

*Nous proposons de mesurer les risques macroéconomiques extrêmes à partir d'une mesure jusqu'ici dédiée aux risques financiers : la VaR. Nous évaluons de manière dynamique cette VaR de l'activité à l'aide de régressions quantiles. A partir de données mensuelles des Etats-Unis sur la période 1975M3-2012M7, nous montrons que les dysfonctionnements de l'intermédiation financière entraînent une augmentation du risque de désastre économique, i.e. de récession sévère.*

## Macroeconomics-at-Risk

*We propose to gauge the macroeconomic extreme risks from a measure far dedicated to financial risk: the VaR. We evaluate dynamically this VaR on economic activity based on quantile regressions. Using monthly time series of the US economy over the 1975M3-2012M7 period, our results suggest that the financial intermediation distress impacts the risk of economic disaster that captures the possibility of a very large recession.*

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

## INTRODUCTION

Cet article présente un cadre d'analyse original pour mesurer les risques macroéconomiques extrêmes. Il propose d'une part une application du concept de Valeur-en-Risque (VaR)<sup>1</sup>, usuellement utilisée pour mesurer les risques financiers, à des indicateurs macroéconomiques. Il s'appuie, d'autre part, pour estimer ces risques macroéconomiques, sur des régressions quantiles qui permettent de modéliser l'ensemble de la distribution de l'activité future et non pas seulement sa moyenne (modèles VAR par exemple) ou sa dispersion (modèles *GARCH* par exemple).

---

\* A.A.Advisors-QCG (ABN AMRO), Variances et Université de Lorraine (CEREFIGE).  
*Correspondance* : 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](mailto:christophe.boucher@univ-lorraine.fr).

\*\* A.A.Advisors-QCG (ABN AMRO), Variances, Université de La Réunion et d'Orléans (CEMOI, LEO/CNRS et ILB). *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-reunion.fr](mailto:bertrand.maillet@univ-reunion.fr).

Les auteurs remercient Patrick Artus, Michel Aglietta, Christophe Hurlin et Francisco Serranito pour leurs remarques et commentaires sur une version préliminaire de l'article. Le premier auteur remercie la Fondation Banque de France et le second l'Institut Louis Bachelier (Chaire Fondation du Risque Dauphine-ENSAE-Groupama « Les particuliers face au risque ») pour leurs soutiens. L'avertissement habituel s'applique ici.

<sup>1</sup> La Valeur-en-Risque (ou *VaR* en anglais pour *Value-at-Risk*) représente la pire réalisation potentielle sur un horizon de temps donné pour un niveau de confiance donné. La *VaR* est donc un quantile de la distribution d'une variable aléatoire. En finance, elle est devenue une des mesures standards des risques de marché depuis les années 1990 avec les recommandations du comité de Bâle.

---

Une attention particulière est portée aux dysfonctionnements du système financier pour expliquer la dynamique des VaR macroéconomiques. Les récentes turbulences financières ont ainsi 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. Ces dysfonctionnements du système financier semblent même à l'origine de la « grande récession » qu'ont connue les grands pays développés à la fin des années 2000.

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 modèles dynamiques 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 macroéconomique.

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 macroéconomiques et la réponse optimale de la politique monétaire aux chocs financiers<sup>2</sup> ; (2) évaluer le coût des dysfonctionnements des intermédiaires financiers, généralement en s'intéressant directement aux coûts des crises bancaires et financières.

Lorsqu'on s'intéresse à l'impact macroéconomique des dérèglements du système financier, l'enjeu est de parvenir à estimer *ex ante* l'ampleur des désastres et leurs probabilités. Or, le coût des crises financières est la plupart du temps évalué de manière *ex post* à partir d'un certain nombre d'hypothèses *ad hoc*<sup>3</sup>.

Par analogie avec le concept de VaR appliqué aux rendements des portefeuilles d'actifs en finance, nous proposons dans cet article de mesurer le risque extrême de l'activité par l'estimation de sa VaR. L'activité en risque conditionnelle représente ainsi le (pire) niveau de croissance de l'activité que nous pouvons attendre à un horizon donné (ici un mois) pour un niveau de probabilité donné. L'étude des quantiles conditionnels nous permet d'évaluer comment le risque de désastre économique (de récession sévère) évolue conditionnellement à l'observation de dysfonctionnements dans la sphère financière par exemple.

Ainsi, notre démarche permet d'évaluer de façon *ex-ante* l'impact des dysfonctionnements du système financier, mesurés par des indicateurs de stress et de tensions financières, sur le risque de désastre économique. A partir de données mensuelles des Etats-Unis sur la période 1975M3-2012M7, nous

---

<sup>2</sup> Gertler et Kiyotaki [2009] et Curdia et Woodford [2010] sont quelques unes des contributions récentes.

<sup>3</sup> Certains travaux évaluent le coût des crises financières 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).

---

montrons que les indicateurs de stress des intermédiaires financiers ont un impact sur la distribution conditionnelle des variables d'activité réelle, non seulement sur la localisation mais aussi sur la forme de leur distribution.

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 section présente les données utilisées pour l'étude empirique ainsi que le cadre de modélisation. La section 4 expose nos principaux résultats. Une dernière section enfin conclut.

## (NOUVEL) ACCELERATEUR FINANCIER ET RISQUES MACRO-ECONOMIQUES

L'idée que le secteur financier peut amplifier le cycle économique remonte au moins à Fisher [1933]<sup>4</sup>. Traditionnellement, les chocs financiers ont été appréhendés à travers le canal du coût du crédit<sup>5</sup> (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 financiers<sup>6</sup>. 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 réelle<sup>7</sup>.

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 de l'agent économique. 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 micro-économétriques sur données d'entreprises ou bien de prédictions macroéconomiques (voir, par exemple, Christiana et al. [2010])

---

<sup>4</sup> 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 sont plus prononcés, mais ces frictions n'ont pas un rôle symétrique positif en période de reprise.

<sup>5</sup> Voir par exemple Mishkin [1999].

<sup>6</sup> Voir Bean et al. [2003] par exemple pour une revue de la littérature sur les différents mécanismes d'amplification financière des chocs.

<sup>7</sup> Qualifié quelques fois de « nouvel accélérateur financier », l'intuition de ce mécanisme est bien connue depuis Kindleberger [1978].

---

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 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 d'information, les créanciers demandent un taux d'intérêt plus élevé. Dans le même temps, pour éviter ce danger de faillites des banques et pour faire 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 ainsi obtenir des prêts à des taux d'intérêt moins élevés.

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

Notre objectif est d'estimer le risque extrême macroéconomique en relation avec les indicateurs de stress financier. Pour ce faire, nous estimons la VaR de la croissance de la production industrielle. Cette mesure de l'activité est discutable compte tenu de la forte tertiarisation des économies développées mais elle a le mérite d'être disponible à une fréquence mensuelle depuis plusieurs décennies. Elle nous permet ainsi de pouvoir estimer des quantiles avec un nombre relativement important d'observations relativement au PIB disponible à une fréquence au mieux trimestrielle.

Les données utilisées concernent les Etats-Unis sur la période mars 1975 – juillet 2012. La taille de notre échantillon est contrainte par la disponibilité des données de prix immobiliers. Pour estimer le risque extrême de l'indice de production industrielle (*IP*), nous avons considéré plusieurs variables traditionnelles dans les modèles de prévisions conjoncturelles : 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*). Les indices boursiers et immobiliers qui incluent une tendance ont été « détrendés » à l'aide d'un filtre passe-haut afin de se focaliser sur les fluctuations de court/moyen-terme.

Nous avons considéré, en outre, plusieurs variables reflétant des situations de stress des intermédiaires financiers<sup>8</sup> : 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 notées 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-City<sup>9</sup> (notés respectivement *SL* et *KC*).

Nous estimons les VaR de la croissance de la production industrielle à partir de régressions quantiles (Koenker et Basset [1978]). Les régressions quantiles permettent de modéliser l'ensemble de la distribution de l'activité future. Les paramètres du quantile conditionnel de la variable expliquée sont ainsi obtenus comme solution du programme d'optimisation suivant :

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

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 vecteur  $X_{t-1}$  représentant un ensemble de  $n$  facteurs retardés,  $\beta$  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.

Nous aurions également pu considérer un modèle *GARCH* pour modéliser les quantiles conditionnels de la croissance de la production industrielle, mais cette approche ne permet de rendre compte au mieux que des deux premiers moments de la distribution de probabilité. Une approche plus usuelle

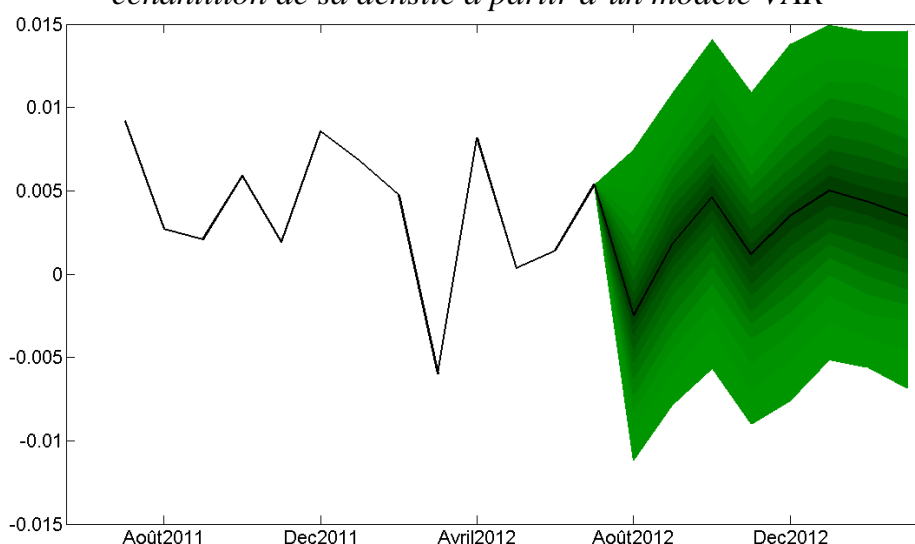
<sup>8</sup> Les indicateurs de stress que nous considérons reprennent la plupart des indicateurs désagrégés de stress étudiés par Cardarelli et al. [2009].

<sup>9</sup> 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.

consisterait à proposer une prévision en densité (*fan chart*). Cette démarche présente des intervalles de confiance autour des prévisions moyennes (Cf. Tay et Wallis [2000])<sup>10</sup>. Elles sont généralement calibrées à partir de la dispersion des erreurs de prévisions passées du modèle estimé.

A titre d'illustration, 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 d'un modèle VAR<sup>11</sup>. Ce type de méthodologie permet classiquement de modéliser l'incertitude autour des prévisions à partir de la dispersion des erreurs de prévisions passées qui est supposée stable dans le temps. Les régressions quantiles permettent quant à elles une plus grande souplesse en estimant directement l'ensemble des quantiles conditionnels à chaque date.

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



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

Au total, ces méthodologies ne permettent pas d'obtenir des estimations des quantiles conditionnels, semi-paramétriques et reproductibles. 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. 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 distribution conditionnelle de l'activité.

<sup>10</sup> 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.

<sup>11</sup> Ce modèle VAR est estimé à partir de 7 retards sélectionnés sur la base du critère d'information AIC et intègre l'ensemble des variables présentées.

---

## LES RESULTATS EMPIRIQUES

Nous nous intéressons essentiellement à la VaR 95% de l'activité réelle c'est-à-dire à son quantile à 5% pour mesurer les risques extrêmes macroéconomiques. Il est en effet usuel dans la littérature financière et pour les régulateurs de s'intéresser à ce quantile particulier pour appréhender les risques extrêmes. Ce choix s'explique aussi par la taille relativement modeste de notre échantillon pour l'estimation de quantiles extrêmes (449 observations) compte tenu de nos données macroéconomiques disponibles à une fréquence au mieux mensuelle.

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. La spécification,  $C_t(\cdot)$ , de l'équation (1) est linéaire.

Les statistiques de Student des coefficients estimés sont présentées entre parenthèses<sup>12</sup> et la dernière colonne présente deux statistiques pour évaluer la pertinence des régressions réalisées : la première mesure la fréquence des dépassements (*Fréq. Hits*) des VaR 95% estimés (quantile à 5%) et la seconde, la somme de la valeur absolue de ces dépassements (*Taille Hits* présentée entre crochets).

Le Panel A présente les résultats des estimations avec un terme autorégressif. Les spécifications 1 à 3 considèrent les variables prédictives standards qui intègrent des variables financières telles que les taux interbancaires, le taux d'intérêt à 10 ans, les prix immobiliers et les cours boursiers. La fréquence des dépassements (les observations où la croissance de la production industrielle est inférieure au quantile estimé) apparaît relativement proche de la fréquence attendue (5%) quel que soit le modèle. Les spécifications 4 à 12, qui intègrent les différents indicateurs de stress financier, permettent d'obtenir également des dépassements à des fréquences en ligne avec les 5% attendus. La prime de financement, *DEF*, paraît capturer toute l'information contenue dans les autres indicateurs de stress financier. En effet, pour les spécifications 6 à 12, qui intègrent alternativement plusieurs indicateurs de tensions financières, c'est la seule qui apparaît toujours significative. Notons que la spécification 6, relativement parcimonieuse puisqu'elle montre seulement deux variables significatives, présente une fréquence de dépassement (5,6%) proche des 5% attendus et une mesure de la taille des dépassements parmi les plus basses (8,9%).

---

<sup>12</sup> Ces statistiques de Student ont été calculées à partir d'une méthode classique de ré-échantillonnage par « bootstrap des paires.

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)	RS (t-stat)	Fréq. Hits [Taille Hits]
Panel A : modèles avec terme auto-régressif											
1	<b>-0,008</b> (-5,399)	0,000 (-0,826)	<b>0,529</b> (4,519)	0,000 (-1,292)							0,047 [0,101]
2	<b>-0,010</b> (-4,821)	-0,001 (-1,534)	<b>0,530</b> (4,299)	-0,001 (-1,375)	0,001 (0,979)						0,042 [0,091]
3	<b>-0,003</b> (-2,069)	0,000 (-0,825)	<b>0,231</b> (2,493)	<b>-0,001</b> (-4,138)	0,000 (1,247)	<b>0,000</b> (2,128)	0,000 (1,493)				0,065 [0,120]
4	<b>-0,004</b> (-3,363)	0,000 (-0,817)	<b>0,275</b> (3,128)	0,000 (0,982)	0,000 (-1,046)	0,000 (1,552)	0,000 (1,562)	<b>-0,004</b> (-3,721)			0,060 [0,090]
5	<b>-0,003</b> (-2,400)	<b>-0,001</b> (-2,096)	0,061 (0,736)	0,000 (1,261)	0,000 (-0,747)	0,000 (0,752)		<b>-0,006</b> (-3,524)			0,065 [0,125]
6	0,000 (-0,785)	0,000 (-1,477)	0,138 (1,710)	-0,001 (-1,908)	<b>0,001</b> (1,980)	0,000 (1,456)	0,000 (0,906)	-0,001 (-1,063)	<b>-0,007</b> (-4,851)		0,056 [0,089]
7	0,000 (0,483)	<b>-0,001</b> (-2,461)	0,078 (0,894)	<b>-0,001</b> (-2,909)	<b>0,001</b> (2,854)	0,000 (1,408)		-0,001 (-0,683)	<b>-0,007</b> (-4,830)		0,058 [0,099]
8	-0,001 (-0,641)	0,000 (-1,323)	<b>0,243</b> (2,589)	0,000 (-0,791)	0,000 (0,713)	0,000 (0,817)	0,000 (0,620)	-0,002 (-1,319)	<b>-0,004</b> (-2,448)	0,000 (-0,588)	0,058 [0,103]
9	<b>-0,006</b> (-2,860)	-0,001 (-1,857)	<b>0,325</b> (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)	<b>0,175</b> (2,001)	-0,001 (-1,772)	<b>0,001</b> (1,970)	0,000 (0,696)	0,000 (0,789)	-0,001 (-1,016)	<b>-0,007</b> (-4,810)	0,005 (0,757)	0,058 [0,095]
11	0,000 (0,887)	0,000 (-1,585)	0,144 (1,826)	<b>-0,001</b> (-2,113)	<b>0,001</b> (2,095)	0,000 (1,118)	0,000 (-0,674)	-0,001 (-0,875)	<b>-0,007</b> (-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)	<b>0,001</b> (2,213)	0,000 (1,729)	0,000 (0,712)	-0,002 (-1,245)	<b>-0,006</b> (-4,509)	0,000 (-0,732)	0,054 [0,095]

Panel B : modèles sans terme auto-régressif

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

Source : Datastream, Bloomberg et FRED II database, données mensuelles 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.



---

Le Panel B présente les résultats des estimations sans terme auto-régressif. L'absence de ce terme dégrade légèrement les mesures de taille des dépassements mais n'a que peu d'impact sur les fréquences de dépassements. La spécification 18, qui correspond à la spécification 6 sans terme auto-régressif, confirme qu'il s'agit d'un modèle relativement parcimonieux avec une bonne qualité d'estimation. Surtout, les résultats des estimations sans terme auto-régressif confirment que la variable *DEF* résume l'information contenue dans les autres indicateurs de stress financiers quand il s'agit d'estimer le quantile à 5% de la croissance de la production industrielle.

Ces résultats indiquent que les variables de santé financière ont un impact sur 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 à 5% de la production industrielle tout aussi satisfaisantes. 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.

Le graphique 2 présente l'évolution de la croissance de la production industrielle et ses VaR conditionnelles à 95% estimées à partir de spécifications qui, respectivement, incluent et n'incluent pas de facteur de stress financier (les régressions #14 et #16 du tableau 1). Ce graphique montre que l'estimation du quantile à 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 quantiles<sup>13</sup>. En effet, les coefficients estimés dans le cadre des régressions quantiles peuvent s'interpréter comme l'effet de la variation marginale d'une variable explicative sur le quantile spécifié de la variable dépendante.

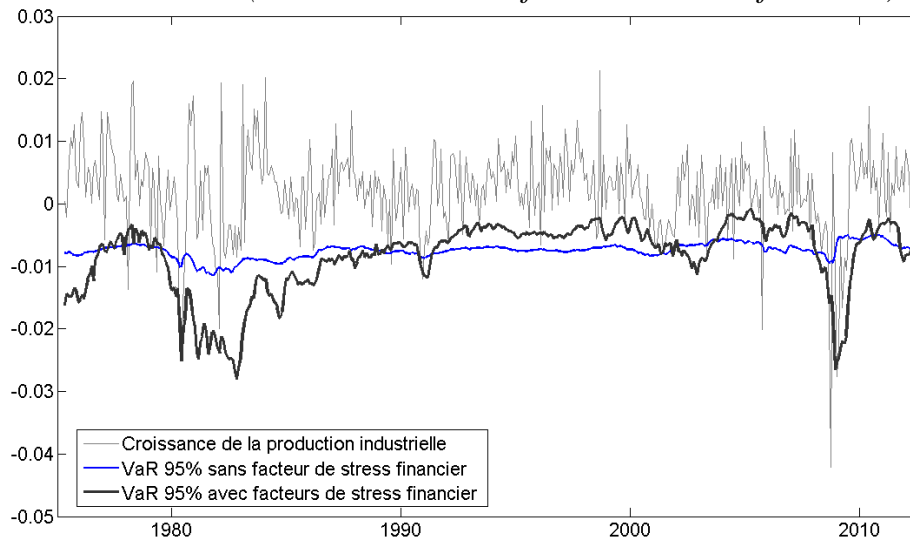
Par exemple, dans le cadre des spécifications #4 et #6 (du tableau 1) pour prévoir le quantile à 5% de la croissance de la production industrielle, les coefficients estimés des variables *TED* et *DEF* sont respectivement de -0,4% et -0,7% (et significatives au seuil de 1%). Les mêmes coefficients dans 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%).

Ces tests d'inégalité des coefficients indiquent qu'un stress financier a davantage d'impact (négatif) sur le quantile à 5% que sur la médiane (quantile à 50%). Cela signifie, que les dysfonctionnements de l'intermédiation financière accroissent la probabilité de désastre économique ou de récession sévère.

---

<sup>13</sup> Résultats disponibles auprès des auteurs.

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.

## CONCLUSION

A partir de régressions quantiles, nous avons évalué l'impact du stress financier sur le risque de désastre économique. Ce cadre d'analyse nous a permis d'estimer la distribution conditionnelle de l'activité réelle. Nous avons montré à partir de données sur les Etats-Unis que les indicateurs de stress des intermédiaires financiers ont un impact sur la VaR 95% de l'activité réelle.

Les dysfonctionnements des intermédiaires financiers ont pour conséquence un risque de désastre économique accru, c'est-à-dire une probabilité de récession sévère beaucoup plus grande.

Il sera intéressant d'étendre nos analyses menées sur les Etats-Unis, où le système financier est principalement organisé de façon anonyme et décentralisée (finance directe) à d'autres pays et en particulier aux pays européens où le système financier est majoritairement un système d'intermédiation bancaire caractérisé par des relations bilatérales et hiérarchiques (finance indirecte).

## 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.

- 
- 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.
- CARDARELLI R., ELEKDAG S. ET LALL S. [2009], « Financial stress, downturns, and recoveries », IMF Working Paper N° 09/100 (Washington: International Monetary Fund), 58 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.
- 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. 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 auto-régressif											
1	<b>0,002</b> (4,408)	<b>-0,001</b> (-4,654)	<b>0,298</b> (6,773)	<b>0,000</b> (-1,978)							0,500 [1,092]
2	-0,001 (-0,887)	<b>-0,001</b> (-5,045)	<b>0,261</b> (6,805)	<b>-0,001</b> (-5,328)	<b>0,001</b> (4,985)						0,498 [1,055]
3	-0,001 (-1,907)	<b>-0,001</b> (-5,56)	<b>0,219</b> (4,919)	<b>-0,001</b> (-8,012)	<b>0,002</b> (7,725)	<b>0,000</b> (2,401)	<b>0,000</b> (2,628)				0,500 [1,008]
4	-0,001 (-1,428)	<b>-0,001</b> (-4,721)	<b>0,211</b> (4,706)	<b>-0,001</b> (-4,499)	<b>0,001</b> (6,977)	0,000 (1,943)	0,000 (1,794)	-0,001 (-1,756)			0,502 [1,021]
5	-0,001 (-1,128)	<b>-0,001</b> (-4,708)	<b>0,245</b> (5,96)	<b>-0,001</b> (-3,686)	<b>0,001</b> (6,127)	<b>0,000</b> (2,457)		-0,001 (-1,701)			0,500 [1,034]
6	0,000 (-0,674)	<b>-0,001</b> (-4,4)	<b>0,209</b> (4,536)	<b>-0,001</b> (-5,485)	<b>0,002</b> (7,835)	0,000 (1,37)	0,000 (1,497)	-0,001 (-0,968)	<b>-0,001</b> (-2,308)		0,500 [0,996]
7	0,000 (0,943)	<b>-0,001</b> (-3,698)	<b>0,184</b> (4,01)	<b>-0,001</b> (-4,341)	<b>0,001</b> (5,878)	0,000 (1,664)		-0,001 (-0,924)	<b>-0,002</b> (-2,573)		0,496 [1,015]
8	-0,001 (-0,922)	<b>-0,001</b> (-4,532)	<b>0,172</b> (3,887)	<b>-0,001</b> (-4,407)	<b>0,002</b> (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)	<b>-0,001</b> (-4,922)	<b>0,164</b> (3,704)	<b>-0,001</b> (-5,342)	<b>0,002</b> (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)	<b>-0,001</b> (-5,098)	<b>0,185</b> (4,39)	<b>-0,001</b> (-5,022)	<b>0,002</b> (7,448)	0,000 (1,45)	0,000 (1,469)	-0,001 (-1,046)	<b>-0,002</b> (-2,336)	-0,002 (-0,828)	0,502 [0,971]
11	0,000 (0,953)	<b>-0,001</b> (-4,875)	<b>0,169</b> (3,687)	<b>-0,001</b> (-5,437)	<b>0,002</b> (7,748)	0,000 (1,03)	0,000 (1,69)	-0,001 (-0,845)	<b>-0,002</b> (-2,698)	-0,023 (-0,904)	0,498 [0,97]
12	0,000 (0,747)	<b>-0,001</b> (-4,505)	<b>0,205</b> (4,601)	<b>-0,001</b> (-5,422)	<b>0,002</b> (7,055)	0,000 (1,369)	0,000 (1,552)	0,000 (-0,641)	<b>-0,002</b> (-2,377)	0,000 (-0,664)	0,496 [0,979]
Panel B : modèles sans terme auto-régressif											
13	<b>0,003</b> (5,819)	<b>-0,001</b> (-3,184)		0,000 (-1,946)							0,496 [1,15]
14	-0,001 (-1,04)	<b>-0,001</b> (-5,314)		<b>-0,001</b> (-7,152)	<b>0,001</b> (7,016)						0,498 [1,07]
15	<b>-0,002</b> (-3,347)	<b>-0,001</b> (-6,938)		<b>-0,002</b> (-11,15)	<b>0,002</b> (11,24)	<b>0,000</b> (2,949)	<b>0,000</b> (3,684)				0,493 [0,994]
16	<b>-0,002</b> (-2,396)	<b>-0,001</b> (-5,62)		<b>-0,001</b> (-6,05)	<b>0,002</b> (10,32)	<b>0,000</b> (2,525)	<b>0,000</b> (2,775)	<b>-0,002</b> (-2,651)			0,502 [1,017]
17	-0,001 (-1,849)	<b>-0,001</b> (-5,616)		<b>-0,001</b> (-4,675)	<b>0,002</b> (8,284)	<b>0,000</b> (2,517)		<b>-0,002</b> (-2,69)			0,500 [1,025]
18	0,000 (1,695)	<b>-0,001</b> (-4,865)		<b>-0,001</b> (-6,383)	<b>0,002</b> (10,26)	0,000 (1,834)	0,000 (1,741)	<b>-0,001</b> (-1,983)	<b>-0,002</b> (-3,653)	0,502 (0,967)	0,502 [0,967]
19	0,001 (1,478)	<b>-0,001</b> (-3,806)		<b>-0,001</b> (-4,095)	<b>0,002</b> (7,09)	0,000 (1,263)		-0,001 (-1,586)	<b>-0,003</b> (-4,114)		0,498 [1,014]
20	0,000 (1,446)	<b>-0,001</b> (-4,385)		<b>-0,001</b> (-5,979)	<b>0,002</b> (9,68)	0,000 (1,307)	0,000 (1,53)	-0,001 (-1,366)	<b>-0,003</b> (-3,71)	0,000 (-1,311)	0,496 [0,974]
21	-0,001 (-1,038)	<b>-0,001</b> (-4,378)		<b>-0,001</b> (-7,119)	<b>0,002</b> (8,728)	0,000 (1,056)	0,000 (1,752)	0,000 (0,978)	<b>-0,002</b> (-2,067)	-0,001 (-1,999)	0,498 [0,988]
22	0,000 (1,177)	<b>-0,001</b> (-4,455)		<b>-0,001</b> (-5,878)	<b>0,002</b> (9,195)	0,000 (1,723)	<b>0,000</b> (1,994)	-0,001 (-1,713)	<b>-0,002</b> (-3,418)	0,003 (1,054)	0,498 [0,978]
23	0,000 (0,872)	<b>-0,001</b> (-4,957)		<b>-0,002</b> (-10,58)	<b>0,002</b> (11,12)	<b>0,000</b> (2,147)	<b>0,000</b> (2,095)	0,000 (0,822)	<b>-0,003</b> (-5,004)	0,002 (0,844)	0,500 [0,945]
24	0,000 (1,188)	<b>-0,001</b> (-4,695)		<b>-0,001</b> (-5,18)	<b>0,002</b> (8,75)	0,000 (1,785)	0,000 (1,702)	-0,001 (-1,555)	<b>-0,002</b> (-3,127)	0,000 (-1,274)	0,507 [0,983]

Source : Datastream, Bloomberg et FRED II database, données mensuelles 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.3. 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 auto-régressif											
1	<b>0,011</b> (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)	<b>-0,003</b> (-6,535)	<b>0,004</b> (8,514)						0,060 [0,079]
3	<b>0,004</b> (1,977)	0,000 (-0,74)	-0,072 (-1,213)	<b>-0,003</b> (-5,972)	<b>0,004</b> (6,668)	0,000 (1,815)	0,000 (1,849)				0,036 [0,035]
4	0,001 (0,521)	0,000 (-1,605)	<b>-0,224</b> (-2,748)	<b>-0,003</b> (-8,437)	<b>0,004</b> (11,20)	<b>0,000</b> (3,226)	0,000 (0,514)	0,000 (-0,441)			0,056 [0,064]
5	<b>0,004</b> (2,205)	0,000 (-0,941)	-0,116 (-1,537)	<b>-0,002</b> (-4,116)	<b>0,002</b> (5,878)	0,000 (0,818)		0,002 (1,132)			0,054 [0,067]
6	0,000 (-0,537)	0,000 (-0,961)	<b>-0,181</b> (-2,236)	<b>-0,002</b> (-3,71)	<b>0,003</b> (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)	<b>-0,001</b> (-3,61)	<b>0,002</b> (6,227)	<b>0,000</b> (2,328)		-0,001 (-1,039)	<b>0,005</b> (3,951)		0,058 [0,079]
8	0,001 (1,043)	<b>-0,001</b> (-2,36)	-0,129 (-1,677)	<b>-0,002</b> (-4,193)	<b>0,003</b> (7,215)	0,000 (1,017)	<b>0,000</b> (2,53)	<b>-0,002</b> (-1,199)	<b>0,004</b> (2,664)	-0,001 (-1,03)	0,054 [0,061]
9	0,002 (1,054)	0,000 (-0,968)	-0,083 (-0,933)	<b>-0,002</b> (-4,453)	<b>0,004</b> (7,549)	0,000 (0,909)	<b>0,000</b> (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)	<b>-0,002</b> (-7,417)	<b>0,003</b> (8,077)	<b>0,000</b> (2,128)	0,000 (1,532)	0,000 (1,332)	<b>0,003</b> (2,823)	0,009 (1,516)	0,054 [0,077]
11	0,000 (0,663)	-0,001 (-1,935)	-0,095 (-1,303)	<b>-0,002</b> (-6,469)	<b>0,003</b> (8,141)	<b>0,000</b> (2,298)	0,000 (1,228)	0,001 (0,975)	<b>0,004</b> (3,021)	-0,024 (-0,863)	0,056 [0,079]
12	0,000 (0,716)	0,000 (-0,941)	-0,172 (-1,884)	<b>-0,002</b> (-4,267)	<b>0,004</b> (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 auto-régressif

13	<b>0,012</b> (9,055)	0,000 (-0,687)		0,000 (0,856)							0,049 [0,07]
14	<b>0,007</b> (4,262)	0,000 (-0,897)		0,000 (-1,274)	<b>0,001</b> (2,995)						0,054 [0,054]
15	0,000 (1,544)	0,000 (-1,099)		-0,003 (-8,167)	<b>0,004</b> (11,97)	0,000 (2,625)	0,000 (1,728)				0,056 [0,079]
16	0,000 (1,191)	0,000 (-1,799)		<b>-0,003</b> (-7,516)	<b>0,004</b> (11,73)	0,000 (0,961)	0,000 (1,944)	0,001 (1,332)			0,060 [0,073]
17	<b>0,004</b> (2,058)	0,000 (0,879)		<b>-0,002</b> (-4,519)	<b>0,003</b> (5,436)	0,000 (1,499)		0,001 (1,176)			0,054 [0,062]
18	0,000 (-1,501)	-0,001 (-1,699)		<b>-0,003</b> (-8,403)	<b>0,004</b> (11,28)	<b>0,000</b> (3,179)	<b>0,000</b> (2,361)	<b>0,003</b> (2,717)	0,002 (1,626)	0,051 (0,071)	0,051 [0,071]
19	0,002 (1,214)	0,000 (-1,653)		<b>-0,001</b> (-2,753)	<b>0,003</b> (5,763)	<b>0,000</b> (1,969)		<b>-0,003</b> (-2,486)	0,002 (1,961)		0,054 [0,068]
20	0,000 (1,379)	0,000 (0,813)		<b>-0,002</b> (-5,818)	<b>0,003</b> (10,74)	0,000 (-1,617)	<b>0,000</b> (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)		<b>-0,002</b> (-4,124)	<b>0,003</b> (6,862)	0,000 (1,326)	0,000 (0,932)	-0,001 (-1,023)	<b>0,003</b> (2,265)	<b>-0,002</b> (-2,296)	0,049 [0,066]
22	0,000 (-0,645)	0,000 (-1,135)		<b>-0,002</b> (-7,467)	<b>0,004</b> (9,382)	<b>0,000</b> (2,166)	0,000 (1,009)	0,001 (1,075)	<b>0,002</b> (1,516)	0,014 (1,489)	0,054 [0,072]
23	0,001 (1,043)	0,000 (-1,059)		<b>-0,002</b> (-3,437)	<b>0,003</b> (6,642)	0,000 (1,371)	0,000 (1,575)	-0,002 (-1,554)	<b>0,003</b> (2,228)	-0,112 (-1,809)	0,051 [0,07]
24	0,000 (-1,308)	0,000 (-1,047)		<b>-0,002</b> (-5,037)	<b>0,002</b> (6,85)	0,000 (1,486)	0,000 (1,449)	0,000 (1,582)	<b>0,003</b> (3,08)	0,000 (-1,346)	0,058 [0,081]

Source : Datastream, Bloomberg et FRED II database, données mensuelles 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

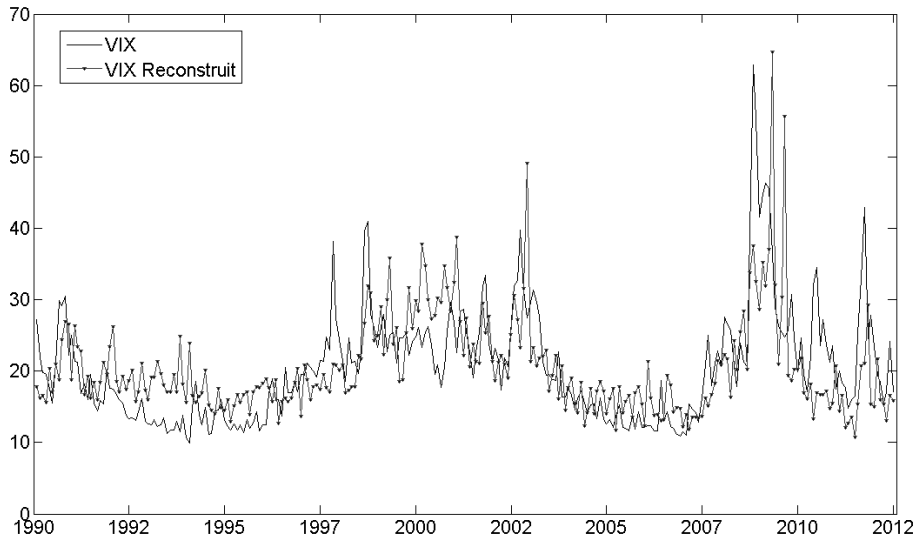
L'indice immobilier est construit à partir de l'indice Case-Shiller et de l'indice OFHEO avant janvier 1987.

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 que ces indicateurs sont très corrélés dans les épisodes de stress même si des différences de niveau apparaissent dans les situations dites « normales ».

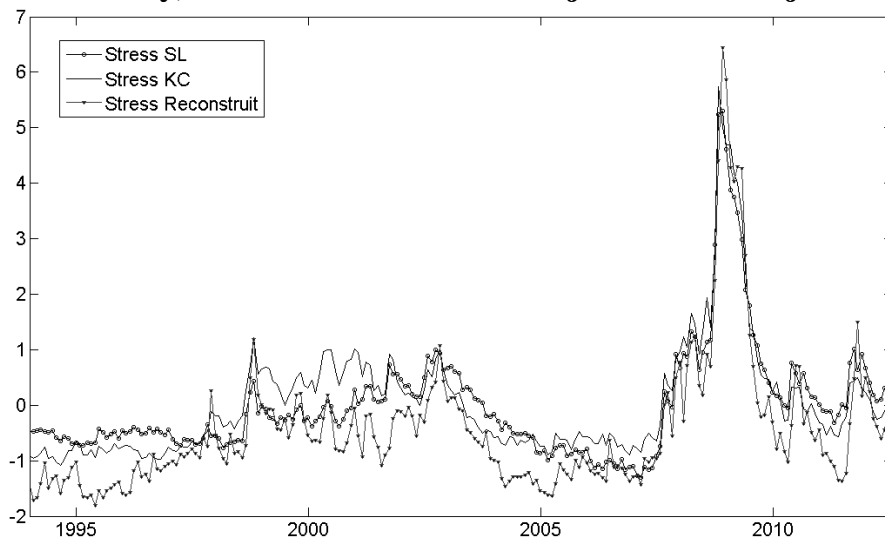
---

**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**

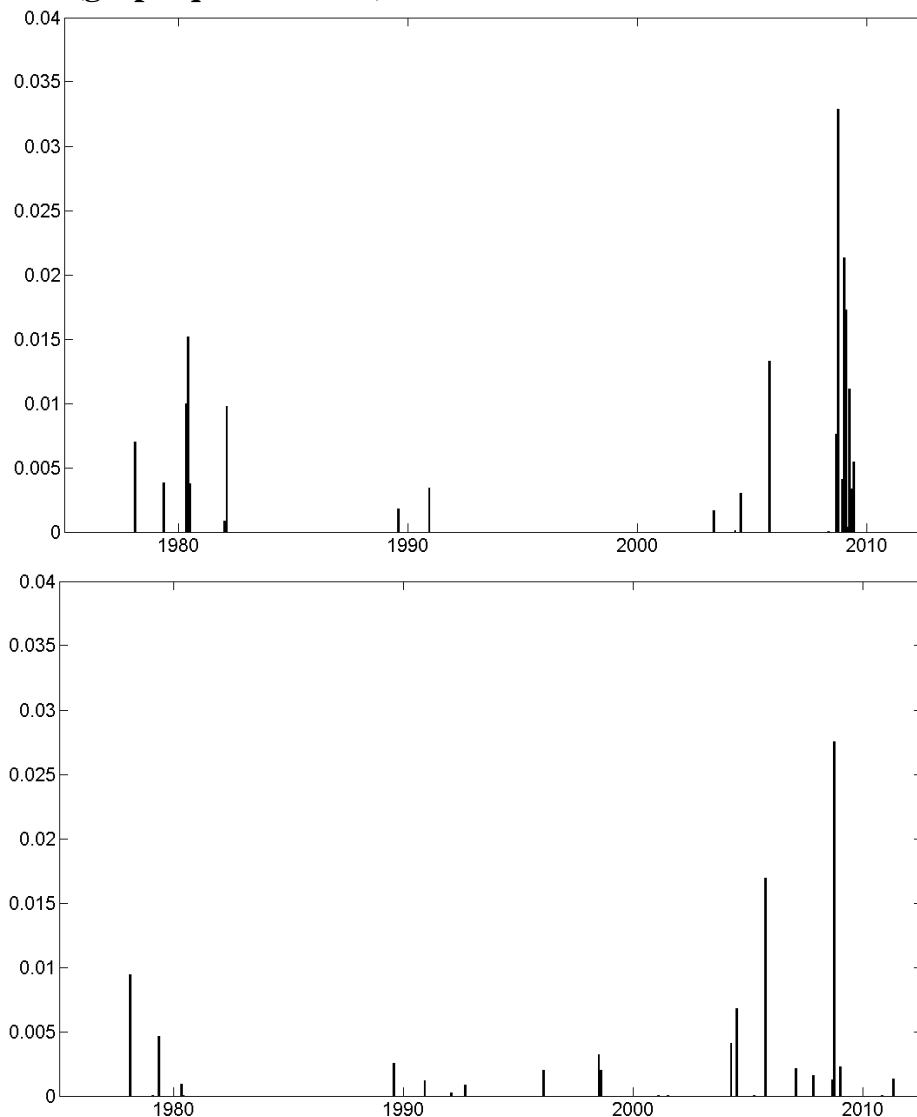


Source : *Datastream, Bloomberg et FRED II database*, données mensuelles de mars 1975 à juillet 2012. Calculs des auteurs



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.3 présente les valeurs absolues des dépassements de la VaR 95% conditionnelle de l'activité réelle sans (graphique supérieur) et avec (graphique inférieur) 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.

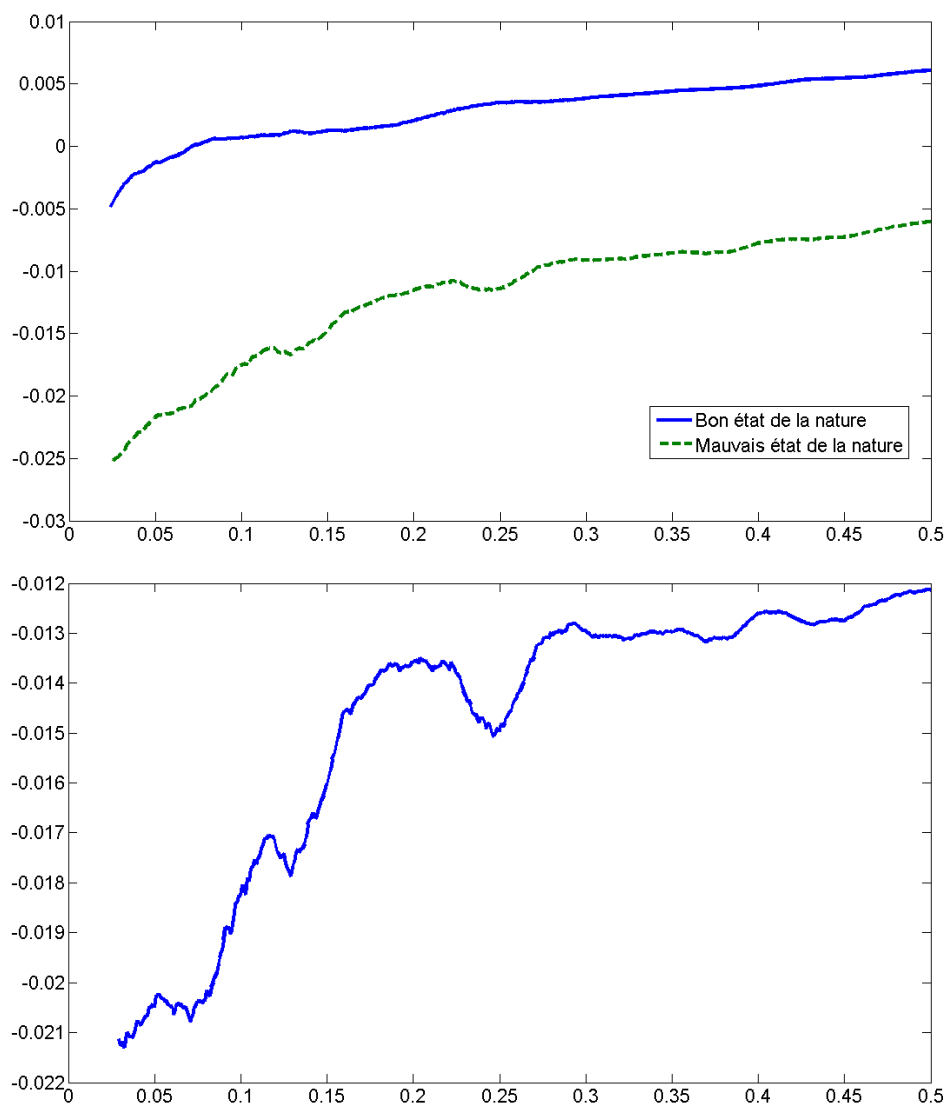
**Graphique A.3. Valeurs absolues des dépassements de la VaR 95% conditionnelle de l'activité réelle sans (graphique supérieur) et avec (graphique inférieur) les facteurs de stress financiers.**



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

Le graphique A.4 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 a un impact non seulement sur la localisation, mais aussi sur la forme de la distribution conditionnelle de l'activité avec un risque extrême de mauvaises réalisations (de récession) bien plus marqué.

**Graphique A.4. 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.