

La macroéconomie en risque

Christophe Boucher*

Bertrand Maillet**

VERSION PRELIMINAIRE

Nous proposons, à partir de modèles VAR et de régressions quantiles, d'évaluer l'impact du risque systémique sur l'activité réelle. Notre cadre d'analyse fournit en particulier des prévisions de densités d'indicateurs d'activité réelle et de santé financière (fan charts). A partir de données mensuelles des Etats-Unis sur la période 1975M3-2012M7, nous montrons que les indicateurs de stress des intermédiaires financiers impactent la distribution conditionnelle des variables d'activité réelle, non seulement la localisation mais aussi la forme de leur distribution.

Macroeconomics-at-Risk

We propose a modeling framework based on VAR and quantile regressions to assess the impact of systemic risk on real activity. This framework provides density forecasts of indicators of real activity and financial health (fan charts). Using monthly time series of the US economy over the 1975M3-2012M7 period, our results suggest that the financial intermediation stress indicators impact the conditional distribution of real activity, not only the location but also the shape of the distribution.

Classification *JEL*: C31, C53, E3, G2.

INTRODUCTION

Les récentes turbulences financières ont montré le risque qui pesait sur la capacité des institutions financières à assurer leur rôle d'intermédiation entre prêteur et emprunteurs du secteur non-financier (les ménages et les entreprises), mais également entre institutions financières elles-mêmes.

Pourtant, les deux modèles de référence développés pour analyser les fluctuations du cycle économique dans les économies développées - les modèles de cycles réels et les modèle dynamique néo-keynésiens - ne prêtent aux intermédiaires financiers qu'un rôle mineur. La littérature macroéconomique est longtemps restée discrète sur la relation entre l'intermédiation financière et le risque macro-économique.

* A.A.Advisors-QCG (ABN AMRO), Variances et Université de Lorraine (CERFIGE).
Correspondance : CERFIGE, UFR DEA, Ile du Saulcy, 57045 Metz Cedex 01, France. Tel/Fax: 03 87 31 57 46 / 50 77. Courriel : christophe.boucher@univ-lorraine.fr (auteur correspondant).

** A.A.Advisors-QCG (ABN AMRO), Variances et Université d'Orléans (LEO/CNRS et IEF).
Correspondance : LEO/CNRS, Université d'Orléans, rue de Blois, 45067 Orléans Cedex 2, France.
Tel/Fax: 02 38 49 49 88 / 41 73 80. Courriel : bertrand.maillet@univ-orleans.fr.

Le premier auteur remercie la Fondation Banque de France et le second l'Institut Europlace de Finance pour leurs soutiens. Nous remercions également ici Anmar Al Wakil pour son excellent travail d'assistance de recherche. L'avertissement habituel s'applique ici. Version préliminaire (*work in progress*). Ne pas citer ou distribuer sans accord explicite des auteurs.

Depuis quelques années néanmoins, de nombreuses contributions ont émergé pour (1) tenter de relier théoriquement les facteurs financiers, tels que l'intermédiation financière, aux fluctuations macro-économiques et la réponse optimale de la politique monétaire aux chocs financiers¹ ; (2) évaluer le coût des dysfonctionnements des intermédiaires financiers, généralement en s'intéressant directement aux coûts des crises bancaires et financières.

Cet article propose à partir de modèles VAR et de régressions quantiles d'évaluer l'impact du risque systémique sur l'activité réelle espérée et sa distribution conditionnelle. Le risque systémique est compris ici au sens large comme le risque de dysfonctionnement du système d'intermédiation financière (De Bandt et Hartmann [2000]).

De nombreuses tentatives d'évaluation du coût des crises bancaires et financières ont été menées. Il s'agit systématiquement d'évaluations réalisées *ex post* à partir d'un certain nombre d'hypothèses *ad hoc*². Notre ambition est d'aller au-delà de l'analyse consistant à prendre en référence la dégradation observée du PIB dans quelques crises majeures pour inférer les risques et l'ampleur des récessions.

Une approche alternative et rigoureuse reposerait sur l'estimation d'équations structurelles à partir d'un modèle macro-économétrique. Malheureusement, si les mécanismes théoriques de transmission des chocs 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'accélérateur financier. Pour ces derniers, les études fondées sur des panels de banques ou d'entreprises donnent des résultats probants mais ces effets sont toutefois 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 fortes qui ne sont pas forcément réalistes.

Nous avons ainsi privilégié dans la suite une modélisation de type VAR, qui permet d'estimer un modèle parcimonieux où la nature des chocs et les causalités sont clairement identifiées, ainsi que des régressions quantiles qui permettent de s'intéresser à toute la distribution conditionnelle des fluctuations de l'activité et non pas seulement à sa moyenne. A partir de données mensuelles des Etats-Unis sur la période 1975M3-2012M7, nous montrons ainsi que les indicateurs de stress des intermédiaires financiers impactent ainsi significativement toute la distribution de la croissance de l'activité.

La suite de cet article s'organise comme suit. La section 2 revient sur les canaux de transmission des chocs financiers à la sphère réelle. La troisième

¹ Gertler et Kiyotaki [2009] et Curdia et Woodford [2010] sont quelques unes des contributions récentes.

² Certains travaux 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. Il est nécessaire de définir précisément la durée de la crise et une croissance de référence. 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 (Barrell et al. [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).

section présente les données mobilisées ainsi que le cadre de modélisation qui associe modélisation VAR et régressions quantiles. La section 4 expose nos principaux résultats. Une dernière section enfin conclut.

(NOUVEL) ACCELERATEUR FINANCIER ET RISQUES MACROECONOMIQUES

L'idée que le secteur financier peut amplifier le cycle économique remonte au moins à Fisher [1933]³. Traditionnellement, les chocs financiers ont été appréhendés à travers le canal du coût du crédit⁴ (ou canal du taux d'intérêt) et les effets richesses (voir, par exemple, Lettau et Ludvigson [2004]). Depuis les travaux développés par Bernanke et Blinder [1988] et Bernanke et al. [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 financiers⁵. Plus récemment, des travaux ont montré que le cadre d'analyse de l'accélérateur financier pouvait être étendu des agents-non financiers aux intermédiaires financiers. Ce nouvel accélérateur financier décrit comment le fonctionnement du système financier amplifie les chocs de l'économie réelle⁶.

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. 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. 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 des agents financièrement contraints s'en trouvent donc affectés, ce qui amplifie le choc initial.

La validation empirique du modèle de l'accélérateur financier a été établie aussi bien à partir d'estimations structurelles du modèle, que d'études microéconométriques sur données d'entreprises ou bien de prédictions macroéconomiques (voir, par exemple, Christiana et al. [2010])

Si l'accélérateur financier opère une distinction entre financement interne et financement externe, il n'accorde cependant pas un rôle spécifique aux banques dans ce processus. Les banques ne prennent aucune décision concernant la taille ou la composition de leur passif. Le canal du nouvel accélérateur financier

³ Dans ce point de vue original, cependant, les facteurs financiers jouent un rôle asymétrique; les frictions financières limitent la disponibilité de financements externes pour les entreprises et les ménages, les ralentissements aggravation, mais ils n'ont pas un rôle symétrique positif en période de reprise.

⁴ Voir par exemple Mishkin [1999].

⁵ Voir Bean et al. [2003] par exemple pour une revue de la littérature sur les différents mécanismes d'amplification financière des chocs.

⁶ Qualifié quelques fois de « nouvel accélérateur financier », l'intuition de ce mécanisme est bien connue depuis Kindleberger [1978].

insiste justement sur les capitaux propres des banques dont la composition va jouer sur l'offre de crédit.

Le mécanisme du nouvel accélérateur financier a été clairement illustré par Adrian et Shin [2008] : un choc négatif sur les prix des actifs épuise le capital des banques et leur levier augmente. Puisqu'il est difficile de mobiliser de nouveaux capitaux en temps de crise compte tenu des asymétries d'information, les banques ont tendance alors à liquider leurs actifs. En effet, chaque banque est tenue de posséder une quantité suffisante de fonds propres, afin de faire face à l'ensemble de ses engagements vis-à-vis de ses créanciers. Les gestionnaires des banques peuvent être tentés de faire des choix de portefeuille risqués, afin d'obtenir des rendements élevés. Or, une prise de risque importante est susceptible d'engendrer un plus grand nombre de faillites des établissements bancaires. Face à ce problème d'asymétrie de l'information, les créanciers demandent un taux d'intérêt plus élevé. En même temps, pour éviter ce danger de faillites des banques et diminuer le risque systémique, le législateur a fixé un seuil de capitaux propres que chaque banque est tenue de posséder. Les banques préfèrent alors augmenter le ratio de fonds propres, pour donner un signal de sécurité à leurs créanciers et obtenir ainsi des prêts à taux d'intérêt moins élevé.

Ces cessions impactent alors les prix des actifs propageant le choc initial. Ce mécanisme peut avoir un fort impact sur l'activité économique, en particulier lorsqu'un choc atteint plusieurs banques simultanément, ce qui est typique des événements systémiques. Dans ce cadre, le facteur de multiplication est l'effet de levier - lorsque les banques sont elles-mêmes endettées, le choc initial négatif et la réduction des prix des actifs qui s'ensuit peut induire des liquidations d'actifs massives, ce qui accentue encore la baisse des prix et, éventuellement, déclencher un cercle vicieux, surtout si les banques veulent rétablir un niveau d'endettement cible. Le refinancement leur est ainsi plus difficile et plus coûteux, ce qui les oblige à prêter à un taux d'intérêt plus élevé. De nombreux travaux empiriques ont ainsi montré que la richesse nette des établissements bancaires influe sur le volume des fonds offerts et/ou sur le coût du crédit (voir, par exemple, Peek et Rosengren [1995]).

DONNEES ET CADRE D'ANALYSE

Les données utilisées concernent les Etats-Unis sur la période mars 1975 – juillet 2012. La taille de notre échantillon est contrainte en particulier par la disponibilité des données de prix immobiliers. Nos modèles sont estimés à partir des variables principales que sont : l'indice de production industrielle (*IP*), l'indice des prix à la consommation (*CPI*), le taux interbancaire à 3 mois (*LIBOR*), le taux d'intérêts à 10 ans (*GB10*), les prix immobiliers (*HP*) et les cours boursiers représentés par l'indice S&P500 (*PSP*). En plus de ces variables « traditionnelles », nous avons considéré plusieurs variables reflétant des situations de stress des intermédiaires financiers : un indice boursier du secteur bancaire américain (pondéré par les capitalisations boursières), noté *PBKS*, un indicateur de la volatilité de cet indice (rentabilités mensuelles quadratiques), noté *RBKS2*, un *spread* interbancaire (*Ted spread*), noté *TED*, la prime de financement, notée *DEF* (différence de rendement des obligations privées

classées BAA et AAA), la volatilité implicite de l'indice actions S&P 500 (*VIX*) et deux indicateurs agrégés de stress financier calculés par la Réserve Fédérale de Saint-Louis et la Réserve Fédérale de Kansas-City⁷ (notés respectivement *SL* et *KC*).

Nous proposons d'appliquer, outre la modélisation VAR, une méthode d'estimation des quantiles (Koenker et Basset [1978]). Les paramètres du quantile conditionnel de la variable expliquée sont ainsi obtenus comme solution du programme d'optimisation suivant :

$$\hat{\beta}^* = \underset{\hat{\beta} \in \mathbb{R}^n}{\text{Arg min}} \{RQ\} \quad (1)$$

avec :

$$RQ = \sum_{t=1}^T \left\{ \left[p - H_{\{y_t < C_t(y_{t-1}; X_{t-1}; \beta)\}} \right] \times [y_t - C_t(y_{t-1}; X_{t-1}; \beta)] \right\}$$

où *RQ* est la fonction objectif de la régression par quantile de la variable y_t , ici la croissance de la production industrielle, avec p la probabilité d'intérêt (ici 5% dans nos estimations principales), $C_t(\cdot)$ la spécification particulière de l'ensemble des n variables explicatives (ici une relation linéaire), correspondant au vector X_{t-1} représentant un ensemble de n facteurs retardés, β les vecteurs des coefficients de sensibilité (dont $\hat{\beta}^*$ est la solution optimale estimée sur l'échantillon $t = [1, \dots, T]$) et $H_{\{\cdot\}}$ une fonction indicatrice.

LES RESULTATS EMPIRIQUES

Notre modèle VAR est estimé à partir de 7 retards sélectionnés sur la base du critère d'information *AIC*. Les variables qui incluent une tendance ont été détrendés à l'aide d'un filtre passe-haut (la production industrielle, l'indice des prix à la consommation ainsi que les indices boursiers et immobiliers) afin de se focaliser sur les fluctuations conjoncturelles de court-terme.

Compte tenu de la forte corrélation des indicateurs de stress agrégés, nous n'avons retenu que celui de la Réserve Fédérale de Kansas City dans nos estimations du modèle VAR.

Les tests de causalité montrent que les indicateurs de stress financier et la production industrielle présentent une double causalité aux seuils de 1% et 5%. Plusieurs variables de stress financier se causent également entre elles à l'exception du *VIX* qui apparaît plus souvent causé par les autres indicateurs de stress financier. Par ailleurs, les fonctions de réponses impulsionnelles confirment l'impact significatif des chocs financiers sur l'activité réelle⁸.

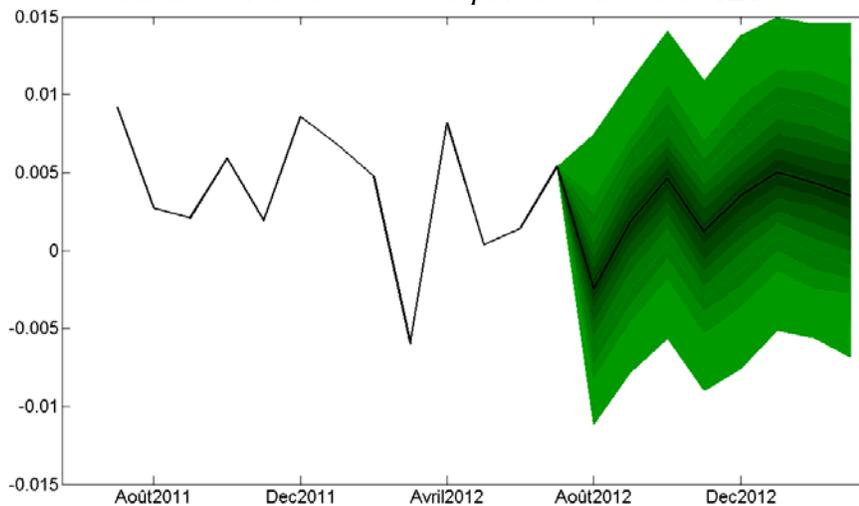
⁷ L'ensemble de ces données provient des bases FRED II, Datastream et Bloomberg. L'annexe (disponible auprès des auteurs) revient sur la reconstruction de certaines séries dont la disponibilité était limitée.

⁸ Les résultats des tests de causalités et des fonctions de réponses impulsionnelles sont présentés en annexe disponible auprès des auteurs.

Pour les conjoncturistes, il est devenu habituel de présenter les prévisions ponctuelles accompagnées d'une prévision en densité (*fan chart*). Cette démarche réaliste reconnaît implicitement qu'il est impossible de prévoir la conjoncture avec certitude. Des intervalles de confiance et des prévisions en densité ont été ainsi de plus en plus utilisés pour décrire l'incertitude inhérente à toute prévision ponctuelle (Cf. Tay et Wallis [2000])⁹.

Les prévisions de densités sont réalisées le plus souvent à partir de la dispersion des erreurs de prévisions passées du modèle estimé. Elles permettent ainsi de visualiser à partir d'un *fan chart* l'incertitude associée aux prévisions formulées. Le graphique 1 présente le *fan chart* de la prévision de la croissance de la production industrielle calibrée sur l'écart-type des erreurs de prévisions passées du modèle.

Graphique 1. Croissance de la production industrielle et prévision hors-échantillon de sa densité à partir du modèle VAR



Source : Datastream, Bloomberg et FRED II database, données mensuelles de mars 1975 à juillet 2012. Calculs des auteurs.

Toutefois, ces méthodologies ne permettent pas d'obtenir un *fan chart* conditionnel, semi-paramétrique et reproductible. D'une part, la plupart des *fan charts* sont inconditionnels : quelle que soit la situation économique, l'ampleur de l'incertitude représentée est constante. D'autre part, le *fan chart* de la Banque Centrale d'Angleterre (CBE) n'est pas reproductible car il introduit la subjectivité des membres de la CBE.

⁹ Depuis 1996, la Banque Centrale d'Angleterre publie une prévision en densité de l'inflation dans sa publication trimestrielle *Inflation Report*, appelée « *fan chart* ». En France, l'Insee publie un *fan chart* comme élément de la prévision du Produit Intérieur Brut (PIB) dans sa Note de Conjoncture.

Tableau 1. Estimations prédictives de la croissance de la production industrielle (quantile à 5%)

| # | Const. (t-stat) | CPI (t-stat) | DIP (t-stat) | LIBOR (t-stat) | GB10 (t-stat) | HP (t-stat) | PSP (t-stat) | TED (t-stat) | DEF (t-stat) | SR (t-stat) | Fréq. Hit [Taille Hits] |
|--|---------------------------|---------------------------|-------------------------|---------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------|---------------------------|---------------------------|--------------------|----------------------------|
| Panel A : modèles avec terme autorégressif | | | | | | | | | | | |
| 1 | -0,008 (-5,399) | 0,000 (-0,826) | 0,529 (4,519) | 0,000 (-1,292) | | | | | | | 0,047 [0,101] |
| 2 | -0,010 (-4,821) | -0,001 (-1,534) | 0,530 (4,299) | -0,001 (-1,375) | 0,001 (0,979) | | | | | | 0,042 [0,091] |
| 3 | -0,003 (-2,069) | 0,000 (-0,825) | 0,231 (2,493) | -0,001 (-4,138) | 0,000 (1,247) | 0,000 (2,128) | 0,000 (1,493) | | | | 0,065 [0,120] |
| 4 | -0,004 (-3,363) | 0,000 (-0,817) | 0,275 (3,128) | 0,000 (0,982) | 0,000 (-1,046) | 0,000 (1,552) | 0,000 (1,562) | -0,004 (-3,721) | | | 0,060 [0,090] |
| 5 | -0,003 (-2,400) | -0,001 (-2,096) | 0,061 (0,736) | 0,000 (1,261) | 0,000 (-0,747) | 0,000 (0,752) | | -0,006 (-3,524) | | | 0,065 [0,125] |
| 6 | 0,000 (-0,785) | 0,000 (-1,477) | 0,138 (1,710) | -0,001 (-1,908) | 0,001 (1,980) | 0,000 (1,456) | 0,000 (0,906) | | -0,007 (-1,063) | | 0,056 [0,089] |
| 7 | 0,000 (0,483) | -0,001 (-2,461) | 0,078 (0,894) | -0,001 (-2,909) | 0,001 (2,854) | 0,000 (1,408) | | -0,001 (-0,683) | -0,007 (-4,830) | | 0,058 [0,099] |
| 8 | -0,001 (-0,641) | 0,000 (-1,323) | 0,243 (2,589) | 0,000 (-0,791) | 0,000 (0,713) | 0,000 (0,817) | (0,000) 0,620 | -0,002 (-1,319) | -0,004 (-2,448) | 0,000 (-0,588) | 0,058 [0,103] |
| 9 | -0,006 (-2,860) | -0,001 (-1,857) | 0,325 (3,546) | -0,001 (-1,753) | 0,001 (1,863) | 0,000 (0,599) | 0,000 (1,870) | -0,001 (-0,589) | -0,001 (-0,591) | -0,001 (-1,778) | 0,058 [0,094] |
| 10 | 0,000 (0,687) | 0,000 (-0,966) | 0,175 (2,001) | -0,001 (-1,772) | 0,001 (1,970) | 0,000 (0,696) | 0,000 (0,789) | -0,001 (-1,016) | -0,007 (-4,810) | 0,005 (0,757) | 0,058 [0,095] |
| 11 | 0,000 (0,887) | 0,000 (-1,585) | 0,144 (1,826) | -0,001 (-2,113) | 0,001 (2,095) | 0,000 (1,118) | 0,000 (-0,674) | -0,001 (-0,875) | -0,001 (-5,494) | -0,039 (-0,857) | 0,054 [0,085] |
| 12 | 0,000 (0,592) | -0,001 (-1,816) | 0,089 (1,209) | -0,001 (-1,726) | 0,001 (2,213) | 0,000 (1,729) | 0,000 0,712 | -0,002 (-1,245) | -0,006 (-4,509) | 0,000 (-0,732) | 0,054 [0,095] |

Panel B : modèles sans terme autorégressif

| | | | | | | | | | | | |
|----|---------------------------|---------------------------|--|---------------------------|-------------------------|-------------------------|------------------|---------------------------|---------------------------|--------------------|------------------|
| 13 | -0,006 (-3,217) | 0,000 (-0,736) | | 0,000 (-0,923) | | | | | | | 0,051 [0,177] |
| 14 | -0,016 (-6,791) | -0,001 (-1,852) | | -0,002 (-4,590) | 0,003 (4,884) | | | | | | 0,049 [0,122] |
| 15 | -0,006 (-2,971) | 0,000 (-0,789) | | -0,001 (-3,732) | 0,001 (2,262) | 0,000 (2,799) | 0,000 (0,852) | | | | 0,056 [0,126] |
| 16 | -0,008 (-5,181) | 0,000 (-0,711) | | 0,000 (-0,902) | 0,001 (3,278) | 0,000 (2,058) | 0,000 (1,510) | -0,005 (-3,859) | | | 0,049 [0,104] |
| 17 | -0,010 (-6,787) | -0,001 (-1,632) | | 0,000 (1,111) | 0,001 (4,681) | 0,000 (3,093) | | -0,008 (-6,573) | | | 0,047 [0,090] |
| 18 | 0,000 (0,684) | -0,001 (-1,899) | | -0,001 (-4,246) | 0,001 (3,475) | 0,000 (0,690) | 0,000 (1,706) | 0,000 (0,787) | -0,007 (-5,974) | 0,056 (0,097) | 0,056 [0,097] |
| 19 | 0,000 (-0,796) | -0,001 (-1,868) | | -0,001 (-2,011) | 0,001 (2,361) | 0,000 (2,799) | | -0,002 (-1,358) | -0,006 (-4,236) | | 0,058 [0,096] |
| 20 | 0,000 (0,798) | -0,001 (-2,650) | | -0,001 (-2,078) | 0,001 (2,706) | 0,000 (0,606) | 0,000 (1,345) | -0,002 (-1,104) | -0,007 (-5,130) | 0,000 (-0,793) | 0,056 [0,089] |
| 21 | 0,000 (0,849) | -0,001 (-2,658) | | -0,001 (-1,715) | 0,001 (2,430) | 0,000 (0,809) | 0,000 (0,866) | -0,002 (-1,246) | -0,007 (-5,481) | 0,000 (0,756) | 0,054 [0,090] |
| 22 | 0,000 (0,721) | -0,001 (-2,214) | | -0,001 (-2,096) | 0,001 (2,648) | 0,000 (1,346) | 0,000 (0,679) | -0,002 (-1,019) | -0,007 (-4,913) | 0,001 (0,641) | 0,056 [0,091] |
| 23 | 0,000 (0,941) | -0,001 (-2,072) | | 0,000 (-1,086) | 0,001 (1,664) | 0,000 (1,209) | 0,000 (0,898) | -0,003 (-1,941) | -0,006 (-4,214) | -0,003 (-0,747) | 0,054 [0,091] |
| 24 | 0,000 (0,475) | -0,001 (-2,976) | | -0,001 (-3,368) | 0,001 (2,997) | 0,000 (0,668) | 0,000 (1,639) | 0,000 (-0,498) | -0,008 (-5,902) | 0,000 (-0,608) | 0,054 [0,089] |

Source : *Datastream*, *Bloomberg* et *FRED II database*, données mensuelle de mars 1975 à juillet 2012. Les statistiques significatives au seuil de 5% apparaissent en caractères gras. La colonne RS correspond alternativement et respectivement aux variables *SL*, *KC*, *PBKS*, *RBKS2*, *VIX*. Calculs des auteurs.

Enfin, une autre limitation serait la forme paramétrique du *fan chart* liée à l'estimation de lois exponentielles.

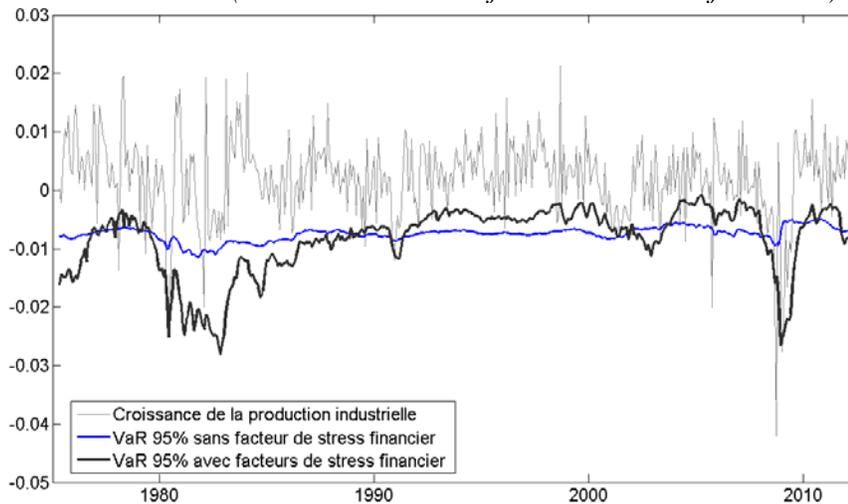
Afin de pallier ces difficultés, nous avons conduit, à partir de régressions quantiles, des prévisions de la densité de l'activité.

Le tableau 1 présente les résultats des régressions quantiles (à 5% ou VaR 95%) de la croissance de la production industrielle. Plusieurs régressions multivariées sont examinées. Les variables sont toutes considérées avec un retard.

Les statistiques de *student* des coefficients estimés sont présentées entre parenthèses et la dernière colonne présente deux statistiques pour évaluer la pertinence des régressions réalisées : la première mesure la fréquence des dépassements des VaR 95% estimés (quantile 5%) et la seconde, la somme de la valeur absolue de ces dépassements (présentés entre crochets).

Ces résultats indiquent que l'introduction des variables de santé financière impacte significativement la VaR de la production industrielle. Ces variables apparaissent significatives et les mesures de pertinence des prévisions sont améliorées. Il ressort toutefois qu'un modèle réduit n'incluant que la prime de financement (*DEF*) comme facteur de stress financier permet d'obtenir des prévisions du quantile 5% de la production industrielle tout aussi satisfaisant. Ce résultat peut être lié au poids de l'intermédiation bancaire directe plus modeste aux Etats-Unis qu'il ne l'est dans la zone euro.

Graphique 2. Croissance de la production industrielle et ses VaR 95% conditionnelles (modèles avec/sans facteur de stress financier)



Source : Datastream, Bloomberg et FRED II database, données mensuelles de mars 1975 à juillet 2012. Calculs des auteurs.

Le graphique 2 présente l'évolution de la croissance de la production industrielle et ses VaR 95% conditionnelles estimées à partir de spécification qui incluent et n'incluent pas, respectivement, de facteur de stress financier (ici les régressions #14 et #16 du tableau 1). Ce graphique montre ainsi que l'estimation du quantile 5% de la croissance de la production industrielle est significativement améliorée par l'introduction d'un facteur financier (ici la prime de financement, *DEF*).

Par ailleurs, un test d'inégalité entre les coefficients estimés pour différents quantiles ainsi qu'une comparaison des quantiles estimés dans deux états de la nature différents suggèrent que les premiers quantiles extrêmes estimés (inférieurs à 15%) sont plus sensibles aux facteurs de santé financière que les autres quantiles¹⁰. Par exemple, dans le cadre des spécifications #4 et #6 (du tableau 1) pour prévoir le quantile à 5% de la croissance de la production industrielle, les coefficients estimés des variables *TED* et *DEF* sont respectivement de -0,4% et -0,7% (et significatives au seuil de 1%). Les mêmes coefficients dans une régression prédictive du quantile 50% sont estimés tous les deux à 0,1% (avec le coefficient de la variable *TED* non significatif au seuil de 5%).

CONCLUSION

A partir de modèles VAR et de régressions quantiles, nous avons évalué l'impact du risque systémique sur l'activité réelle. Notre cadre d'analyse nous a permis en particulier de fournir des prévisions de densités d'indicateurs d'activité réelle. Nous avons montré à partir de données sur les Etats-Unis que les indicateurs de stress des intermédiaires financiers impactent la distribution conditionnelle des variables d'activité réelle, non seulement la localisation (la moyenne) mais aussi la forme de leur distribution.

Les dysfonctionnements des intermédiaires financiers entraînent un risque extrême de mauvaises réalisations de l'activité bien plus marqué c'est-à-dire une probabilité de récession sévère plus grande.

Nos analyses obtenues sur les Etats-Unis où l'intermédiation bancaire directe est relativement moins développée doivent être étendues maintenant à d'autres pays et en particulier l'Europe pour confirmer nos résultats.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

ADRIAN T. et SHIN H. [2008], « Financial intermediaries, financial stability, and monetary policy », *Federal Reserve Bank of New York Staff Report* n°346, 39 pages.

¹⁰ Résultats présentés en annexe (disponibles auprès des auteurs).

- BARELL R., DAVIS P. et POMERANTZ O. [2006], « Cost of financial stability, household sector balance sheets and consumption », *Journal of Financial Stability*, 2 (2), p. 194-216.
- BEAN C., LARSEN J. et NIKOLOV K. [2002], « Financial frictions and the monetary transmission mechanism: theory, evidence and policy implications », *European Central Bank Working Paper* n°113, 67 pages.
- BERNANKE B. et BLINDER A. [1988], « Credit, money, and aggregate demand », *American Economic Review*, 78 (2), p. 435-439.
- BERNANKE B., GERTLER M. et GILCHRIST S. [1996], « The financial accelerator and the flight to quality », *Review of Economics and Statistics*, 78 (1), p. 1-15.
- CHRISTIANO L. MOTTO R. ET ROSTAGNO M. [2010], « Financial factors in economic fluctuations », *European Central Bank Working Paper* n°1192, 132 pages.
- CÚRDIA V. et WOODFORD M. [2010], « The central-bank balance sheet as an instrument of monetary policy », *Federal Reserve Bank of New York Staff Report* n°463, 83 pages.
- DE BANDT O. ET HARTMANN P. [2000], « Systemic risk: a survey », *European Central Bank Working Paper* n°35, 77 pages.
- FISHER I. [1933a], « The debt-deflation theory of great depressions », *Econometrica*, 1 (4), p. 337-357.
- GERTLER M. et KIYOTAKI N. [2009], « Financial intermediation and credit policy in business cycle analysis », *Handbook of Monetary Economics*, 3, 68 pages.
- KINDLEBERGER C. [1978], *Manias, panics and crashes: a history of financial crises*, New York: Basic Books, Wiley.
- KOENKER R. et BASSETT G. [1978], « Regression quantiles », *Econometrica*, 46 (1), p. 33-50.
- LETTAU M. et LUDVIGSON S. [2004], « Understanding trend and cycle in asset values: reevaluating the wealth effect on consumption », *American Economic Review*, 94 (1), p. 276-299.
- MISHKIN F. [1999], « International experiences with different monetary policy regimes », *Journal of Monetary Economics*, 43 (3), p. 579-605.
- PEEK J. et ROSENGREN E. [1995], « Bank regulation and the credit crunch », *Journal of Banking and Finance*, 19 (3-4), p. 679-692.
- PESARAN H. et SHIN Y. [1998], « Generalized impulse response analysis in linear multivariate models », *Economic Letters*, 58 (1), p. 17-29.
- TAY A. et WALLIS F. [2000], « Density forecasting: a survey », *Journal of Forecasting*, 19 (4), p. 235-254.

Annexe. Résultats complémentaires à l'intention des rapporteurs

Tableau A.1. Matrice de corrélation des variables.

| | <i>IP</i> | <i>CPI</i> | <i>LIBOR</i> | <i>HP</i> | <i>PSP</i> | <i>GB10</i> | <i>PBKS</i> | <i>RBKS2</i> | <i>TED</i> | <i>DEF</i> | <i>VIX</i> | <i>KC</i> | <i>SL</i> |
|--------------|-----------|------------|--------------|-----------|------------|-------------|-------------|--------------|------------|------------|------------|-----------|-----------|
| <i>IP</i> | 1,00 | -0,08 | 0,28 | 0,55 | 0,72 | 0,07 | 0,64 | -0,14 | 0,21 | -0,38 | -0,16 | -0,12 | -0,21 |
| <i>CPI</i> | -0,08 | 1,00 | 0,05 | -0,07 | 0,15 | 0,13 | 0,04 | 0,05 | 0,04 | 0,24 | -0,07 | 0,14 | 0,14 |
| <i>LIBOR</i> | 0,28 | 0,05 | 1,00 | 0,26 | 0,22 | 0,92 | 0,22 | -0,14 | 0,82 | 0,30 | -0,07 | 0,58 | 0,56 |
| <i>HP</i> | 0,55 | -0,07 | 0,26 | 1,00 | 0,33 | 0,14 | 0,76 | -0,37 | 0,04 | -0,37 | -0,51 | -0,33 | -0,36 |
| <i>PSP</i> | 0,72 | 0,15 | 0,22 | 0,33 | 1,00 | 0,07 | 0,68 | -0,17 | 0,12 | -0,26 | -0,18 | -0,05 | -0,18 |
| <i>GB10</i> | 0,07 | 0,13 | 0,92 | 0,14 | 0,07 | 1,00 | 0,12 | -0,17 | 0,69 | 0,34 | -0,11 | 0,53 | 0,56 |
| <i>PBKS</i> | 0,64 | 0,04 | 0,22 | 0,76 | 0,68 | 0,12 | 1,00 | -0,42 | 0,05 | -0,38 | -0,45 | -0,28 | -0,34 |
| <i>RBKS2</i> | -0,14 | 0,05 | -0,14 | -0,37 | -0,17 | -0,17 | -0,42 | 1,00 | 0,06 | 0,35 | 0,35 | 0,29 | 0,25 |
| <i>TED</i> | 0,21 | 0,04 | 0,82 | 0,04 | 0,12 | 0,69 | 0,05 | 0,06 | 1,00 | 0,51 | 0,13 | 0,78 | 0,77 |
| <i>DEF</i> | -0,38 | 0,24 | 0,30 | -0,37 | -0,26 | 0,34 | -0,38 | 0,35 | 0,51 | 1,00 | 0,44 | 0,85 | 0,86 |
| <i>VIX</i> | -0,16 | -0,07 | -0,07 | -0,51 | -0,18 | -0,11 | -0,45 | 0,35 | 0,13 | 0,44 | 1,00 | 0,46 | 0,42 |
| <i>KC</i> | -0,12 | 0,14 | 0,58 | -0,33 | -0,05 | 0,53 | -0,28 | 0,29 | 0,78 | 0,85 | 0,46 | 1,00 | 0,97 |
| <i>SL</i> | -0,21 | 0,14 | 0,56 | -0,36 | -0,18 | 0,56 | -0,34 | 0,25 | 0,77 | 0,86 | 0,42 | 0,97 | 1,00 |

Source : *Datastream*, *Bloomberg* et *FRED II database*, données mensuelles de mars 1975 à juillet 2012. *IP* : production industrielle, *CPI* : indice des prix à la consommation, *LIBOR* : taux interbancaire à 3 mois, *HP* : indice des prix immobiliers, *PSP* : indice S&P 500, *GB10* : taux d'intérêts à 10 ans, *PBKS* : indice boursier du secteur bancaire américain pondéré par les capitalisations boursières, *RBKS2* : indicateur de la volatilité de l'indice bancaire (rentabilités mensuelles quadratiques), *TED* : *Ted spread*, *DEF* : prime de refinancement (différence de rendement des obligations privées classées BAA et AAA), *VIX* : indice de volatilité de l'indice S&P 500 (*VIX*), *KC* : indice de stress financier de la Réserve Fédérale de Kansas-City, *SL* : indice de stress financier de la Réserve Fédérale de Saint-Louis. Calculs des auteurs.

Tableau A.2. Tests de causalité à la Granger

| Hypothèse nulle | F-Stat. | p-Stat. | Hypothèse nulle | F-Stat. | p-Stat. | Hypothèse nulle | F-Stat. | p-Stat. |
|---------------------------------|---------|-------------|----------------------------------|---------|-------------|--------------------------------|---------|-------------|
| CPI IP | 4,65 | 0,00 | KC CPI | 3,00 | 0,02 | PSP TED | 0,87 | 0,48 |
| IP CPI | 5,65 | 0,00 | CPI KC | 3,25 | 0,01 | TED PSP | 0,56 | 0,69 |
| LIBOR IP | 2,56 | 0,04 | HP LIBOR | 2,50 | 0,04 | GB10 TED | 10,75 | 0,00 |
| IP LIBOR | 4,88 | 0,00 | LIBOR HP | 0,79 | 0,53 | TED GB10 | 2,65 | 0,03 |
| HP IP | 6,70 | 0,00 | TED LIBOR | 16,24 | 0,00 | VIX TED | 1,04 | 0,38 |
| IP HP | 2,57 | 0,04 | LIBOR TED | 11,56 | 0,00 | TED VIX | 1,29 | 0,27 |
| TED IP | 2,41 | 0,05 | DEF LIBOR | 5,42 | 0,00 | KC TED | 0,42 | 0,79 |
| IP TED | 2,98 | 0,02 | LIBOR DEF | 10,03 | 0,00 | TED KC | 13,39 | 0,00 |
| DEF IP | 9,06 | 0,00 | PSP LIBOR | 0,95 | 0,43 | PSP DEF | 7,60 | 0,00 |
| IP DEF | 4,31 | 0,00 | LIBOR PSP | 0,38 | 0,82 | DEF PSP | 0,36 | 0,84 |
| PSP IP | 14,03 | 0,00 | GB10 LIBOR | 8,68 | 0,00 | GB10 DEF | 9,63 | 0,00 |
| IP PSP | 6,72 | 0,00 | LIBOR GB10 | 3,50 | 0,01 | DEF GB10 | 1,80 | 0,13 |
| GB10 IP | 4,46 | 0,00 | VIX LIBOR | 0,51 | 0,73 | VIX DEF | 2,65 | 0,03 |
| IP GB10 | 0,33 | 0,86 | LIBOR VIX | 0,88 | 0,48 | DEF VIX | 6,78 | 0,00 |
| VIX IP | 6,48 | 0,00 | DEF TED | 1,42 | 0,23 | KC DEF | 11,94 | 0,00 |
| IP VIX | 2,51 | 0,04 | TED DEF | 12,90 | 0,00 | DEF KC | 2,87 | 0,02 |
| KC IP | 9,25 | 0,00 | KC LIBOR | 5,01 | 0,00 | GB10 PSP | 0,35 | 0,85 |
| IP KC | 3,28 | 0,01 | LIBOR KC | 10,98 | 0,00 | PSP GB10 | 3,36 | 0,01 |
| LIBOR CPI | 0,55 | 0,70 | TED HP | 1,63 | 0,16 | VIX PSP | 1,87 | 0,12 |
| CPI LIBOR | 3,88 | 0,00 | HP TED | 0,90 | 0,46 | PSP VIX | 21,07 | 0,00 |
| HP CPI | 0,55 | 0,70 | DEF HP | 0,90 | 0,47 | KC PSP | 0,40 | 0,81 |
| CPI HP | 2,04 | 0,09 | HP DEF | 3,79 | 0,00 | PSP KC | 4,18 | 0,00 |
| TED CPI | 0,83 | 0,50 | PSP HP | 11,94 | 0,00 | VIX GB10 | 0,90 | 0,46 |
| CPI TED | 3,56 | 0,01 | HP PSP | 2,08 | 0,08 | GB10 VIX | 1,18 | 0,32 |
| DEF CPI | 2,42 | 0,05 | GB10 HP | 0,67 | 0,61 | KC GB10 | 3,31 | 0,01 |
| CPI DEF | 5,62 | 0,00 | HP GB10 | 0,36 | 0,84 | GB10 KC | 6,81 | 0,00 |
| PSP CPI | 7,03 | 0,00 | VIX HP | 2,16 | 0,07 | KC VIX | 99,60 | 0,00 |
| CPI PSP | 4,52 | 0,00 | HP VIX | 5,83 | 0,00 | VIX KC | 3,67 | 0,01 |
| GB10 CPI | 0,65 | 0,63 | KC HP | 1,65 | 0,16 | VIX DEF | 2,65 | 0,03 |
| CPI GB10 | 5,90 | 0,00 | HP KC | 2,48 | 0,04 | DEF VIX | 6,78 | 0,00 |
| VIX CPI | 0,67 | 0,61 | DEF TED | 1,42 | 0,23 | KC DEF | 11,94 | 0,00 |
| CPI VIX | 2,67 | 0,03 | TED DEF | 12,90 | 0,00 | DEF KC | 2,87 | 0,02 |

Source : Datastream, Bloomberg et FRED II database, données mensuelles de mars 1975 à juillet 2012. Le signe A ~~B~~ signifie sous l'hypothèse nulle que la première variable A ne cause pas au sens de Granger la seconde variable B. Les statistiques significatives au seuil de 5% apparaissent en caractères gras. Calculs des auteurs.

Tableau A.3. Estimations prédictives de la croissance de la production industrielle (quantile à 50%)

| # | Const. (t-stat) | CPI (t-stat) | DIP (t-stat) | LIBOR (t-stat) | GB10 (t-stat) | HP (t-stat) | PSP (t-stat) | TED (t-stat) | DEF (t-stat) | RS (t-stat) | Fréq. Hit [Taille Hits] |
|--|-------------------------|---------------------------|-------------------------|---------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|--------------------|---------------------------|--------------------|----------------------------|
| Panel A : modèles avec terme autorégressif | | | | | | | | | | | |
| 1 | 0,002 (4,408) | -0,001 (-4,654) | 0,298 (6,773) | 0,000 (-1,978) | | | | | | | 0,500 [1,092] |
| 2 | -0,001 (-0,887) | -0,001 (-5,045) | 0,261 (6,805) | -0,001 (-5,328) | 0,001 (4,985) | | | | | | 0,498 [1,055] |
| 3 | -0,001 (-1,907) | -0,001 (-5,56) | 0,219 (4,919) | -0,001 (-8,012) | 0,002 (7,725) | 0,000 (2,401) | 0,000 (2,628) | | | | 0,500 [1,008] |
| 4 | -0,001 (-1,428) | -0,001 (-4,721) | 0,211 (4,706) | -0,001 (-4,499) | 0,001 (6,977) | 0,000 (1,943) | 0,000 (1,794) | -0,001 (-1,756) | | | 0,502 [1,021] |
| 5 | -0,001 (-1,128) | -0,001 (-4,708) | 0,245 (5,96) | -0,001 (-3,686) | 0,001 (6,127) | 0,000 (2,457) | | -0,001 (-1,701) | | | 0,500 [1,034] |
| 6 | 0,000 (-0,674) | -0,001 (-4,4) | 0,209 (4,536) | -0,001 (-5,485) | 0,002 (7,835) | 0,000 (1,37) | 0,000 (1,497) | -0,001 (-0,968) | -0,001 (-2,308) | | 0,500 [0,996] |
| 7 | 0,000 (0,943) | -0,001 (-3,698) | 0,184 (4,01) | -0,001 (-4,341) | 0,001 (5,878) | 0,000 (1,664) | | -0,001 (-0,924) | -0,002 (-2,573) | | 0,496 [1,015] |
| 8 | -0,001 (-0,922) | -0,001 (-4,532) | 0,172 (3,887) | -0,001 (-4,407) | 0,002 (7,052) | 0,000 (1,013) | 0,000 (1,378) | -0,001 (-1,074) | -0,001 (-1,257) | 0,000 (-0,916) | 0,498 [0,994] |
| 9 | 0,000 (-1,003) | -0,001 (-4,922) | 0,164 (3,704) | -0,001 (-5,342) | 0,002 (6,528) | 0,000 (0,967) | 0,000 (1,319) | 0,000 (0,758) | -0,001 (-1,793) | -0,001 (-1,36) | 0,500 [0,998] |
| 10 | 0,000 (-1,106) | -0,001 (-5,098) | 0,185 (4,39) | -0,001 (-5,022) | 0,002 (7,448) | 0,000 (1,45) | 0,000 (1,469) | -0,001 (-1,046) | -0,002 (-2,336) | -0,002 (-0,828) | 0,502 [0,971] |
| 11 | 0,000 (0,953) | -0,001 (-4,875) | 0,169 (3,687) | -0,001 (-5,437) | 0,002 (7,748) | 0,000 (1,03) | 0,000 (1,69) | -0,001 (-0,845) | -0,002 (-2,698) | -0,023 (-0,904) | 0,498 [0,97] |
| 12 | 0,000 (0,747) | -0,001 (-4,505) | 0,205 (4,601) | -0,001 (-5,422) | 0,002 (7,055) | 0,000 (1,369) | 0,000 (1,552) | 0,000 (-0,641) | -0,002 (-2,377) | 0,000 (-0,664) | 0,496 [0,979] |

Panel B : modèles sans terme autorégressif

| | | | | | | | | | | | |
|----|---------------------------|---------------------------|--|---------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|---------------------------|---------------------------|--------------------|------------------|
| 13 | 0,003 (5,819) | -0,001 (-3,184) | | 0,000 (-1,946) | | | | | | | 0,496 [1,15] |
| 14 | -0,001 (-1,04) | -0,001 (-5,314) | | -0,001 (-7,152) | 0,001 (7,016) | | | | | | 0,498 [1,07] |
| 15 | -0,002 (-3,347) | -0,001 (-6,938) | | -0,002 (-11,15) | 0,002 (11,24) | 0,000 (2,949) | 0,000 (3,684) | | | | 0,493 [0,994] |
| 16 | -0,002 (-2,396) | -0,001 (-5,62) | | -0,001 (-6,05) | 0,002 (10,32) | 0,000 (2,525) | 0,000 (2,775) | -0,002 (-2,651) | | | 0,502 [1,017] |
| 17 | -0,001 (-1,849) | -0,001 (-5,616) | | -0,001 (-4,675) | 0,002 (8,284) | 0,000 (2,517) | | -0,002 (-2,69) | | | 0,500 [1,025] |
| 18 | 0,000 (1,695) | -0,001 (-4,865) | | -0,001 (-6,383) | 0,002 (10,26) | 0,000 (1,834) | 0,000 (1,741) | -0,001 (-1,983) | -0,002 (-3,653) | 0,502 (0,967) | 0,502 [0,967] |
| 19 | 0,001 (1,478) | -0,001 (-3,806) | | -0,001 (-4,095) | 0,002 (7,09) | 0,000 (1,263) | | -0,001 (-1,586) | -0,003 (-4,114) | | 0,498 [1,014] |
| 20 | 0,000 (1,446) | -0,001 (-4,385) | | -0,001 (-5,979) | 0,002 (9,68) | 0,000 (1,307) | 0,000 (1,53) | -0,001 (-1,366) | -0,003 (-3,71) | 0,000 (-1,311) | 0,496 [0,974] |
| 21 | -0,001 (-1,038) | -0,001 (-4,378) | | -0,001 (-7,119) | 0,002 (8,728) | 0,000 (1,056) | 0,000 (1,752) | 0,000 (0,978) | -0,002 (-2,067) | -0,001 (-1,999) | 0,498 [0,988] |
| 22 | 0,000 (1,177) | -0,001 (-4,455) | | -0,001 (-5,878) | 0,002 (9,195) | 0,000 (1,723) | 0,000 (1,994) | -0,001 (-1,713) | -0,002 (-3,418) | 0,003 (1,054) | 0,498 [0,978] |
| 23 | 0,000 (0,872) | -0,001 (-4,957) | | -0,002 (-10,58) | 0,002 (11,12) | 0,000 (2,147) | 0,000 (2,095) | 0,000 (0,822) | -0,003 (-5,004) | 0,002 (0,844) | 0,500 [0,945] |
| 24 | 0,000 (1,188) | -0,001 (-4,695) | | -0,001 (-5,18) | 0,002 (8,75) | 0,000 (1,785) | 0,000 (1,702) | -0,001 (-1,555) | -0,002 (-3,127) | 0,000 (-1,274) | 0,507 [0,983] |

Source : *Datastream*, *Bloomberg* et *FRED II database*, données mensuelle de mars 1975 à juillet 2012. Les statistiques significatives au seuil de 5% apparaissent en caractères gras. La colonne RS correspond alternativement et respectivement aux variables *SL*, *KC*, *PBKS*, *RBKS2*, *VIX*. Calculs des auteurs.

Tableau A.4. Estimations prédictives de la croissance de la production industrielle (quantile à 95%)

| # | Const. (t-stat) | CPI (t-stat) | DIP (t-stat) | LIBOR (t-stat) | GB10 (t-stat) | HP (t-stat) | PSP (t-stat) | TED (t-stat) | DEF (t-stat) | RS (t-stat) | Fréq. Hit [Taille Hits] |
|--|-------------------------|--------------------------|---------------------------|---------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|---------------------------|-------------------------|---------------------------|----------------------------|
| Panel A : modèles avec terme autorégressif | | | | | | | | | | | |
| 1 | 0,011 (8,101) | 0,000 (-0,153) | -0,020 (-0,219) | 0,000 (1,254) | | | | | | | 0,049 [0,066] |
| 2 | 0,000 (0,436) | 0,000 (0,431) | -0,042 (-0,538) | -0,003 (-6,535) | 0,004 (8,514) | | | | | | 0,060 [0,079] |
| 3 | 0,004 (1,977) | 0,000 (-0,74) | -0,072 (-1,213) | -0,003 (-5,972) | 0,004 (6,668) | 0,000 (1,815) | 0,000 (1,849) | | | | 0,036 [0,035] |
| 4 | 0,001 (0,521) | 0,000 (-1,605) | -0,224 (-2,748) | -0,003 (-8,437) | 0,004 (11,20) | 0,000 (3,226) | 0,000 (0,514) | 0,000 (-0,441) | | | 0,056 [0,064] |
| 5 | 0,004 (2,205) | 0,000 (-0,941) | -0,116 (-1,537) | -0,002 (-4,116) | 0,002 (5,878) | 0,000 (0,818) | | 0,002 (1,132) | | | 0,054 [0,067] |
| 6 | 0,000 (-0,537) | 0,000 (-0,961) | -0,181 (-2,236) | -0,002 (-3,71) | 0,003 (8,437) | 0,000 (0,631) | 0,000 (0,59) | -0,002 (-1,317) | 0,002 (1,49) | | 0,069 [0,072] |
| 7 | 0,000 (0,729) | 0,000 (-1,56) | -0,055 (-0,961) | -0,001 (-3,61) | 0,002 (6,227) | 0,000 (2,328) | | -0,001 (-1,039) | 0,005 (3,951) | | 0,058 [0,079] |
| 8 | 0,001 (1,043) | -0,001 (-2,36) | -0,129 (-1,677) | -0,002 (-4,193) | 0,003 (7,215) | 0,000 (1,017) | 0,000 (2,53) | -0,002 (-1,199) | 0,004 (2,664) | -0,001 (-1,03) | 0,054 [0,061] |
| 9 | 0,002 (1,054) | 0,000 (-0,968) | -0,083 (-0,933) | -0,002 (-4,453) | 0,004 (7,549) | 0,000 (0,909) | 0,000 (2,688) | -0,001 (-0,769) | -0,001 (-0,74) | -0,001 (-1,55) | 0,058 [0,073] |
| 10 | 0,000 (-0,968) | 0,000 (-1,545) | -0,108 (-1,593) | -0,002 (-7,417) | 0,003 (8,077) | 0,000 (2,128) | 0,000 (1,532) | 0,000 (1,332) | 0,003 (2,823) | 0,009 (1,516) | 0,054 [0,077] |
| 11 | 0,000 (0,663) | -0,001 (-1,935) | -0,095 (-1,303) | -0,002 (-6,469) | 0,003 (8,141) | 0,000 (2,298) | 0,000 (1,228) | 0,001 (0,975) | 0,004 (3,021) | -0,024 (-0,863) | 0,056 [0,079] |
| 12 | 0,000 (0,716) | 0,000 (-0,941) | -0,172 (-1,884) | -0,002 (-4,267) | 0,004 (9,537) | 0,000 (1,131) | 0,000 (0,826) | -0,002 (-1,582) | 0,001 (0,902) | 0,000 (-0,623) | 0,058 [0,069] |
| Panel B : modèles sans terme autorégressif | | | | | | | | | | | |
| 13 | 0,012 (9,055) | 0,000 (-0,687) | | 0,000 (0,856) | | | | | | | 0,049 [0,07] |
| 14 | 0,007 (4,262) | 0,000 (-0,897) | | 0,000 (-1,274) | 0,001 (2,995) | | | | | | 0,054 [0,054] |
| 15 | 0,000 (1,544) | 0,000 (-1,099) | | -0,003 (-8,167) | 0,004 (11,97) | 0,000 (2,625) | 0,000 (1,728) | | | | 0,056 [0,079] |
| 16 | 0,000 (1,191) | 0,000 (-1,799) | | -0,003 (-7,516) | 0,004 (11,73) | 0,000 (0,961) | 0,000 (1,944) | 0,001 (1,332) | | | 0,060 [0,073] |
| 17 | 0,004 (2,058) | 0,000 (0,879) | | -0,002 (-4,519) | 0,003 (5,436) | 0,000 (1,499) | | 0,001 (1,176) | | | 0,054 [0,062] |
| 18 | 0,000 (-1,501) | -0,001 (-1,699) | | -0,003 (-8,403) | 0,004 (11,28) | 0,000 (3,179) | 0,000 (2,361) | 0,003 (2,717) | 0,002 (1,626) | 0,051 (0,071) | 0,051 [0,071] |
| 19 | 0,002 (1,214) | 0,000 (-1,653) | | -0,001 (-2,753) | 0,003 (5,763) | 0,000 (1,969) | | -0,003 (-2,486) | 0,002 (1,961) | | 0,054 [0,068] |
| 20 | 0,000 (1,379) | 0,000 (0,813) | | -0,002 (-5,818) | 0,003 (10,74) | 0,000 (-1,617) | 0,000 (2,659) | 0,000 (-1,808) | 0,000 (1,438) | 0,000 (1,685) | 0,063 [0,084] |
| 21 | 0,001 (1,247) | 0,000 (-1,052) | | -0,002 (-4,124) | 0,003 (6,862) | 0,000 (1,326) | 0,000 (0,932) | -0,001 (-1,023) | 0,003 (2,265) | -0,002 (-2,296) | 0,049 [0,066] |
| 22 | 0,000 (-0,645) | 0,000 (-1,135) | | -0,002 (-7,467) | 0,004 (9,382) | 0,000 (2,166) | 0,000 (1,009) | 0,001 (1,075) | 0,002 (1,516) | 0,014 (1,489) | 0,054 [0,072] |
| 23 | 0,001 (1,043) | 0,000 (-1,059) | | -0,002 (-3,437) | 0,003 (6,642) | 0,000 (1,371) | 0,000 (1,575) | -0,002 (-1,554) | 0,003 (2,228) | -0,112 (-1,809) | 0,051 [0,07] |
| 24 | 0,000 (-1,308) | 0,000 (-1,047) | | -0,002 (-5,037) | 0,002 (6,85) | 0,000 (1,486) | 0,000 (1,449) | 0,000 (1,582) | 0,003 (3,08) | 0,000 (-1,346) | 0,058 [0,081] |

Source : *Datastream*, *Bloomberg* et *FRED II database*, données mensuelle de mars 1975 à juillet 2012. Les statistiques significatives au seuil de 5% apparaissent en caractères gras. La colonne RS correspond alternativement et respectivement aux variables *SL*, *KC*, *PBKS*, *RBKS2*, *VIX*. Calculs des auteurs.

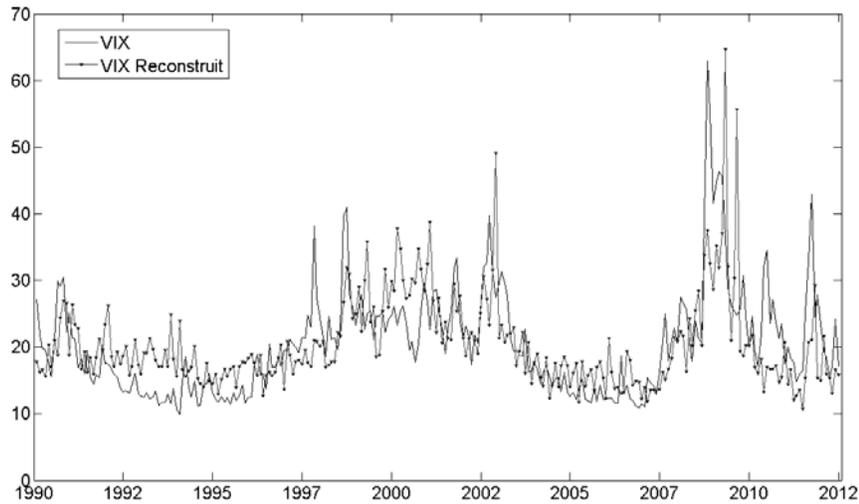
La reconstruction des données

L'indice immobilier est construit à partir de l'indice Case-Shiller et de l'indice OFHEO avant janvier 1987.

Le VIX est un indice de volatilité implicite de l'indice S&P 500 que le CBOE (bourse de Chicago) calcule depuis le début des années 1990 à partir des options cotées à la monnaie, avec une durée de vie de 30 jours. Le VIX a été reconstruit avant 1990 à partir de la dispersion en coupe des titres de l'indice S&P 500. Le graphique A.1 présente sur la période de disponibilité du VIX, le VIX lui-même et sa reconstruction à partir de la dispersion en coupe (voir graphique A.1)

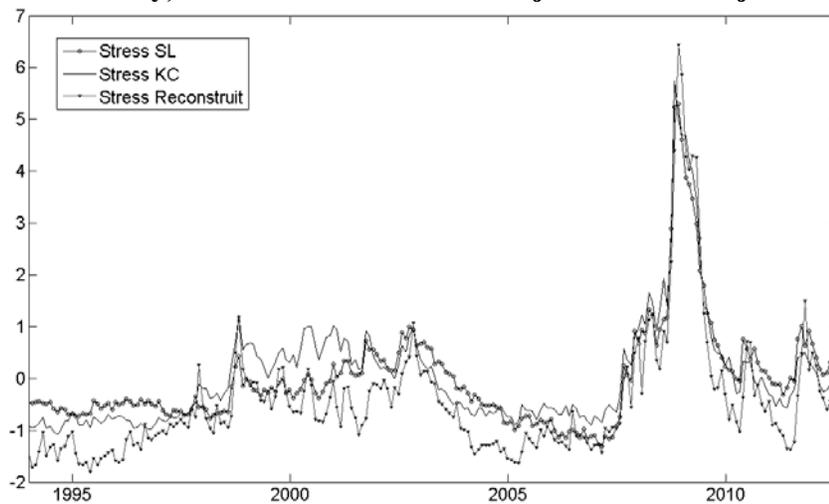
Les indicateurs composites de stress financier de la Réserve Fédérale de Saint-Louis et de la Réserve Fédérale de Kansas-City sont élaborés par Analyses en Composantes Principales (ACP). L'indice hebdomadaire de la Fed de Saint-Louis est construit à partir de 18 séries de données depuis 1994 comprenant des données de taux d'intérêts (taux effectifs de la Réserve Fédérale, taux 2 ans, 10 ans, 30 ans du Trésor américain, *etc.*) ; des données de *spreads* de taux (courbe des taux du Trésor, courbe des taux *corporate*, *Ted spread*, *etc.*) ; et des données diverses (VIX, indice de volatilité du marché obligataire, *etc.*). L'indice mensuel de la Fed de Kansas-City est quant à lui construit à partir de 11 séries de données depuis février 1990 comprenant des données de *spreads* de taux moyens (*Ted spread*, *spread AAA* et 10 ans du Trésor, *etc.*), et des mesures basées sur le comportement actuel ou anticipé des prix d'actifs (VIX, corrélation entre rendements d'actions et rendements d'obligations du Trésor, *etc.*). Ces deux indicateurs ont été reconstruits jusqu'au début des années 1990 à partir d'une analyse en composantes principales sur nos autres indicateurs de stress financier. La comparaison de ces deux indicateurs avec leur reconstruction qui apparaît dans le graphique A.2 montre ces indicateurs sont très corrélés dans les épisodes de stress même si des différences de niveau apparaissent dans les situations dites « normales ».

Graphique A1. Volatilité implicite (VIX) et sa reconstruction à partir de la dispersion en coupe de l'indice S&P500 de janvier 1990 à juillet 2012



Source : Datastream, Bloomberg et FRED II database, données mensuelles de mars 1975 à juillet 2012. Calculs des auteurs.

Graphique A.2. Indicateurs de stress financier (Fed de Saint-Louis et Fed de Kansas City) et leur reconstruction de janvier 1994 à juillet 2012

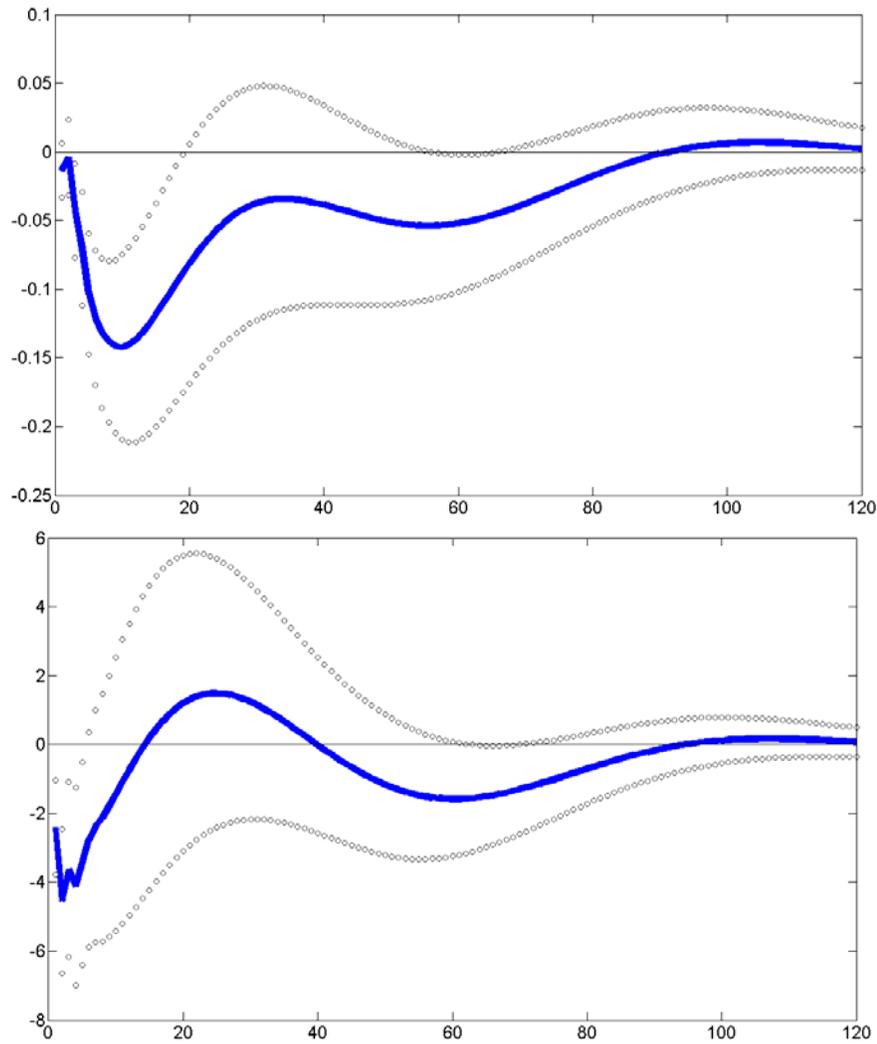


Source : Datastream, Bloomberg et FRED II database, données mensuelles de mars 1975 à juillet 2012. Calculs des auteurs

La graphique A.3 présente les fonctions de réponses impulsionnelles de la croissance de la production industrielle et du prix des actions suite à un choc sur le fonctionnement du marché interbancaire (*Ted spread*). Pour réaliser l'analyse impulsionnelle, nous avons utilisé la méthode proposée par Pesaran et Shin [1998] qui contrairement à la décomposition de Cholesky traditionnellement utilisée, ne nécessite aucune orthogonalisation des chocs et est indépendante de l'ordre des variables. Pour chaque variable, le choc est égal à un écart-type. L'horizon temporel des réponses est fixé à 120 mois ce qui représente environ le délai nécessaire pour que les variables retrouvent leurs niveaux d'équilibre.

Cette analyse indique que les effets d'un stress du marché interbancaire sont significatifs sur l'activité et le marché boursier à l'horizon de quelques mois. Après quelques années, les chocs finissent par s'estomper progressivement même si les intervalles de confiance restent assez larges. L'impact sur l'activité apparaît néanmoins plus durable que sur le prix des actions.

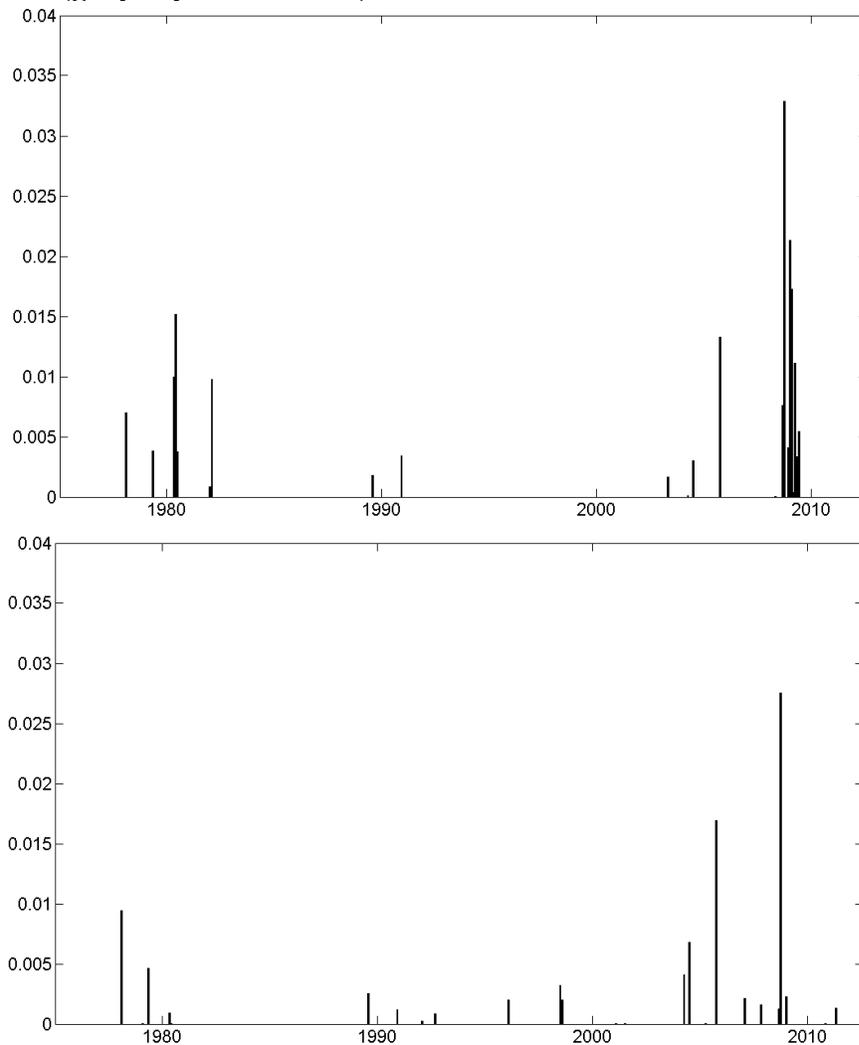
Graphique A.3. Fonctions de réponses généralisées de la croissance de la production industrielle et des cours boursiers à un choc sur le *TED spread*.



Source : *Datastream*, *Bloomberg* et *FRED II database*, données mensuelles de mars 1975 à juillet 2012. Les points représentent la réponse à plus ou moins deux écart-types. Calculs des auteurs.

L'observation que les variables de stress financier sont significatives est confirmée par l'examen de la valeur absolue des dépassements des *VaR* estimées à partir des deux spécifications #13 et #15 du tableau 1. Le graphique A.4 présente les valeurs absolues des dépassements de la *VaR* 95% conditionnelle de l'activité réelle sans (graphique supérieure) et avec (graphique inférieure) les facteurs de stress financiers. Les dépassements apparaissent moins fréquents et d'amplitude plus modeste dès lors qu'un facteur de stress financier est introduit dans la spécification de la régression quantile.

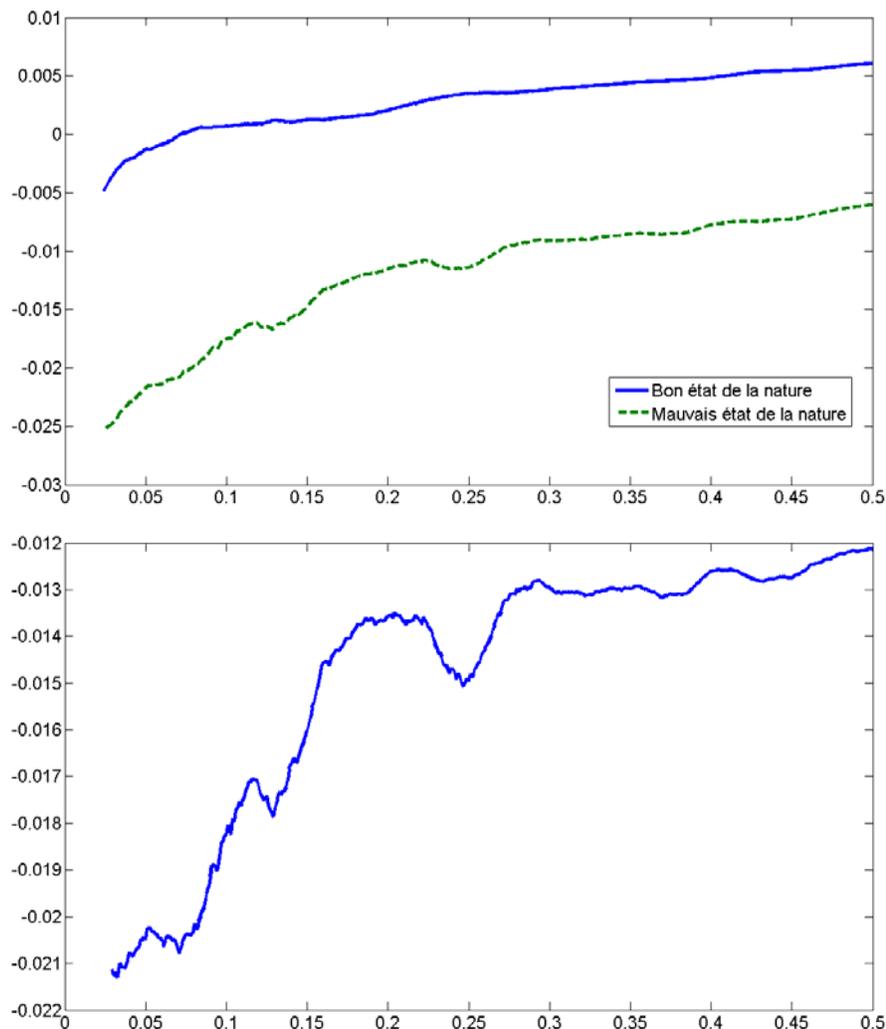
Graphique A.4. Valeurs absolues des dépassements de la *VaR* 95% conditionnelle de l'activité réelle sans (graphique supérieure) et avec (graphique inférieure) les facteurs de stress financiers.



Source : *Datastream*, *Bloomberg* et *FRED II database*, données mensuelles de mars 1975 à juillet 2012. Calculs des auteurs.

Le graphique A.5 montre les quantiles conditionnels de 2,5% à 50% de l'activité réelle dans deux états de la nature différents (quantiles prévus en mars 2006 et en octobre 2008) ainsi que leur différence. Il ressort que le stress financier impacte non seulement la localisation, mais aussi la forme de la distribution conditionnelle de l'activité avec un risque extrême de mauvaises réalisations (de récession) bien plus marqué.

Graphique A.5. Les quantiles conditionnels (de 2,5% à 50%) de l'activité réelle dans deux états de la nature différents et leur différence



Source : Datastream, Bloomberg et FRED II database, données mensuelles de mars 1975 à juillet 2012. Le « bon état de la nature » correspond aux quantiles prévus en mars 2006 et « le mauvais état de la nature » à octobre 2008. Calculs des auteurs.