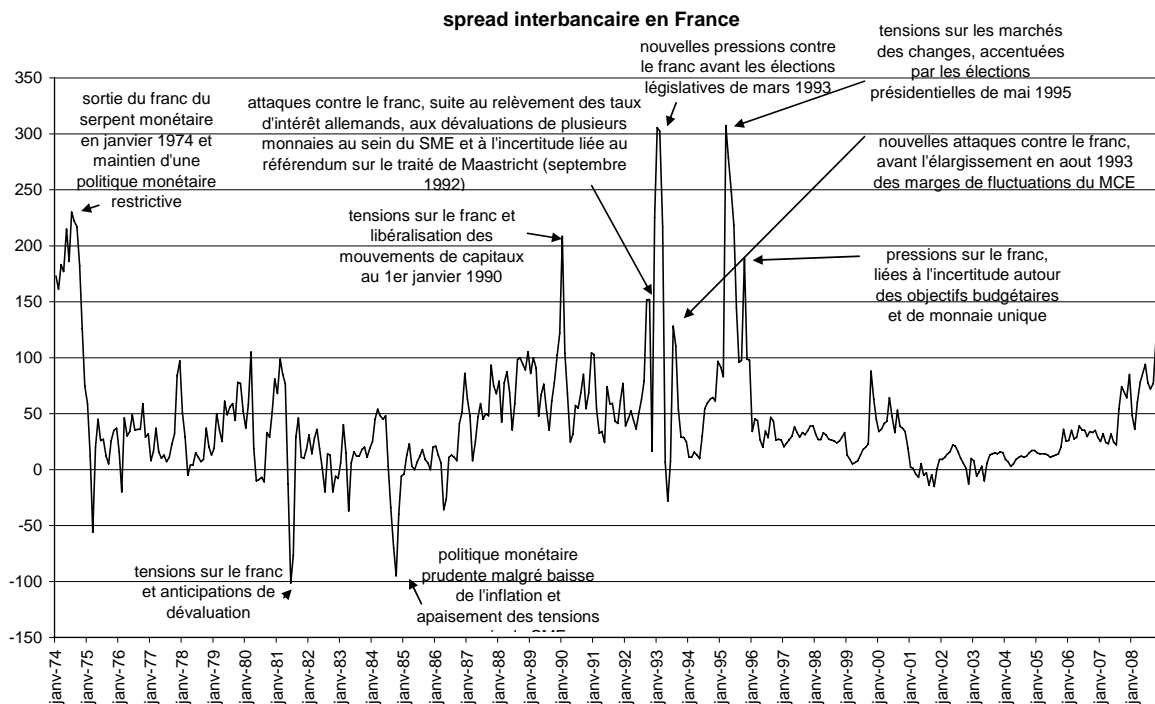
<sup>26</sup> Le graphique représentant le *spread* interbancaire des Etats-Unis se trouve en annexe 2.

<sup>27</sup> La série n'étant disponible que depuis 1986, elle n'a pas pu être retenue pour l'estimation du VAR.

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.

### Graphique 1 : *spread* interbancaire en France

En points de base

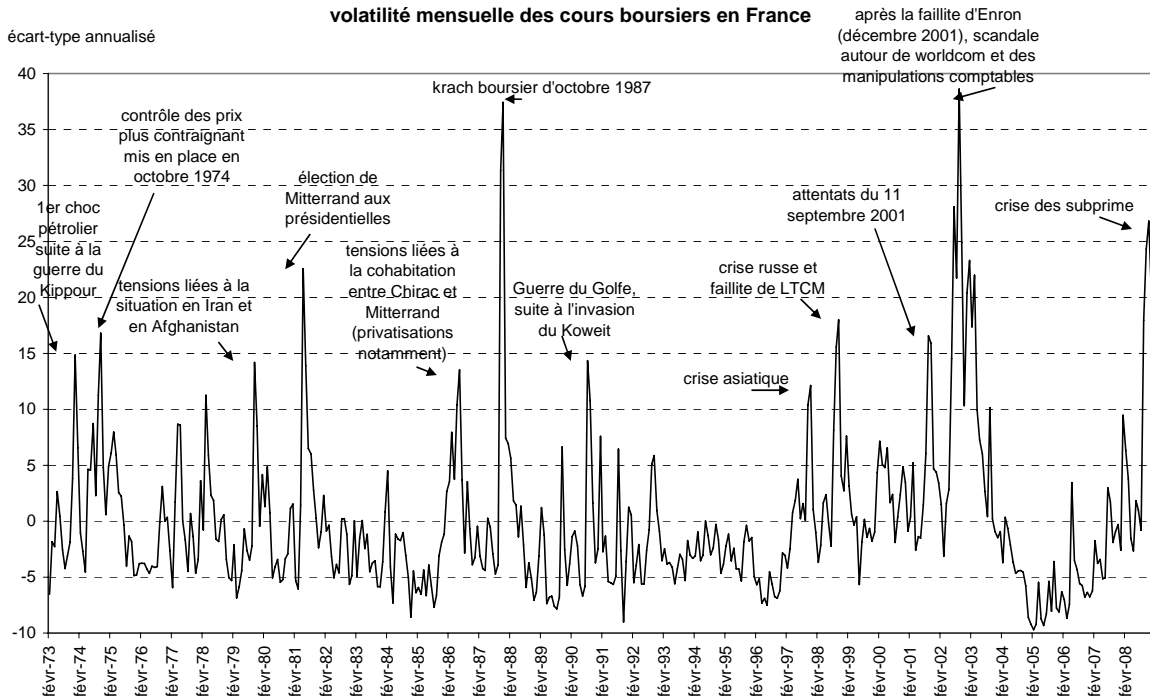


La volatilité des cours boursiers est utilisée dans le modèle comme proxy de l'incertitude de l'économie globale, affectant de fait les décisions de dépenses des agents économiques<sup>28</sup>. En période "normale", les mouvements de hausse et de baisse des cours boursiers sont supposés graduels. Les épisodes de pics de volatilité sont dus, soit à des hausses ou des chutes brutales du prix des actions, soit à de forts à-coups journaliers, les hausses succédant aux baisses dès qu'une nouvelle concernant la politique monétaire ou la situation de l'économie est publiée. La chronologie de la volatilité boursière pour la France depuis 1973 est représentée dans le graphique 2. Y sont indiqués 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 suite aux scandales Enron et

<sup>28</sup> Pour d'autres proxys de l'incertitude (e.g. variabilité des profits), voir Bloom (2008).

Worldcom. Pour les Etats-Unis, le pic de volatilité récent est le plus fort depuis 1973, suivi de près par celui né du krach de 1987 (voir annexe 2).

**Graphique 2 : volatilité boursière en France**



## 2.2. La spécification du modèle VAR

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

$$x_t = c + \sum_{i=1}^p B_i x_{t-i} + e_t, \quad t = 1973m1, \dots, 2008m12$$

avec  $x_t$  le vecteur ( $6 \times 1$ ) des six variables retenues,  $e_t$  le vecteur ( $6 \times 1$ ) des résidus canoniques de matrice de covariance  $\Sigma$ ,  $B_i$  des matrices ( $6 \times 6$ ) de coefficients et  $p$  le nombre de retards.

Les tests statistiques et les critères d'information donnant des informations contradictoires sur le nombre de retards à retenir. C'est finalement le test LR (*likelihood ratio* ou rapport de vraisemblance) qui a été privilégié, sur la base des conclusions de De Serres et Guay (1995). Selon ces derniers, les tests s'appuyant sur les critères d'information (Akaike et Schwartz) sous-estiment le nombre de retards et sont donc moins fiables que les tests séquentiels (Wald et LR). Disposant de 419 observations mensuelles, nous avons effectué le test LR avec un nombre maximum de retards de 6, afin de garder un nombre suffisant de degrés de liberté. Pour la France, le test LR retient 4 retards (le critère d'Akaike étant minimal

pour 2 retards). Pour les Etats-Unis, le test LR sélectionne 6 retards (le critère d'Akaike en retenant 3). Nous retenons donc un modèle VAR d'ordre 4 pour la France et d'ordre 6 pour les Etats-Unis.

Les chocs structurels 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 tel 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 (6×1) 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 :

$$PP' = \Sigma$$

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 (6×1) 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 (6×1) 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 :

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

---

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

avec  $U_j$  la matrice (6×6) 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 alors 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 implicites sont plus difficilement justifiables dès lors que plusieurs variables financières sont introduites dans le modèle. En effet, les taux d'intérêt comme les variables boursières font l'objet de cotations quotidiennes sur des marchés et devraient donc théoriquement intégrer rapidement toute information nouvelle, c'est-à-dire réagir quasi-instantanément aux chocs. Il est donc délicat 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 :

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

La réponse des 6 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 l'information contenue dans la matrice des variance-covariance. 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. La France et les Etats-Unis face à la crise : une comparaison des effets de la crise financière

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

Les fonctions de réponse généralisées sont déterminées pour les deux modèles estimés : France et Etats-Unis. Avant de s'intéresser plus précisément à la contribution des chocs à la dégradation de la production industrielle depuis le déclenchement de la crise de 2007, il est utile d'analyser les réponses des différentes variables clés à certains chocs spécifiques afin d'avoir une idée plus précise de la pertinence du cadre macroéconomique. Ainsi, il ressort que la production industrielle en France répond avec le signe attendu aux différents chocs<sup>30</sup> (graphique 3). Un choc sur l'inflation – assimilable à un choc d'offre – exerce un effet négatif au seuil de 10 % sur la production après 10 mois. Cet effet est durable puisqu'il reste significatif jusqu'au 32<sup>ème</sup> mois. L'impact du choc restrictif de politique monétaire est significatif au bout de 8 mois, atteint un pic au 13<sup>ème</sup> mois et pénalise l'activité sur une durée de 15 mois. Ces résultats sont assez conformes avec l'idée qu'il existe des délais de transmission de la politique monétaire et que les effets du choc sont persistants. Il ressort également que la production industrielle réagit négativement lorsque des tensions apparaissent sur le marché interbancaire. Une fois pris en compte les effets de la politique monétaire, une augmentation non anticipée de l'écart entre le taux à trois mois et le taux directeur de la banque centrale déprime l'activité. L'effet est significatif après 5 mois et jusqu'au 18<sup>ème</sup> mois. Ce résultat illustre l'importance des conditions de refinancement des banques<sup>31</sup> sur le marché interbancaire comme mécanisme de transmission de la crise actuelle à la sphère réelle<sup>32</sup>. L'impact du choc boursier est également significatif. La production industrielle s'améliore significativement entre du 5<sup>ème</sup> au 15<sup>ème</sup> mois lors d'un choc positif. Par symétrie, nos estimations « prédisent » une baisse de la production industrielle en cas de choc négatif, *i.e.* de chute des cours boursiers. Faute de données disponibles, notre spécification ne nous permet pas de distinguer dans la transmission du choc boursier 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. Des estimations menées en parallèle sur données trimestrielles semblent cependant mettre en évidence un effet non significatif du choc boursier sur la consommation des ménages mais significatif sur l'investissement des entreprises non financières<sup>33</sup>. Enfin, un accroissement de l'incertitude fournit également une explication, généralement non prise en compte dans ce type de

---

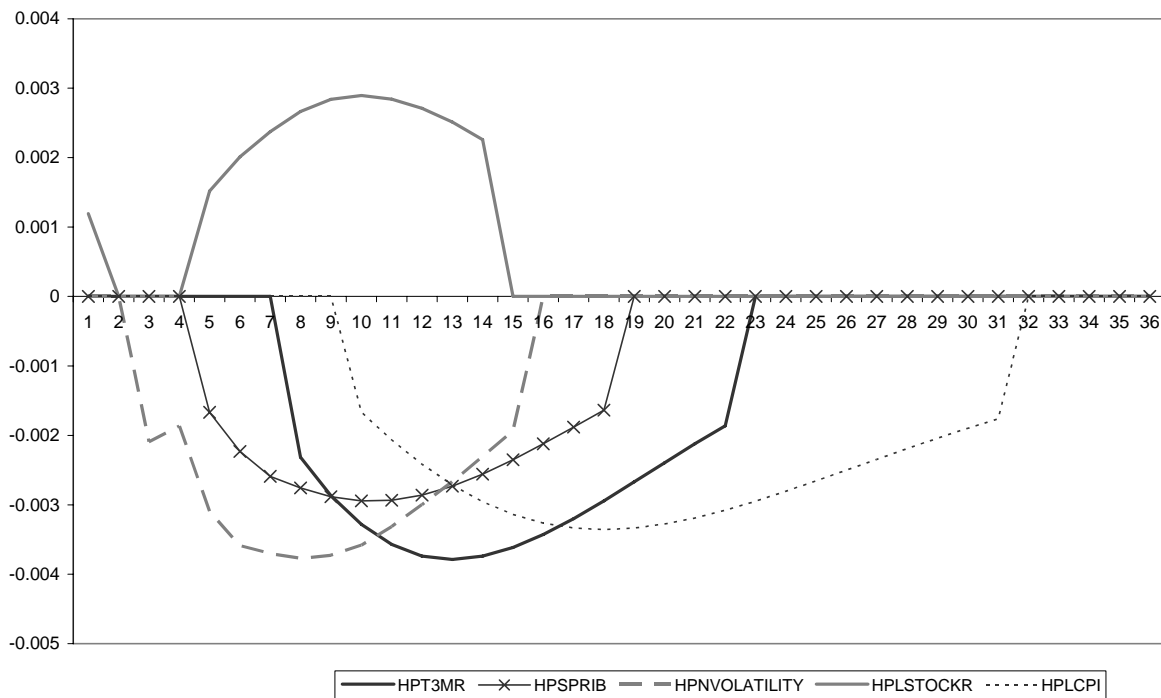
<sup>30</sup> Des estimations ont été menées à partir d'une variable d'emploi au lieu de la production industrielle mais les résultats obtenus se sont avérés peu probants.

<sup>31</sup> L'effet des conditions de financement des entreprises non financières, mesuré par l'écart entre les taux de rendement des obligations privées et publiques, a également été testé mais n'est pas ressorti significativement.

<sup>33</sup> Globalement, des estimations réalisées sur données trimestrielles françaises permettaient d'obtenir des résultats qualitativement proches de ceux présentés ici.

modélisation, à la dégradation de la conjoncture. L'effet sur la production industrielle française est significatif, montrant que les attitudes de *wait-and-see* des ménages et des entreprises en période de crise constituent un élément important de la baisse de l'activité. L'effet se transmet assez rapidement puisqu'une augmentation de la volatilité non anticipée entraîne une baisse de l'IPI dès le 3<sup>ème</sup> mois. L'impact maximal est observé 10 mois après le choc et n'est plus significatif à partir du 16<sup>ème</sup> mois.

**Graphique 3: Réponse de l'IPI France aux chocs**



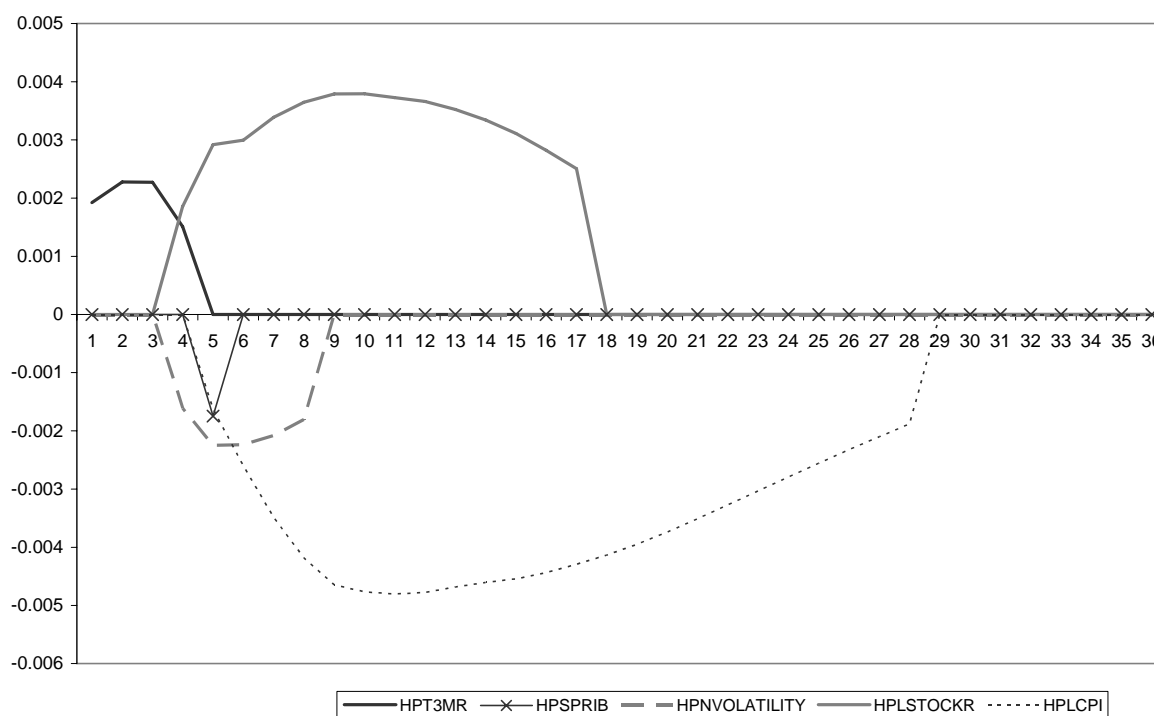
Note de lecture : Les réponses de l'IPI aux différents chocs ont été tronquées à zéro dès lors qu'elles n'étaient pas significatives, les intervalles de confiance ayant été calculés à partir de simulations de monte carlo à plus ou moins 1.645 écart-type soit un seuil approximatif de 10 %.

Les résultats obtenus pour les Etats-Unis à partir d'une modélisation proche sont globalement moins significatifs (graphique 4). Comme pour la France, le choc d'inflation est significatif au seuil de 10 % et nettement persistant. De façon surprenante, un choc positif de politique monétaire (*i.e.* une hausse du taux d'intérêt) n'a aucun effet négatif sur la production industrielle. Il ressort même que l'impact de ce choc est initialement positif même s'il ne dure que les 4 premiers mois. De même, les conditions du marché interbancaire ne ressortent que faiblement et ne sont significatives, avec le signe espéré, qu'au 6<sup>ème</sup> mois. Les effets sont plus importants pour le choc boursier et pour le choc d'incertitude. Notamment, les effets d'une augmentation non anticipée de l'indice boursier sur l'indice de production industrielle sont



significatifs dès le 4<sup>ème</sup> mois, atteignent un pic au bout de 10 mois puis deviennent non significatifs après 18 mois. Comme pour la France, la prise en compte de l'incertitude semble importante. Le choc – une augmentation non anticipée de l'incertitude – dégrade l'activité pour une durée de 5 mois dès le 4<sup>ème</sup> mois.

**Graphique 4: Réponse de l'IPI Etats-Unis aux chocs**



Note de lecture : Les réponses de l'IPI aux différents chocs ont été tronquées à zéro dès lors qu'elles n'étaient pas significatives, les intervalles de confiance ayant été calculés à partir de simulations de monte carlo à plus ou moins 1.645 écart-type soit un seuil approximatif de 10 %.

En dehors de la production industrielle, d'autres résultats méritent d'être soulignés<sup>34</sup>. Premièrement, un *price puzzle* apparaît dans les deux pays<sup>35</sup>. A la suite d'un choc restrictif de politique monétaire, les prix ont tendance à augmenter pendant les 10 premiers mois en France et pendant la première année aux Etats-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

<sup>34</sup> Les différentes représentations graphiques des fonctions de réponse ne sont pas systématiquement reproduites mais sont disponibles auprès des auteurs.

<sup>35</sup> 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.

taux, les délais de transmission de la politique monétaire ne permettent pas de réduire l'inflation immédiatement.

L'analyse des réponses du taux d'intérêt de court terme permet d'illustrer en partie la fonction de réaction des autorités monétaires lors de l'occurrence de chocs. Pour la France, il ressort (voir graphique en annexe 3) que la réponse à une augmentation non anticipée des prix est immédiate. Le taux d'intérêt continue à augmenter au cours des 6 premiers mois puis revient progressivement vers sa tendance, cessant d'être significativement plus élevé au bout d'un an. Aux Etats-Unis (voir graphique en annexe 3), la réponse est beaucoup plus courte et moins immédiate, les taux n'augmentant qu'au cours des 2<sup>ème</sup> et 3<sup>ème</sup> mois. La politique monétaire de la Réserve fédérale est par contre beaucoup plus réactive aux chocs sur l'IPI. Une hausse de la production industrielle entraîne une augmentation rapide et prononcée du taux d'intérêt qui de plus est, durable puisque s'étalant sur 17 mois. En France, la dynamique des taux d'intérêt suite à un choc favorable sur l'activité est similaire à la réaction obtenue pour le choc d'inflation. A la suite d'un choc boursier, on observe d'abord une baisse des taux d'intérêt puis un durcissement significatif de la politique monétaire à partir du 10<sup>ème</sup> mois. La réponse des autorités monétaires américaines au choc boursier a un profil assez proche, une baisse initiale des taux suivie d'une augmentation au bout de 5 mois. Ces résultats témoignent de l'ambiguïté de la relation entre politique monétaire et les prix d'actifs. Aux Etats-Unis, il n'y a pas de réponse significative à une hausse de *spread* interbancaire. En France, les taux augmentent pendant 6 mois puis baissent au bout d'une année. Cette dynamique pourrait refléter initialement des anticipations de poursuite d'un cycle de durcissement de la politique monétaire expliquant alors la montée du taux d'intérêt interbancaire à 3 mois. La baisse intervenant ultérieurement résulterait d'une réponse aux tensions, illustrant éventuellement la réponse tardive des autorités monétaires lorsque la situation du système bancaire se dégrade. Enfin, la réponse au choc d'incertitude est faiblement significative en France, avec un signe positif. La Réserve fédérale serait plus sensible à l'augmentation de l'incertitude. Elle réagirait en baissant ses taux 4 mois après le choc et pour une durée de 7 mois.

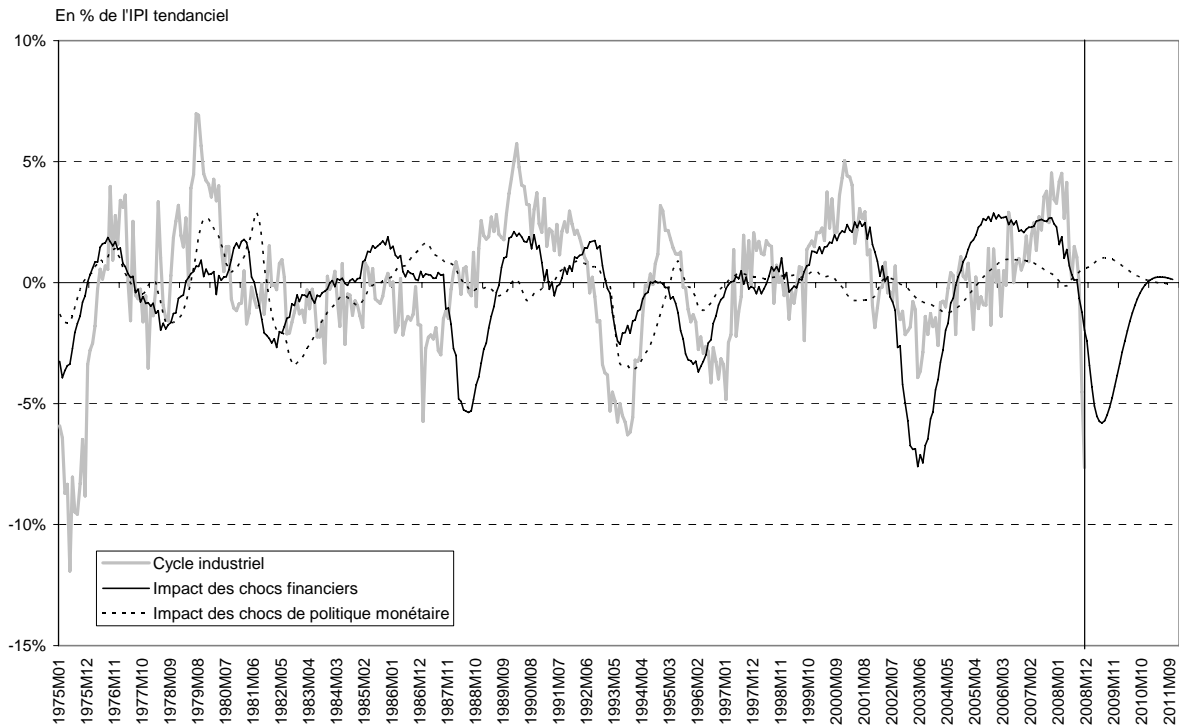
Enfin, dans les deux pays, la réponse des cours boursiers est cohérente avec l'effet attendu des différents chocs non anticipés (voir graphiques en annexe 3). La bourse baisse significativement lorsque les taux d'intérêt augmentent, lorsque l'inflation accélère, que le *spread* interbancaire se dégrade et lorsque l'incertitude s'accroît.

### 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. Sur le graphique 5, l'impact des chocs financiers sur le cycle industriel français cumule l'impact des chocs de cours boursiers, de volatilité et de *spread* interbancaire. Cet impact s'est avéré particulièrement négatif (au-delà des -5 % de l'IPI tendanciel) suite à la crise financière de 1987, suite au krach de la bulle internet en 2001 et suite à la crise des *subprime* de 2007. En revanche, les récessions du début des années 1980 et 1990 s'expliqueraient davantage par l'impact des chocs de politique monétaire. En fin de période, l'impact des chocs financiers (estimé à -2,0 % en novembre 2008) prédomine et expliquerait environ le quart du cycle industriel (-7,6 %). A l'avenir, si les chocs financiers futurs étaient nuls, ce qui reviendrait à supposer un retour à la normale sur les marchés financiers, les chocs passés continueraient à peser négativement sur le cycle industriel avec un impact maximal en juin 2009 (de -5,8 %), partiellement compensé par l'effet d'une politique monétaire expansionniste (+1,0 %).

Aux Etats-Unis, le krach de la bulle Internet et la crise des *subprime* impriment plus fortement leur marque que les crises financières précédentes (graphique 6). Les chocs de politique monétaire témoignent quant à eux d'un impact moins pro-cyclique au début des années 1990 et deviennent nettement contra-cycliques en 1995. En fin de période, contrairement à la France, l'impact des chocs financiers (estimé à +0,3 % en novembre 2008) ne pèse pas encore sur le cycle industriel (-5,0 %). La volatilité boursière s'étant envolée plus tôt, son impact négatif est déjà visible, mais l'accélération de la chute des prix des actifs boursiers et l'explosion du *spread* interbancaire, observées en septembre 2008, sont trop récentes pour que leur impact négatif apparaisse en novembre 2008. En l'absence de chocs futurs, les chocs financiers toucheraient ensuite rapidement la production industrielle, avec un impact maximal en février 2009 (de -5,3 %). Comme en France, cet impact serait en partie compensé par l'effet d'une politique monétaire expansionniste (+1,2 %).

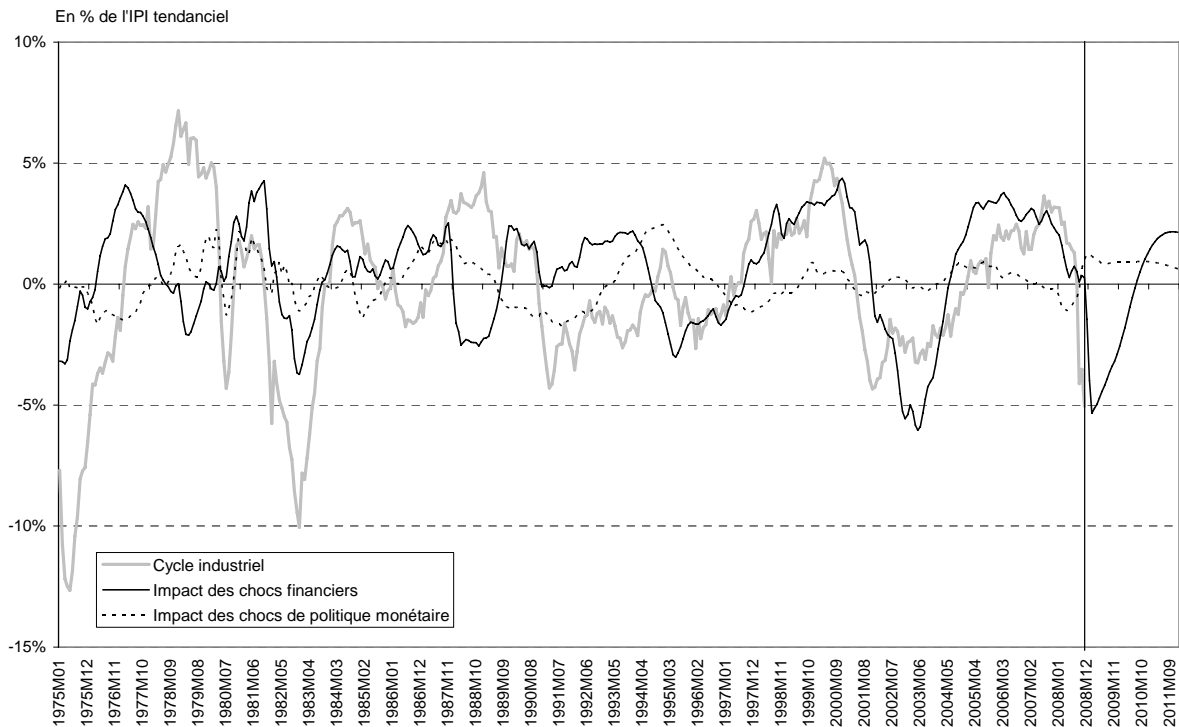
**Graphique 5. Impact historique des principaux chocs sur le cycle industriel français**



Note : les chocs financiers désignent ici les chocs sur les prix boursiers, 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.

Source : Datastream, calculs des auteurs.

**Graphique 6. Impact historique des principaux chocs sur le cycle industriel américain**



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

Source : Datastream, calculs des auteurs.

## Conclusion

Afin de mesurer l'impact de la crise financière sur l'activité en France et aux Etats-Unis, nous avons estimé un modèle VAR structurel, contenant un bloc classique (production, prix, taux d'intérêt) et intégrant en outre des variables susceptibles de révéler les chocs financiers, soient un *spread* interbancaire (pour capter l'assèchement en liquidités), les cours boursiers (pour capter les effets « richesse ») et la volatilité des cours boursiers (pour capter l'effet de l'incertitude sur les décisions d'investissement et de consommation des agents). Les fonctions de réponse aux chocs structurels ont été obtenues dans le cadre d'une approche généralisée à la Pesaran et Chin (1998), ce qui nous permet de ne pas formuler d'hypothèses (*ad hoc*) quant aux délais de transmission de chaque type de choc. Les fonctions de réponse obtenues pour la France et les États-Unis sont interprétables économiquement, ce qui légitime les estimations obtenues et leur qualité. Ainsi, un choc d'inflation, interprétable comme un choc d'offre négatif, a un impact récessif sur la production, tout comme un resserrement de la politique monétaire ou des tensions sur le marché interbancaire. Une baisse des cours boursiers entraîne une chute de la production industrielle. Enfin, une augmentation de la volatilité et, donc de l'incertitude, se traduit bien par une dégradation de la production. Dans le cas français, c'est le choc de volatilité qui se répercute le plus rapidement sur l'activité, suivi des chocs sur le *spread*, sur les actifs boursiers, puis sur les taux interbancaires et enfin sur les prix.

Dans le cas français, nos estimations montrent que les chocs financiers (*i.e.* chocs boursiers, de volatilité et de *spread interbancaire*) expliquent environ un quart du cycle industriel en novembre 2008. De plus, si l'on se base sur les chocs financiers connus jusqu'en novembre 2008, l'impact (négatif) sur l'activité serait maximal en juin 2009, et très partiellement compensé par le caractère expansionniste de la politique monétaire. Aux Etats-Unis, l'impact négatif maximal serait observé en février 2009.

Deux éléments non pris en compte par notre modèle pourraient toutefois conduire à des projections plus pessimistes qu'un simple redémarrage à partir du second semestre 2009. D'une part, les impacts des chocs financiers sont projetés en supposant que ces chocs sont nuls à partir de décembre 2008, ce qui n'est malheureusement pas le cas au vu des données les plus récentes. Seul le *spread* interbancaire semble être revenu à des niveaux « normaux » en France. D'autre part, du fait de la faiblesse de l'historique disponible pour les enquêtes sur les conditions de crédit et pour le crédit distribué, nous n'avons pu mesurer explicitement les

restrictions dans l'octroi des crédits, alors que des études récentes (Lown et Morgan, 2006) sur données américaines montrent que cette variable permet de capter les effets d'offre de crédit et jouent un rôle dans la transmission à la sphère réelle. Le durcissement déclaré des conditions de crédits, dès le troisième trimestre 2007, pourrait donc également expliquer la dégradation de la conjoncture. D'ailleurs, les analyses récentes<sup>36</sup> visant à évaluer le niveau de stress financier intègrent ce type de variables dans des indicateurs synthétiques.

---

<sup>36</sup> Guichard et Turner (2008), IMF (2008) et Swiston (2008).

## Références bibliographiques

- Altunbas Y., L. Gambacorta & 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 Etats-Unis », *Note de conjoncture de l'INSEE* décembre, pp. 37-52.
- Barrell R., E.P. Davis & 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. & O. Melander (2008) : « Credit matters : empirical evidence on US macro-financial linkages », *IMF Working Paper* n°08-169.
- Bean C., J. Larsen & K. Nikolov (2003) : « Financial frictions and the monetary transmission mechanism : theory, evidence and policy implications », in *Monetary transmission in the Euro area* edited by I. Angeloni, B. Mojon & A. Kashyap, Cambridge University Press.
- Bernanke B. & A. Blinder (1988) : « Credit, money, and aggregate demand », *American Economic Review* 98 (may), pp. 435-439.
- Bernanke B. & 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 & 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. (2007) : « The impact of uncertainty shocks », *NBER Working Paper* n°13385.
- Bordo M., B. Eichengreen, D. Klingebiel & M-S. Martinéz-Peria (2001) : « Is the crisis problem growing more severe ? », *Economic Policy* vol.16 n°32, pp. 51-82.
- Chatelain J-B, M. Ehrmann, A. Generale, J. Martinez-Pagès, P. Vermeulen & 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.
- Clerc L. & 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, E. Detragiache & 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 & W. Röger (2006) : « Calculating potential growth rates and output gaps », *Economic paper* n°247, European Economy, March.
- DeSerres A. & A. Guay (1995) : « Selection of the truncation lag in structural VARs (or VECMs) with long-run restrictions », *Working paper* n°95-9, Banque du Canada, Octobre.
- ECB (2009) : « Housing wealth and private consumption in the Euro area », *Monthly Bulletin*, January.
- ECB (2008) : « The role of banks in the monetary policy transmission mechanism », August, pp. 85-98.
- Ehrman M., L. Gambacorta, J. Martinez-Pagès, P. Sevestre & 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* edited by I. Angeloni, B. Mojon & A. Kashyap, Cambridge University Press.
- Goodhart C. & B. Hofmann (2007) : « House prices and bank credit », in *House prices and the macroeconomy : implications for banking stability* edited by C. Goodhart & B. Hofmann, Oxford University Press.
- Guichard S. & D. Turner (2008) : « Quantifying the effect of financial conditions on US activity », *OECD Working Paper* n°635..
- Hoggarth G. & V. Saporta (2001) : « Cost of banking system instability : some empirical evidence », *Bank of England Financial Stability Review* june, pp. 148-165.
- Houizot C., H. Baudchon, Mathieu C. & 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.
- IMF (2008) : « Financial stress and economic downturns », *World Economic Outlook* Chapter 4, pp. 129-158.
- Loupias C., F. Savignac & P. Sevestre (2003) : « Monetary policy and the bank lending channel in France : are there asymmetries ? », in *Monetary transmission in the Euro area* edited by I. Angeloni, B. Mojon & A. Kashyap, Cambridge University Press.
- Lown C. & 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, January.
- Mishkin F. S.(2007) : « Housing and the monetary transmission mechanism », *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Symposium*.



- Mishkin F. S.** (1995) : « Symposium on the Monetary Transmission Mechanism », *Journal of Economic Perspectives*, Volume 9, Number 4, Fall, pp 3-10.
- Mishkin F. S.** (1996) : « Les canaux de transmission monétaire: leçons pour la politique monétaire », *Bulletin de la Banque de France*, N°27, Mars.
- OFCE** (2008) : « Les promesses de l'ombre », *Lettre de l'OFCE* n°302.
- Peek J. & 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. & Y. Shin** (1998) : « Generalized impulse response analysis in linear multivariate models », *Economics Letters* 58, pp. 17-29.
- 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. & K. Rogoff** (2008), « Is the 2007 US Sub-Prime Financial Crisis so Different? An International Historical Perspective », *American Economic Review* vol.98 n°2, pp. 339-344.
- Spilimbergo A., S. Symansky, O. Blanchard & C. Cottarelli** (2008) : « Fiscal policy for the crisis », *IMF Staff Position Note* 08/01.
- 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* may, pp. 259-265.

## Annexes

### Annexe 1 : construction des données et sources

Comme on l'a vu, le modèle VAR structurel estimé retient 6 variables : l'indice de production industrielle, l'indice des prix à la consommation, le taux interbancaire à 3 mois, le spread interbancaire, 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.

Le taux interbancaire à 3 mois correspond à l'Euribor à 3 mois depuis 1999 et au PIBOR à 3 mois précédemment. Les données sont issues de Datastream et DataInsight. Dans la mesure où le modèle est estimé sur les années 1970 et 1980, qui ont connu des inflations élevées, il est apparu nécessaire de corriger les taux d'intérêt de l'inflation. Le taux interbancaire à 3 mois est ainsi déflaté par la tendance de l'inflation (sur la base d'un filtre Hodrick-Prescott), pour atténuer 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 côtées. 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.

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 0,869, ce qui nous semble justifier de pouvoir rétrograder 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.

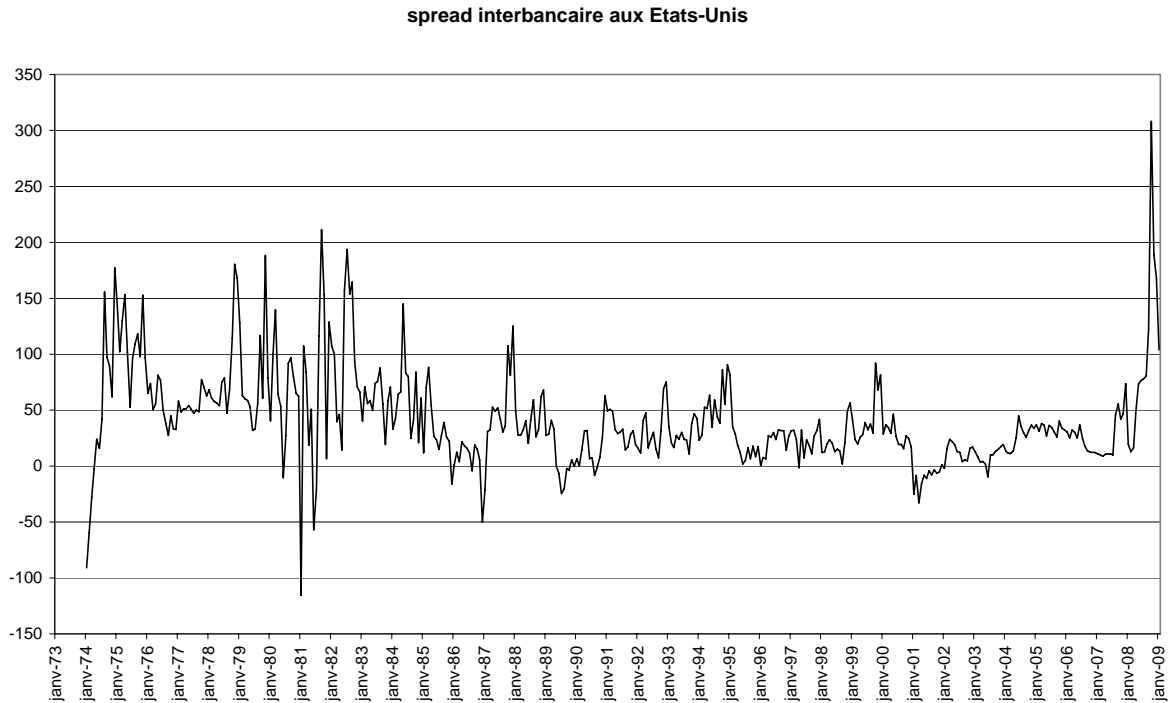
Toutes les variables, à l'exception des taux interbancaires, du spread interbancaire et de la volatilité, sont utilisées en logarithme. De plus, elles sont toutes détrendées à l'aide d'un filtre Hodrick-Prescott<sup>37</sup> ( $\lambda=133100$ ). Comme Denis et al. (2006), afin de limiter les problèmes de fin de période inhérents au filtre HP, les séries initiales ont été prolongées de trois ans (ie jusqu'en décembre 2011), avant d'être détrendées. Cette projection a été réalisée à l'aide d'une équation intégrant une tendance linéaire et un terme autorégressif d'ordre 1.

---

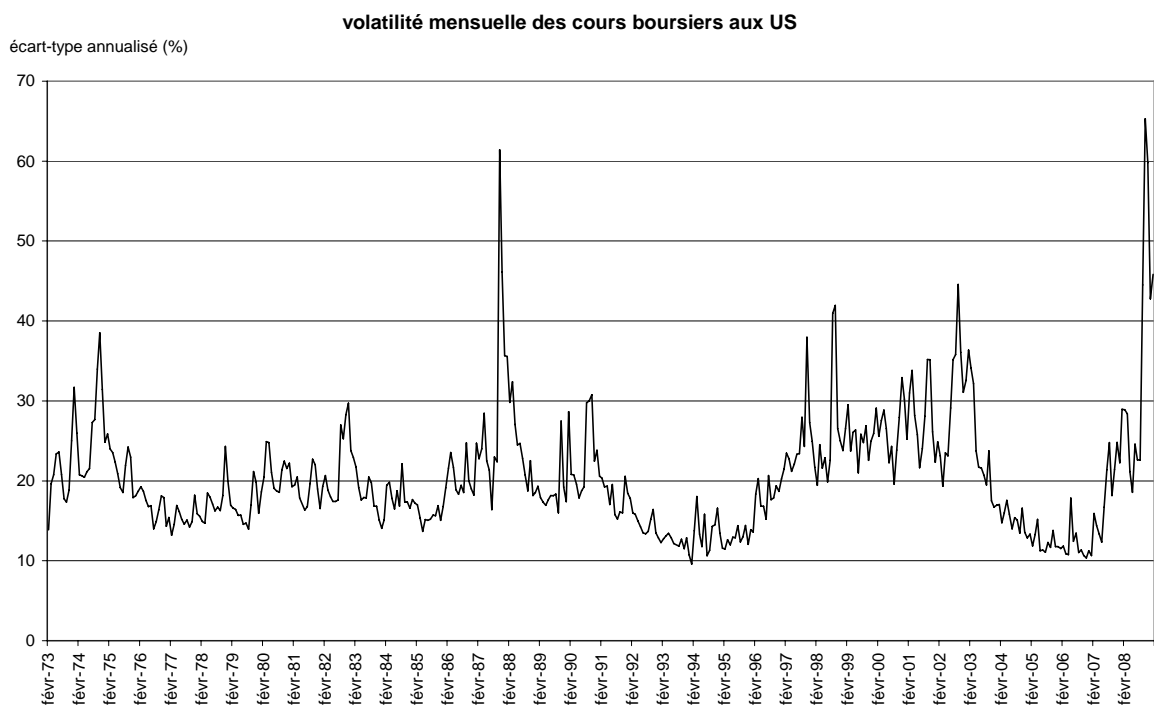
<sup>37</sup> Le filtre HP peut être considéré comme un filtre passe-bas, le paramètre  $\lambda$  étant relié à la fréquence  $\nu$  par la formule suivante (Iacobucci et Noullez, 2002) :  $\lambda = [2 \sin(\pi \nu \Delta t)]^{-4}$ , avec  $dt = 1/12$  pour des données mensuelles. Pour une fréquence 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 2 : chronologie du spread interbancaire et de la volatilité des cours boursiers pour les USA

Graphique 2A: spread interbancaire aux Etats-Unis

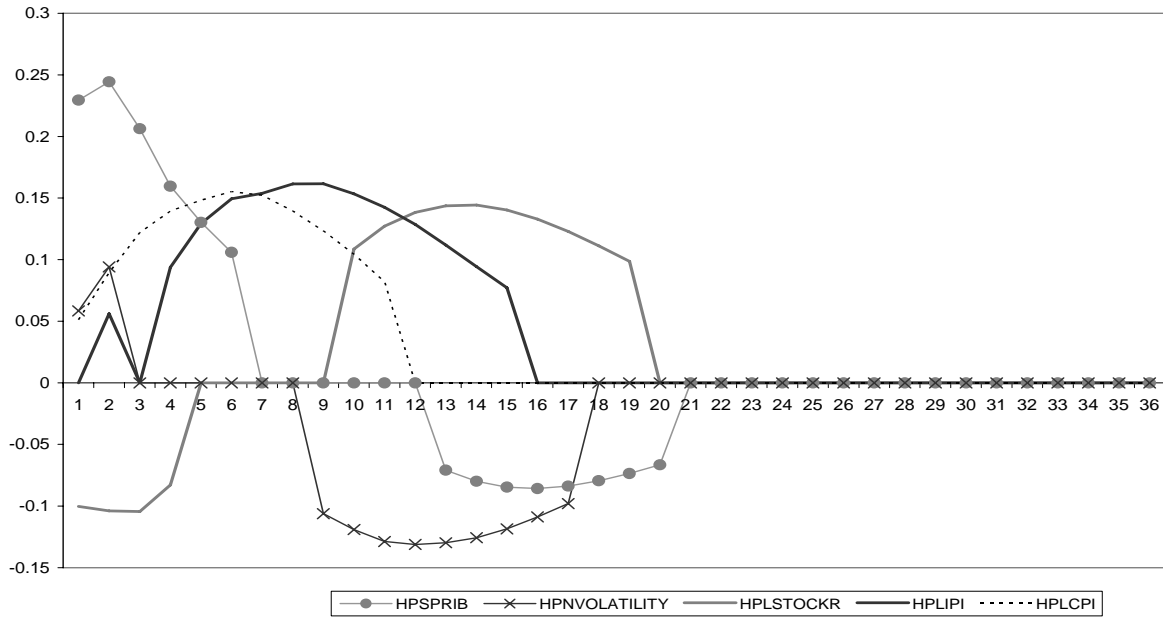


Graphique 2B: volatilité boursière aux Etats-Unis



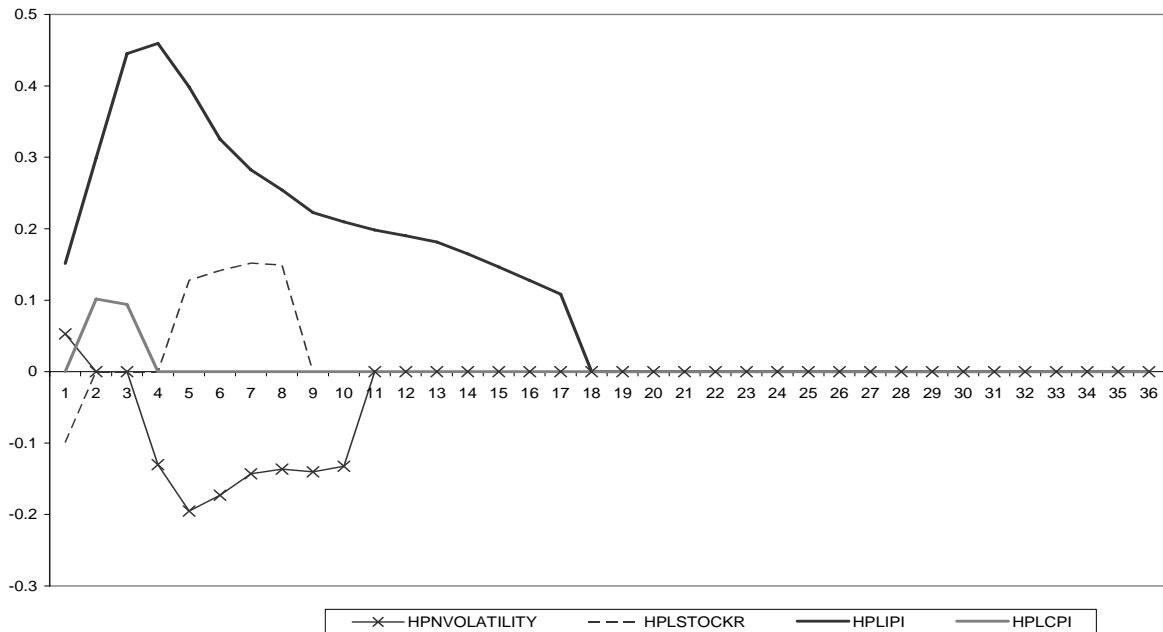
### Annexe 3 : Fonctions de réponse généralisées

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



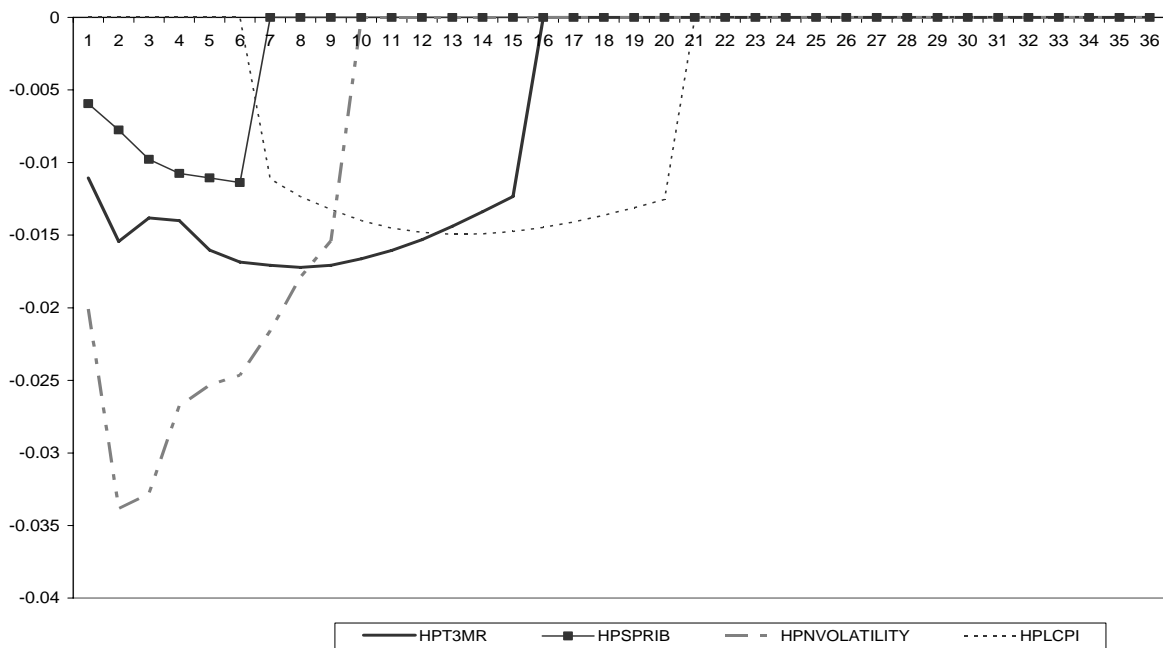
Note de lecture : Les réponses de l'IPI aux différents chocs ont été tronquées à zéro dès lors qu'elles n'étaient pas significatives, les intervalles de confiance ayant été calculés à partir de simulations de monte carlo à plus ou moins 1.645 écart-type soit un seuil approximatif de 10 %.

**Graphique 3B: Réponse du taux d'intérêt à 3 mois aux chocs (Etats-Unis)**



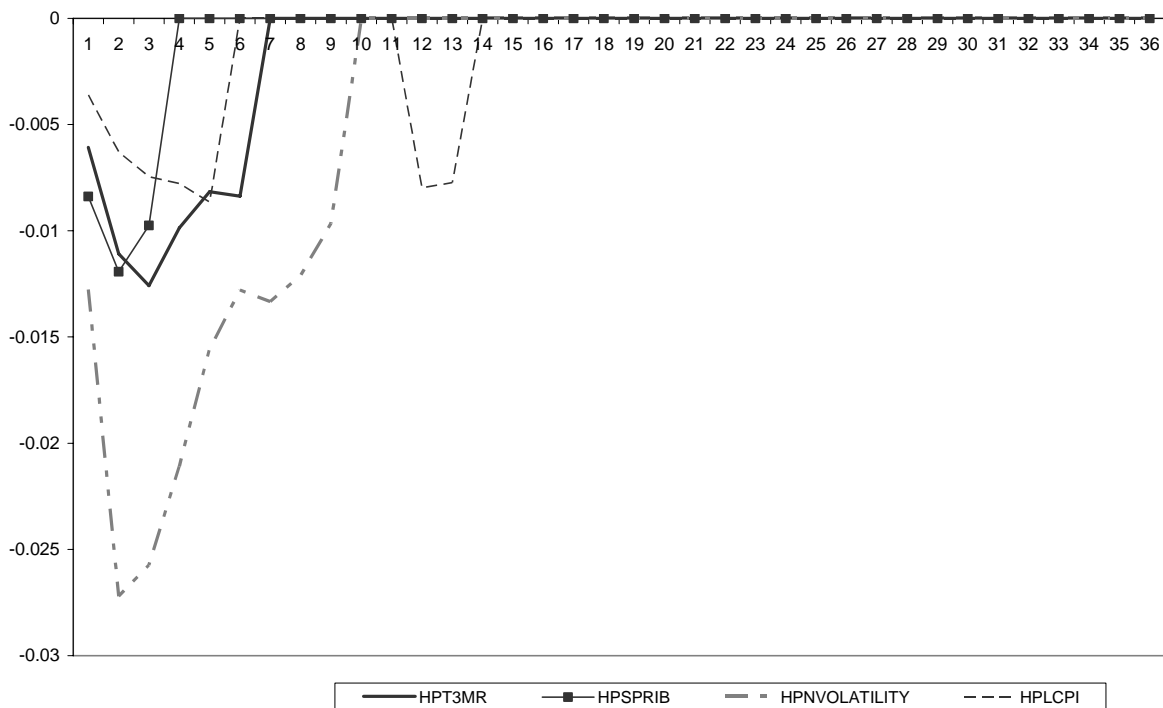
Note de lecture : Les réponses de l'IPI aux différents chocs ont été tronquées à zéro dès lors qu'elles n'étaient pas significatives, les intervalles de confiance ayant été calculés à partir de simulations de monte carlo à plus ou moins 1.645 écart-type soit un seuil approximatif de 10 %.

### Graphique 3C: Réponse des cours boursiers (France)



Note de lecture : Les réponses de l'IPI aux différents chocs ont été tronquées à zéro dès lors qu'elles n'étaient pas significatives, les intervalles de confiance ayant été calculés à partir de simulations de monte carlo à plus ou moins 1.645 écart-type soit un seuil approximatif de 10 %.

### Graphique 3D: Réponse des cours boursiers (Etats-Unis)



Note de lecture : Les réponses de l'IPI aux différents chocs ont été tronquées à zéro dès lors qu'elles n'étaient pas significatives, les intervalles de confiance ayant été calculés à partir de simulations de monte carlo à plus ou moins 1.645 écart-type soit un seuil approximatif de 10 %.