

Co-mouvements extrêmes, interdépendance ou contagion ?

Une analyse d'après la théorie des valeurs extrêmes

Bei XU*

LAREefi, Université Montesquieu Bordeaux IV

Juin 2008

Résumé :

Cet article étudie la nature des co-mouvements extrêmes sur les marchés financiers en utilisant la théorie des valeurs extrêmes. A travers l'analyse de l'évolution de la structure de dépendance à l'aide d'une part de la mesure de dépendance extrême proposée par la théorie des valeurs extrêmes, et du coefficient de corrélation d'autre part, nous identifions la contagion de l'interdépendance sur 44 marchés boursiers et 41 marchés obligataires. Notre résultat montre que la dépendance extrême concernant les marchés financiers des pays développés est plutôt liée à l'interdépendance – résultat de l'intégration financière et économique, alors que c'est plutôt la contagion qui est à l'origine du lien extrême concernant les marchés financiers des émergents – ce qui révèlent leur instabilité et vulnérabilité.

JEL Classification: C51, F36, G15

Mots clef: extreme-value theory, contagion, cross-market linkages

*LAREefi, Université Montesquieu Bordeaux IV, Avenue Léon Duguit, 33608 Pessac Cedex, France. Email : xubeimail@gmail.com et bei.xu@u-bordeaux4.fr.

1. Introduction

Depuis la crise asiatique de 1997, l'utilisation du terme de contagion pour désigner la propagation de crise financière commence à être très répandue. Cependant le phénomène étant complexe, il n'existe pas malgré l'abondance de la littérature de consensus pour la définition exacte et ainsi pour l'identification de la contagion. L'évolution de la définition pourrait être marquée par deux phases importantes : la première fait référence à la notion de contagion dans son sens large, c'est-à-dire qu'il suffit qu'il y ait la transmission de crise pour identifier la contagion quel que soit le canal de transmission ; la seconde met en évidence la contagion dans son sens strict¹, elle cherche à distinguer les canaux de transmission existants indépendamment de la crise (théorie de contagion non contingente) de ceux dont l'existence et l'activité sont conditionnées par la crise (théorie de contagion contingente).

Forbes et Rigobon (2001) résumant quatre canaux de transmission qui contribuent à la contagion non contingente. Le canal commercial a été développé par Gerlach et Smets (1995) et Corsetti et al. (2000). La dévaluation d'une monnaie pourrait améliorer la compétitivité d'une économie au détriment d'une autre soit en augmentant les importations de la dernière, soit en diminuant ses exportations sur un marché tiers. Cet impact négatif pourrait inciter l'autre économie à dévaluer sa monnaie. Le canal de transmission par la coordination de politique implique que les accords pré-établis entre deux pays pourraient engager l'un des deux à suivre la même politique en réponse à un choc économique. Rigobon (1998), Chari et Kehoe (2003) et Calvo et Mendoza (2000) ont contribué à avancer le canal de ressemblance

¹ Forbes et Rigobon parlent de la « shift-contagion » (Forbes & Rigobon, 2001).

des fondamentaux. Les investisseurs réévaluent leur anticipation de crise sur un marché si un autre marché similaire au niveau de structure ou de politique macroéconomique connaît un choc. Enfin, Masson (1998) évoque le mécanisme de l'effet de mousson selon lequel un choc commun (augmentation du taux d'intérêt, baisse de la demande, contraction des capitaux etc.) pourrait affecter les fondamentaux de plusieurs économies qui connaissent à la suite la crise. Ces canaux de transmission ne sont pas conditionnés par l'occurrence de la crise, il n'y a pas de changement de lien entre marchés avant et pendant la crise. Par conséquent, s'il y a transmission de crise via ces canaux, Forbes et Rigobon (2001) considèrent qu'il ne s'agit pas de la contagion dans son sens strict, mais seulement de l'interdépendance.

Selon les mêmes auteurs, trois autres canaux de transmission pourraient identifier la pure contagion. Le premier mécanisme est celui d'équilibre multiple basé sur la psychologie des investisseurs. Masson (1999) a montré comment une crise dans un pays pourrait exercer un effet perturbateur sur la psychologie des investisseurs et affecter ensuite leurs anticipations sur un autre pays, ce qui conduirait l'effondrement de cet autre marché. Ce changement d'un bon équilibre à un mauvais équilibre dû à la croyance des investisseurs peut aussi être la conséquence d'un effet de mémoire développé par Mullainathan (2002) : Un choc pourrait rappeler une crise du passé aux investisseurs qui anticipent une forte probabilité de crise même si les fondamentaux sont bons. Le deuxième mécanisme de transmission de la pure contagion est le choc endogène de liquidité développé par Valdés (1996). L'occurrence d'une crise peut réduire la liquidité des investisseurs, ces derniers sont contraints de vendre des actifs qu'ils détiennent sur d'autres marchés pour répondre à des appels de marges (margin

call) ou respecter certaines exigences réglementaires. Ce qui pourrait provoquer des chutes de cours importantes sur d'autres marchés. Calvo (1999) distingue les investisseurs informés qui subissent un vrai choc de liquidité des investisseurs non informés qui adoptent un comportement suiveur. Le dernier canal est celui de contagion politique. Drazen (1998) a modélisé les crises de change du SME en montrant que l'abandon des changes fixes par un premier pays réduit les coûts politiques de la sortie de la bande de fluctuation des autres pays membres. Tous ces mécanismes sont conditionnés par l'occurrence de la crise, ainsi le lien entre marchés s'intensifie suite au déclenchement de ces mécanismes, il s'agit donc de la contagion.

Parmi les différentes études empiriques, nous pouvons identifier trois principales méthodes : les modèles dichotomiques, les modèles GARCH et le coefficient de corrélation. Eichengreen, Rose et Wyplosz (1995) utilisent un modèle Logit pour étudier les crises de change, et Kaminsky et Reinhart (2000) calculent la différence entre la probabilité inconditionnelle et la probabilité conditionnelle à l'occurrence d'une crise ailleurs pour étudier les crises des années 90. Engle, Ito et Lin (1990) emploient un modèle GARCH pour étudier les *spillovers* de la volatilité intra-quotidienne du taux de change entre les marchés japonais et américain. Edwards (1998) introduit un modèle GARCH univarié dans l'analyse de transmission de volatilité sur les marchés obligataires après la crise mexicaine de 1995. Enfin, King et Wadhani (1990) sont les premiers à utiliser le coefficient de corrélation pour analyser le phénomène de contagion. Baig et Goldfajn (1998) appliquent cette méthode sur une gamme de marchés très large des pays émergents pendant la crise asiatique. Toutes ces

études, quelle que soit la méthode utilisée, montrent quasi-unaniment l'existence de la contagion.

L'approche traditionnelle par coefficient de corrélation a été remise en cause par Boyer, Gibson et Loretan (1997), Forbes et Rigobon (2001) proposent ainsi techniquement d'utiliser le coefficient de corrélation ajustée de volatilité¹ et conceptuellement de distinguer la contagion pure de l'interdépendance. Ils concluent qu'il n'existe pas de contagion pure, mais seulement de l'interdépendance. Leur étude a été elle-même critiquée pour sa spécification trop simpliste en facteur latent par Dungey et al. (2004). Corsetti, Pericoli et Sbracia (2005) construisent leur méthode de comparaison entre un coefficient de corrélation corrigé et un indice d'interdépendance ; Baur et Shulze (2005) utilisent la régression quantile ; et Caporale, Cipollini et Spagnolo (2005) utilisent une méthode basée sur la corrélation conditionnelle en considérant l'hétéroscédasticité, l'endogénéité et l'omission de variables. Tous ces auteurs ont mis en évidence l'existence de la contagion pure.

Parallèlement à ces études empiriques, certains travaux étudient le phénomène de transmission de crise financière par la théorie des valeurs extrêmes. La crise étant un événement extrême, les mesures basées sur le coefficient de corrélation sont inadaptées pour représenter une relation de dépendance non linéaire et pour des séries de distribution à queue épaisse². A l'inverse, la théorie des valeurs extrêmes offre une alternative pour étudier la structure de dépendance tout en prenant en considération ces aspects spécifiques des séries

¹ Une volatilité accrue augmente automatiquement le coefficient de corrélation conditionnelle, ce qui conduit à surestimer l'intensification du lien entre marchés et à conclure sur l'existence de la contagion.

² Pour plus de détails, voir par exemple Embrechts, Mc Neil et Straumann Embrechts, P., A. Mc Neil, and D. Straumann, 1999, "Correlation: Pitfalls and Alternatives," *Risk* May 1999, 69-71..

financière. Longin et Solnik (2001), Hartmann, Straetmans et de Vries (2004) modélisent les co-mouvements extrêmes ; Bae, Karolyi et Stulz (2003), Chan-Lau, Mathieson et Yao (2004), Costinot, Roncalli et Teiletche (2000) étudient la dépendance des queues de distribution en la référant au phénomène de transmission de crise financière. Cependant, sauf erreur de notre part, aucune étude empirique utilisant la théorie des valeurs extrêmes n'est utilisée en vue d'identifier la contagion au sens strict, c'est-à-dire en vue de distinguer la contagion de l'interdépendance. Or, comme les politiques d'intervention de court terme ne sont efficaces qu'en cas de contagion pure en agissant sur les mécanismes de transmission dûs à la crise¹, cette distinction nous semblerait nécessaire pour une compréhension plus affinée du phénomène et un apport plus efficace de solutions.

Dans cette étude, il ne s'agit pas de définir pour une crise particulière la nature de transmission de la crise. Par ailleurs, les co-mouvements sur lesquels nous travaillons incluent aussi bien des krachs pendant des crises financières identifiées que les chutes causées par les chocs plus passagers comme corrections importantes des marchés. Notre objectif est donc d'étudier sur l'ensemble de la période considérée les co-mouvements les plus sévères, et de comprendre la relation qui prévaut à l'extrême en général².

La section 2 propose la méthodologie, nous présentons d'abord une mesure de dépendance extrême, qui sera comparée au coefficient de corrélation. Nous détaillons les

¹ Les politiques d'intervention de court terme pourraient être par exemple des mesures d'isolement comme contrôle de capitaux, prêt en dernier ressort du FMI ou des banquiers centraux. Elles ne sont pas efficaces en cas d'interdépendance parce que l'origine de crise est une relation de long terme.

² Une vérification ex post montre bien que les rendements des crises sont bien considérés comme queue négative de la distribution statistique.

informations des données utilisées dans la section 3, et la section 4 présente les résultats, enfin la section 5 conclue.

2. Méthodologie

Selon la théorie de la contagion contingente, on observe l'apparition de nouveaux canaux de transmission liés à l'occurrence de la crise – c'est-à-dire que le lien entre marchés s'intensifie. Ainsi, notre test de contagion est fondé sur l'évolution de la structure de dépendance. Si le lien extrême (crises) est significativement plus fort que le lien normal (périodes tranquilles), on dit que la contagion existe. Il faut donc d'abord identifier la dépendance extrême des séries. Si elles sont dépendantes à l'extrême, il y a bien des co-mouvements extrêmes liés à la transmission de choc. En suite, il reste à déterminer si cette transmission de choc relève de l'interdépendance ou de la contagion. Pour ce faire, nous regardons s'il y a intensification du degré de dépendance : si le degré de dépendance à l'extrême est significativement plus élevé que le degré de dépendance des périodes normales, il s'agit d'une situation de contagion ; s'il n'y a pas d'évolution du degré de dépendance, il s'agit d'une situation d'interdépendance.

Nous avons donc besoin d'une mesure de dépendance pour les périodes normales et d'une mesure de dépendance extrême. La comparaison des deux devrait nous permettre de conclure si la contagion existe ou pas. Cette idée est en quelque sorte similaire à la proposition de (shift) contagion de Forbes et Rigobon (2002), mais l'outil de mesure est très différent. Pour le lien entre marchés de périodes tranquilles, le coefficient de corrélation reste une bonne

mesure puisqu'on est en absence des données extrêmes, i.e. de forte volatilité. En ce qui concerne la mesure de dépendance extrême, nous utilisons la théorie des valeurs extrêmes.

Mesure de dépendance extrême

La théorie des valeurs extrêmes dans le cas bivarié nous indique qu'il est important d'éliminer les effets dus à la différence de distributions marginales avant d'étudier les relations de dépendance extrême. Cela consiste à transformer les distributions marginales (qui peuvent être différentes) en distribution marginale commune¹ à toutes les deux séries. Après une telle transformation, contrairement au coefficient de corrélation, la mesure de dépendance obtenue ainsi n'est pas influencée par les différences de distributions marginales (Embrechts, Mc Neil et Strautmann (1999)). Poon, Rockinger, & Tawn (2004) proposent la transformation suivante² :

Soit (X, Y) , les rendements bivariés, et transformés en (S, T) - distribution marginale de la classe Fréchet unitaire (unit Fréchet marginal) :

$$\begin{aligned} S &= \frac{-1}{\log F_X(X)} \\ T &= \frac{-1}{\log F_Y(Y)} \end{aligned} \tag{1}$$

Où les F_X et F_Y sont les fonctions de distributions respectives de X et Y .

¹ Il suffit que cette transformation soit strictement croissante pour garder la même structure de dépendance. (voir les propriétés de la copule)

² Il existe une autre transformation très similaire obtenue à l'aide d'une copule (Nelsen, 1999).

Nous avons ainsi $\Pr(S > s) = s^{-1}$ et $\Pr(T > s) = s^{-1}$ pour $s \rightarrow \infty$. En plus, (S, T) possède la même structure de dépendance que (X, Y) , puisque la transformation est strictement croissante. Dans la pratique, pour calculer S et T de l'équation (1), les distributions empiriques de X et de Y sont utilisées à la place de F_X et F_Y .

Après une telle transformation, $\Pr(S > s) = \Pr(T > s) = 1/s \rightarrow 0$, cette égalité permet d'obtenir une mesure de dépendance extrême « symétrique »¹ qui est la probabilité conditionnelle d'un événement extrême sachant que l'autre variable l'est. Nous définissons donc

$$\chi = \lim_{s \rightarrow \infty} \Pr(T > s / S > s) \tag{2}$$

$$0 \leq \chi \leq 1$$

Comme $\Pr(T > s / S > s) = 1$ signifie que T et S sont parfaitement dépendants, $\chi = 1$ signifie que les deux variables sont asymptotiquement dépendantes. De la même manière, $\Pr(T > s / S > s) = \Pr(T > s) = 0$ signifie que les deux variables sont exactement indépendantes, $\chi = 0$ implique qu'elles sont asymptotiquement indépendantes. Mais χ mesure la dépendance qui persiste dans la partie asymptotique des distributions, $\chi = 0$ ne correspond donc pas nécessairement à l'exakte indépendance des variables aléatoires, car plusieurs degrés de dépendance peuvent exister. D'ailleurs Sibuya (1960) a déjà montré que pour une distribution normale bivariée, il suffit que le coefficient de corrélation soit inférieur à 1 pour que $\chi = 0$. De plus, cette mesure χ est inappropriée pour des séries

¹ Dans un cas où les variables n'ont pas été transformées, $\Pr(X > x / Y > y)$ n'est pas forcément égal à $\Pr(Y > y / X > x)$, tout simplement parce que $\Pr(X > x)$ n'est pas forcément égal à $\Pr(Y > y)$. Ici, nous avons $\Pr(T > s / S > s) = \Pr(S > s / T > s)$.

asymptotiquement indépendantes, car la dépendance extrême de ces séries serait surestimée selon la méthode traditionnelle de la théorie des valeurs extrêmes.

Coles, Heffernan, & Tawn (1999) proposent par conséquent une mesure alternative $\bar{\chi}$.

$$\bar{\chi} = \lim_{s \rightarrow \infty} \frac{2 \log \Pr(S > s)}{\log \Pr(S > s, T > s)} - 1 \quad (3)$$

$$-1 < \bar{\chi} \leq 1$$

$\bar{\chi} > 0$ signifie que les variables sont positivement associées ;

$\bar{\chi} = 0$ signifie que les variables sont exactement indépendantes ;

$\bar{\chi} < 0$ signifie que les variables sont négativement associées.

Cette interprétation ressemble beaucoup à celle du coefficient de corrélation. D'ailleurs, pour une distribution normale bivariée, $\bar{\chi}$ est égal au coefficient de corrélation. Ce qui pourrait permettre la comparabilité des deux mesures utilisées dans l'identification de la contagion.

Poon, Rockinger & Tawn (2004) proposent de tester d'abord $\bar{\chi} = 1$, si l'hypothèse nulle est rejetée, cela veut dire que les variables sont asymptotiquement indépendantes, et leur dépendance sera mesurée par $\bar{\chi}$. Si l'hypothèse ne peut pas être rejetée, les deux variables sont alors exactement dépendantes, et le degré de cette dépendance sera mesuré par χ .

$\bar{\chi}$ est donc notre mesure de dépendance extrême. Pour un couple de pays donné (deux séries de distributions de rendements), nous calculons¹ et testons d'abord $\bar{\chi} = 1$. Le rejet de

¹ Voir Annexe 1 pour le détail de calcul.

l'hypothèse nulle signifie l'absence de dépendance extrême, et il ne s'agit ni de l'interdépendance ni de la contagion. Si nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse nulle, nous admettons que les deux séries sont dépendantes à l'extrême¹, il y a donc le co-mouvement des événements extrêmes. Pour connaître la nature de ce co-mouvement, nous comparons ρ_n - le coefficient de corrélation des périodes normales avec $\bar{\chi}$.

Connaissant la distribution statistique de $\hat{\chi}$, nous pouvons donc tester cette égalité (ou inégalité). Soit l'hypothèse nulle $\bar{\chi} = \rho_n$ contre l'hypothèse alternative $\bar{\chi} > \rho_n$. Si $\hat{\chi} > 1.65\sigma(\hat{\chi}) + \hat{\rho}_n$, nous rejetons l'hypothèse nulle à 5%, c'est-à-dire que $\hat{\chi} > \hat{\rho}_n$. Par conséquent, nous considérons que la dépendance s'intensifie significativement à l'extrême par rapport aux périodes tranquilles. Il y aurait d'autres canaux de transmission de crise qui s'activent aux périodes extrêmes, il s'agit bien de la contagion. Dans le cas où nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse nulle, nous disons qu'il n'y a que de l'interdépendance et pas de contagion, car il n'y a pas d'évolution significative de la structure de dépendance.

3. Données

Nous étudions 44 marchés boursiers et 41 marchés obligataires dont 20 marchés des pays développés (voir Tableau 1). Les indices boursiers proviennent de MSCI (Morgan Stanley Capital Indices), sauf celui du marché Russe qui n'est pas disponible pour la période choisie et qui est remplacé par l'indice ROS. Les indices obligataires des pays développés

¹ La discussion du degré de dépendance extrême mesuré par χ ne fait pas l'objet de notre étude, car dans notre étude de la contagion, il nous suffit d'identifier la dépendance extrême.

proviennent de EFFA-Datastream¹ et ceux des pays émergents de JP Morgan EMBI². Les indices boursiers sont tous en dollar américain alors que les indices obligataires sont en la monnaie dans laquelle les obligations sont émises³.

Notre échantillon couvre la période du 9 septembre 1994 au 21 septembre 2007 pour les indices boursiers (681 observations) et du 6 juin 1997 au 21 septembre 2007 pour les indices obligataires (583 observations). Ainsi, plusieurs crises à caractère global sont incluses dans notre étude : la crise asiatique de 1997, la crise russe de 1998, l'attaque terroriste de septembre 2001 et la crise de subprime de l'été 2007. Les rendements sont calculés comme la log-différence entre deux observations consécutives de l'indice. Nous avons choisi les données hebdomadaires plutôt que les données quotidiennes car ces dernières suscitent des problèmes de considération de fuseaux horaires qui nécessiteraient l'utilisation de données intra-quotidiennes⁴. En plus, les données hebdomadaires qui sont plus stables nous permettent de saisir les « vrais » chocs qui ont des effets plus conséquents sur l'économie réelle et les institutions financières.

L'indice de dépendance extrême est obtenu à partir du calcul de l'estimateur de Hill (l'estimateur de queue de distribution) qui exige que les observations soient indépendantes. Or, les rendements financiers sont caractérisés par leur dépendance temporelle :

¹ Les indices EFFA-Datastream couvre toutes les obligations émises par les autorités publiques de toutes les maturités.

² JP Morgan EMBI couvre obligations *Brady*, euro-obligations et instruments de dette de marché local émis en dollar par les entités souveraines et quasi-souveraines.

³ Dans la pratique, on considère que la volatilité du taux de change peut être négligée face à la volatilité d'un indice boursier ; ce qui est le cas contraire pour les indices obligataires, au moins ceux des pays développés. D'ailleurs, pour les pays émergents, tous les indices utilisés concernent les obligations émises en dollar.

⁴ Voir par exemple King & Wadhani (1990) et (Lin, Engle, & Ito, 1994).

l'autocorrélation de la série et l'hétéroscédasticité. En plus, l'évolution de la variance dans le temps pourrait très bien nous mener à une fausse conclusion de l'existence de la contagion (Forbes & Rigobon (2002) et Poon et al. (2004)). Par conséquent, nous cherchons à éliminer ces effets avant d'appliquer notre mesure de dépendance en utilisant un modèle GARCH(1,1) qui filtre nos rendements des effets de dépendance de la série temporelle et de la volatilité. Le filtre de GARCH(1,1) s'applique sur l'ensemble de la période avec l'hypothèse sous-jacente de distribution Student qui prend en compte la non-normalité des distributions conditionnelles.

Nous présentons respectivement les statistiques descriptives des rendements des marchés boursiers et des rendements obligataires dans le Tableau 2 et le Tableau 3. Dans ces deux tableaux, nous distinguons les statistiques des rendements avant et après le filtrage.

Presque tous les rendements boursiers présentent une moyenne hebdomadaire positive sauf 5 marchés asiatiques (Japon, Chine, Philippines, Taiwan et Thaïlande). Leurs rendements moyens négatifs sont partiellement dus à la dépréciation de leurs monnaies par rapport au dollar. La volatilité annualisée est comprise entre 15,2% et 54,3% avec une moyenne de 27,9%. La dispersion en volatilité est forte entre les marchés des pays développés (20,1% en moyenne) et les marchés émergents (33,5% en moyenne). L'hypothèse de distribution normale est rejetée à 1% pour tous les marchés boursiers à cause d'un excès de kurtosis et d'une skewness significativement négative pour la plupart des pays (sauf Italie, Japon, Jordanie, Pérou, Taiwan et Thaïlande). Une skewness négative pourrait être expliquée par le fait qu'en général les rendements négatifs sont plus importants en terme absolu que les

rendements positifs. Une fois les rendements filtrés par le modèle GARCH(1,1), ces données présentent toujours les caractéristiques non gaussiennes malgré une réduction significative de l'excès de kurtosis. Ce résultat confirme notre choix de distribution Student dans le modèle GARCH. La statistique de Ljung-Box appliquée aux rendements montre que certains marchés (10 sur 44) présentent une autocorrélation significative (à 1%) et la plupart sont des pays émergents (7 sur 10). Cette présence de l'autocorrélation est signe d'investissement illiquide (Getmanski, Lo, & Makarov (2004)). La même statistique appliquée aux carrés des rendements nous montre que l'effet ARCH (l'autocorrélation de la variance) est présent sur presque tous les marchés (42 sur 44), et que le modèle GARCH(1,1) est bien efficace pour l'éliminer puisqu'après le filtrage, il ne reste plus qu'un marché dont les rendements sont autocorrélés au second ordre (Italie).

En ce qui concerne les rendements des marchés obligataires, ceux des pays émergents affichent une moyenne positive plus élevée (0,17%) que les pays développés (0,1%)¹. Tout comme les marchés boursiers, la volatilité moyenne annualisée est plus forte pour les pays émergents (15%) que pour les pays développés (3,5%), sachant que les rendements obligataires de la Russie connaissent une volatilité moyenne annuelle de 35,5% (le marché obligataire le plus volatile). Les distributions des rendements obligataires ne sont pas non plus gaussiennes, la skewness est négative et l'excès de kurtosis est positif pour tous les marchés. On peut remarquer que même si l'hypothèse de normalité est rejetée pour toutes les séries de rendements, le rejet est effectué avec beaucoup plus de marge pour les marchés

¹ Rendements comprenant les coupons pour les deux groupes de pays.

émergents que pour les marchés développés, c'est-à-dire que les rendements obligataires des émergents sont beaucoup plus loin d'être gaussiens. Une autre différence majeure entre les deux groupes de pays est que l'autocorrélation est beaucoup plus marquée pour les émergents (11 séries parmi les 13 dont l'autocorrélation est significative au total, et 21 séries parmi les 31 dont l'effet ARCH est significatif) – nous pensons que ce phénomène est lié à un problème de liquidité. Finalement, le modèle de filtrage GARCH(1,1) est encore une fois efficace pour modéliser l'hétéroscédasticité, et réduit la non-normalité des distributions.

4. Résultats

Notre études la dynamique de dépendance au sein des marchés boursiers (a) et des marchés obligataires (b).

a. Dépendance extrême et contagion des marchés boursiers.

Notre échantillon de 44 marchés boursiers nous permet d'obtenir 946 ($44 \times 43 / 2$) couples de pays. Ainsi pour chaque couple de séries de rendements boursiers filtrés, nous calculons la mesure de dépendance extrême $\bar{\chi}$, le coefficient de corrélation, le coefficient de corrélation conditionnelle (calculé sur la queue de distribution déterminée dans le calcul de l'estimateur de Hill, donc la même queue de distribution que pour le calcul de $\bar{\chi}$) et le coefficient de corrélation ajustée proposé par Forbes et Rigobon (2001)¹.

¹ Soit ρ_c le coefficient de corrélation conditionnelle entre x et y , c'est-à-dire conditionnellement aux événements extrêmes (A), se calcule donc sur la queue de distribution. Soit δ la variation relative de la

Il est d'abord important de remarquer que notre mesure de dépendance extrême apporte des informations significativement différentes des mesures de corrélation linéaire. Le Graphique 1 et le Graphique 2 présentent des nuages de points des régressions des rangs de $\bar{\chi}$ sur ceux du coefficient de corrélation conditionnelle (ce dernier est utilisé dans les premières études de la contagion, mais l'approche souffre du problème de l'hétéroscédasticité) et sur ceux du coefficient de corrélation ajustée (visant à corriger l'effet de l'hétéroscédasticité). Les nuages de points bien dispersés montrent que la mesure de dépendance issue de la théorie de valeurs extrêmes est sans commune mesure avec les coefficients de corrélation¹.

Parmi les 946 couples de marchés boursiers, 248 couples sont dépendants à l'extrême – $\bar{\chi} = 1$ pour ces couples. Ce test de dépendance donne suite à un test de contagion à partir des couples qui sont dépendants à l'extrême. Plus de 60% de couples (154 couples) parmi ces 248 ont vu leur relation de dépendance s'intensifier pendant les chocs extrêmes, nous identifions donc la contagion pour ces couples.

Le Tableau 4 classe d'après $\bar{\chi}$ les 20 couples de marchés boursiers les plus dépendants. Ces couples sont composés de pays géographiquement proches et/ou économiquement similaires, par exemple Danemark-Suède, Hongkong-Singapour, France-Allemagne ou

variance de x : $\delta = \frac{\text{var}(x/A)}{\text{var}(x)} - 1$. Le coefficient de corrélation ajustée se calcule alors d'après la formule suivante : $\rho_a = \frac{\rho_c}{\sqrt{1 + \delta(1 - \rho_c^2)}}$.

¹ Par ailleurs, le coefficient de corrélation conditionnelle et le coefficient de corrélation ajustée (corrigeant l'hétéroscédasticité) sont étroitement corrélés par définition.

encore Canada-Mexique. Il existe aussi des couples de pays dont les caractéristiques communes sont moins marquées comme Norvège-Afrique du Sud, Brésil-Afrique du Sud et Canada-Corée du Sud. Il pourrait être logique de conclure pour ces couples peu semblables mais dépendants à l'extrême qu'il s'agirait de la contagion car il y a peu de justification de l'interdépendance¹ ; mais dans le cas où une forte relation d'interdépendance qui pourrait déjà exister en période normale (première catégorie de couples), notre méthode de comparaison entre $\bar{\chi}$ et ρ_n paraît indispensable pour ce renseignement. Effectivement, dans certains cas, il y a bien eu des mécanismes de contagion (par exemple Danemark-Suède, Hongkong-Singapour, Canada-Mexique), et dans certains autres, il s'agit simplement de l'interdépendance, à l'image des 5 couples de pays de la zone euro : France-Pays-bas, Belgique-Allemagne, Allemagne-Pays-bas, France-Allemagne et France-Suède.

Le Tableau 4 reporte aussi à titre indicatif les 5 dates auxquelles correspondent les 5 co-mouvements les plus sévères de chaque couple. Nous y retrouvons aussi bien les chutes de grande ampleur pendant une crise financière (crise asiatique de 1997, crise russe de 1998, attentat du 11 septembre, éclatement de bulle technologique de 2001, crise de subprime de 2007...) que les fortes corrections ou réactions du marché causant des paniques (juillet 2002, mai 2006, fin février et début mars 2007...).

Nous recensons en outre dans le Tableau 5 pour chaque pays le nombre de fois où il est impliqué dans un couple de dépendance extrême et dans un couple de contagion identifiée. Ainsi nous obtenons un « indicateur » d'exposition à la dépendance extrême et à la contagion.

¹ L'absence de ressemblance d'un couple dépendant à l'extrême n'est bien sûr pas un critère précis.

Pour les pays développés, le nombre de fois d'exposition à la dépendance extrême varie entre 3 et 20 et a pour moyenne 14,4. On peut noter que la plupart des pays développés sont plutôt exposés à la dépendance extrême, sauf le Japon (3), la Finlande (5), l'Australie (6) et la Nouvelle Zélande (7). En ce qui concerne la contagion, le nombre s'est considérablement réduit, il varie de 2 à 15, et sa moyenne est de 6,9. Pour les pays émergents, le nombre de fois d'exposition à la dépendance extrême est très hétérogène, il varie de 0 à 24¹ et a pour moyenne 8,7. Parmi tous les pays, les pays les plus exposés à la dépendance extrême sont le Mexique et l'Afrique du Sud. Le nombre de fois d'exposition à la contagion est seulement légèrement inférieur à celui de dépendance extrême, il varie entre 0 et 23 et a pour moyenne 7,1. Le pays le plus exposé à la contagion est le Mexique. Nous constatons donc que même si en moyenne les pays développés sont plus exposés à la dépendance extrême que les pays émergents, ces derniers sont pourtant plus exposés au phénomène de contagion ! Si le premier constat est dû à l'intégration économique et financière des pays développés surtout celle des pays européens, le deuxième constat est dû à l'instabilité et à la vulnérabilité des pays émergents.

b. Dépendance extrême et contagion des marchés obligataires

Pour nos 41 marchés obligataires, nous procédons exactement de la même manière que pour les marchés boursiers et nous étudions les relations de dépendance des 820 (41*40/2) couples de rendements obligataires.

¹ Soit très fermé, soit très exposé.

Le Graphique 3 et le Graphique 4 présentent les nuages de points des régressions de $\bar{\chi}$ calculé pour chaque couple de rendements obligataires sur les coefficients de corrélation conditionnelle et ajustée. La dispersion de ces nuages de points montre encore une fois que ces mesures apportent des informations bien différentes.

Parmi les 820 couples de rendements obligataires, 287 sont significativement dépendants à l'extrême, mais seulement 85 couples dont la contagion est identifiée, d'où seulement 30% des couples de dépendance extrême ; alors que pour les marchés boursiers, la contagion représente 60% des cas de dépendance extrême. Il semblerait donc que la dépendance extrême des marchés boursiers proviendrait plus de la contagion que pour les marchés obligataires. Et pour ces derniers, c'est la relation d'interdépendance qui serait prépondérante. Ceci est probablement dû au caractère plus spéculatif, volatile des marchés boursiers qui est notamment à l'origine des mécanismes liés aux comportements des investisseurs (panique des investisseurs – l'un des mécanismes de transmission dans la théorie de contagion non contingente) et donc liés à la contagion. La contagion est en quelque sorte plus facile à avoir lieu sur les marchés boursiers que sur les marchés obligataires.

Le Tableau 6 reporte les 20 couples de marchés obligataires les plus dépendants à l'extrême. Parmi les 7 couples de pays dont la contagion n'est pas identifiée (il s'agit donc de l'interdépendance), ils sont tous composés de pays européens à une exception près (Mexique-Philippines). Nous y trouvons comme chez les marchés boursiers, l'une des conséquences de l'intégration financière de l'Europe. Nous remarquons ensuite que ces couples sont formés soit de deux pays émergents soit de deux pays développés. Il n'y a aucun

couple de mélange pays développé-pays émergent : qu'il s'agisse de la contagion ou de l'interdépendance ; les co-mouvements extrêmes des rendements obligataires auraient lieu plutôt entre des pays ayant des caractéristiques communes. Au niveau des dates auxquelles correspondent les 5 co-mouvements les plus sévères de chaque couple, nous y retrouvons plus souvent les grandes crises financières comme la crise asiatique, la crise russe, la crise argentine... et moins de surréaction ou de panique des marchés par rapport aux marchés boursiers. Ces observations peuvent s'expliquer par le caractère plus économique et moins spéculatif des rendements obligataires.

En ce qui concerne l'exposition à la dépendance extrême et à la contagion, le Tableau 7 confirme notre observation sur les rendements boursiers. Le nombre d'exposition à la dépendance extrême varie entre 1 et 22 pour les pays développés¹, et a pour moyenne 15,4. Mais leur exposition à la contagion s'est considérablement réduite : elle varie entre 0 et 3 et a seulement pour moyenne 1,1. Par contre, l'exposition à la dépendance extrême des pays émergents varie entre 2 et 26, la moyenne est de 12,7. Le nombre de fois où un pays émergent est impliqué dans une contagion reste relativement élevé, il est de 1 à 22 et a pour moyenne 7. La dépendance extrême des rendements obligataires est principalement expliquée ou même presque uniquement expliquée par l'interdépendance pour les pays développés, la contagion n'existe presque pas pour eux, alors qu'elle est davantage présente pour les marchés émergents, ce qui révèle la vulnérabilité des économies émergentes.

¹ A remarquer que c'est encore le Japon le pays développé le moins exposé à la dépendance extrême (seulement une fois). Si la forte exposition à la dépendance extrême des autres pays développés s'explique par leur forte intégration économique et financière, le Japon est un pays développé de profil atypique, d'ailleurs il est le seul pays développé de l'Asie, et il est géographiquement isolé des autres économies développées.

5. Conclusion

Cet article a utilisé la théorie des valeurs extrêmes pour étudier la nature des co-mouvements extrêmes – interdépendance ou contagion intra marchés boursiers, marchés obligataires et entre les deux. Nous avons appliqué une mesure de dépendance proposée par la théorie des valeurs extrêmes, et nous avons construit un test de comparaison pour évaluer la dynamique de la structure de dépendance sur 44 marchés boursiers et 41 marchés obligataires. Notre mesure étant bien différente de celles issues du coefficient de corrélation, nous avons trouvé des relations de contagion et des relations d'interdépendance (*Some contagion, some interdependence*) différemment de Forbes et Rigobon (2002). La transmission du choc relève plutôt de l'interdépendance pour les marchés financiers des pays développés et surtout les pays européens à cause de leur intégration financière ; alors que c'est plutôt la contagion qui est à l'origine de la transmission du choc pour les pays émergents. Ainsi les politiques d'intervention de court terme pourraient être efficaces en cas de crises ou de chocs importants. Par conséquent, les politiques d'intervention du FMI ou des autorités des pays émergents pendant les crises de fin des années 90 et début des années 2000 sont justifiées.

D'autres pistes de recherche peuvent être envisagées à partir de cette étude. La robustesse de la mesure de dépendance extrême dans la détermination de la contagion ou de l'interdépendance pourrait être discutée. En particulier, elle pourrait être comparée à d'autres

mesures censées représenter la structure de dépendance à l'extrême, par exemple le Rho de Spearman Conditionnel Multivarié (*Multivariate Conditional Spearman's Rho*) proposé par Schmid et Schmidt (2007). D'autre part, l'analyse de la dépendance extrême pourrait être creusée par la recherche de ses déterminants comme ce que Forbes et Chinn (2004) ont fait par rapport à leur mesure de dépendance. L'étude de Teïletche et Xu (2008) pourrait s'inscrire dans cette idée.

Bibliographie

- Bae, K. H., G. A. Karolyi, and R. M. Stulz, 2003, "A New Approach to Measuring Financial Contagion," *Review of Financial Studies* 16, 717-763.
- Baig, T., and I. Goldfajn, 1998, "Financial Market Contagion in the Asia Crisis," *IMF Working Paper* No. 98/155.
- Baur, D., and N. Shulze, 2005, "Coexceedances in Financial Markets - a Quantile Regression Analysis of Contagion," *Emerging Markets Review* 6.
- Boyer, B., M. Gibson, and M. Loretan, 1997, "Pitfalls in Tests for Challenges in Correlation.," *International Financial Discussion Paper. No.597*.
- Calvo, G. A., 1999, "Contagion in Emerging Markets: When Wall Street is a Carrier," *University of Maryland Working Paper*.
- Calvo, G. A., and E. G. Mendoza, 2000, "Rational Contagion and the Globalization of Security Markets," *Journal of International Economics* 51, 79-113.
- Caporale, G., A. Copollini, and N. Spagnolo, 2005, "Testing for Contagion: a Conditional Correlation Analysis.," *Journal of Empirical Finance* 12, 476-489.
- Chan-Lau, J. A., D. J. Mathieson, and J. Y. Yao, 2004, "Extreme Contagion in Equity Markets," *IMF Staff Papers* 51(2), 386-408.
- Chari, V. V., and P. Kehoe, 2003, "Hot money," *Journal of Political Economy* 111.
- Coles, S., J. Heffernan, and J. Tawn, 1999, "Dependence Measure for Extreme Value Analysis," *Extremes* 2, 339-365.
- Constinot, A., T. Roncalli, and J. Teïletche, 2000, "Revisiting the Dependence Between Financial Markets with Copulas," *Working Paper, Crédit Lyonnais-Groupe de Recherche opérationnelle*.
- Corsetti, G., M. Pericoli, and M. Sbracia, 2005, "Some Contagion, Some Interdependence: More Pitfalls in Tests of Financial Contagion.," *Journal of International Money and Finance* 24, 1177-1199.
- Corsetti, G., P. Pesenti, N. Roubini, and C. Tille, 2000, "Competitive Devaluations: Toward a Welfare-Based Approach," *Journal of International Economics* 51, 217-241.
- Drazen, A., 1998, "Political Contagion in Currency Crisis," *NBER Working Paper W7211*.

Dungey, M., R. Fry, B. Gonzalez-Hermosillo, and V. Martin, 2004, "Empirical Modelling of Contagion: A Review of Methodologies," *IMF Working Paper*, WP/04/78.

Edwards, S., 1998, "Interest Rate Volatility, Contagion and Convergence: An Empirical Investigation of the Cases of Argentina, Chile and Mexico," *Journal of Applied Economics* 1, 55-86.

Eichengreen, B., A. Rose, and C. Wyplosz, 1995, "Exchange Market Mayhem: The Antecedents and Aftermath of Speculative Attacks," *Economic Policy* 21, 249-312.

Embrechts, P., A. Mc Neil, and D. Straumann, 1999, "Correlation: Pitfalls and Alternatives," *Risk* May 1999, 69-71.

Engle, R. F., T. Ito, and W. Lin, 1990, "Meteor Shower or Heat Waves? Heteroskedastic Intra-Daily Volatility in the Foreign Exchange Market," *Econometrica* 58, 525-542.

Forbes, K., and M. D. Chinn, 2004, "A Decomposition of Global Linkages in Financial Markets Over Time," *The Review of Economics and Statistics* 86, 705-722.

Forbes, K., and R. Rigobon, 2001, "Measuring Contagion: Conceptual and Empirical Issues," in S. Claessens and K. Forbes, eds, *International Financial Contagion*, Kluwer Academic Publishers.

—, 2002, "No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Comovement," *Journal of Finance* 57, 2223-2261.

Gerlach, S., and F. Smets, 1995, "Contagious Speculative Attacks," *European Journal of Political Economy* 11, 45-63.

Hartmann, P., S. Straetmans, and C. G. de Vries, 2004, "Asset Market Linkages in Crisis Periods," *Review of Economics and Statistics* 86, 313-350.

Kaminsky, G. L., and C. Reinhart, 2000, "On Crises, Contagion and Confusion," *Journal of International Economics* 51, 145-168.

King, M., and S. Wadhvani, 1990, "Transmission of Volatility Between Stock Markets," *Review of Financial Studies* 3, 5-33.

Longin, F., and B. Solnik, 2001, "Extreme Correlation of International Equity Markets," *Journal of Finance* 56, 649-677.

Masson, P., 1998, "Contagion: Monsoonal Effects, Spillovers, and Jumps Between Multiple Equilibria," *IMF Working Paper* 98/142.

- , 1999, "Contagion: Macroeconomic Models with Multiple Equilibria," *Journal of International Money and Finance* 18, 587-602.
- Mullainathan, S., 2002, "A Memory-Based Model of Bounded Rationality," *Quarterly Journal of Economics* 117, 735-774.
- Poon, S. H., M. Rockinger, and J. Tawn, 2004, "Extreme Value Dependence in Financial Markets: Diagnostics, Models, and Financial Implications," *Review of Financial Studies* 17, 581-610.
- Rigobon, R., 1998, "Informational Speculative Attacks: Good News is No News," *Federal Reserve Board IF Seminar Paper*
- Schmid, F., and R. Schmidt, 2007, "Multivariate Conditional Versions of Spearman's Rho and Related Measures of Tail Dependence," *Journal of Multivariate Analysis* 98, 1123-1140.
- Sibuya, M., 1960, "Bivariate Extreme Statistics I. ," *Annals of the Institute of Statistical Mathematics* 11, 195-210.
- Teïletche, J., and B. Xu, 2008, The Determinants of Extreme Dependence in Financial Markets, *Contagion and Financial Stability*, Banque de France and CREST, Paris.
- Valdés, R., 1996, "Emerging Market Contagion: Evidence and Theory," *Working Papers Central Bank of Chile*

Annexe 1

En utilisant le résultat de Ledford et Tawn (1996, 1997, 1998),

$$\Pr(S > s, T > s) = L(s) * s^{-1/\eta} \quad \text{où } 0 < \eta \leq 1 \quad (14)$$

$L(s)$ est une fonction variant lentement, et est donc considéré comme une constante à partir d'un certain seuil.

Ils en déduisent que

$$\bar{\chi} = 2\eta - 1$$

Ainsi, si $\bar{\chi} = 1$, $\eta = 1$.

Pour estimer η , ils proposent de créer une autre variable Z:

$$Z = \min(S, T)$$

Nous avons donc

$$\begin{aligned} \Pr(Z > s) &= \Pr(\min(S, T) > s) \\ &= \Pr(S > s, T > s) \\ &= L(s) * s^{-1/\eta} \\ &= c * s^{-1/\eta} \end{aligned}$$

Ainsi, η peut être considéré comme l'indice de queue de Z, une fois obtenue la série Z, nous pouvons facilement obtenir l'estimation de $\bar{\chi}$.

Dans notre estimation, pour choisir le seuil à partir duquel la queue de distribution est considérée, nous avons adopté la méthode proposée par Hartmann, Straetmans et de Vries (2004), nous estimons l'indice de queue en fonction des différents seuils (de 1 à un quart du

nombre d'observation), nous choisissons le seuil où la fonction de l'indice de queue est plutôt stable entre 5% et 10% de la distribution.

L'indice de queue de Z sera calculé d'après l'estimateur de Hill donné dans l'équation

$$\eta = \frac{1}{n_u} \sum_{j=1}^{n_u} \log\left(\frac{z_{(j)}}{u}\right). \text{ Par conséquent,}$$

$$\hat{\chi} = \frac{2}{n_u} \sum_{j=1}^{n_u} \log\left(\frac{z_{(j)}}{u}\right) - 1$$

$$\text{Et } \text{Var}(\hat{\chi}) = (\hat{\chi} + 1)^2 / n_u$$

La normalité asymptotique a été prouvée par Smith (1987).

A l'aide de la distribution statistique, nous pouvons effectuer le test statistique dont l'hypothèse nulle est $\bar{\chi} = 1$, contre l'hypothèse alternative $\bar{\chi} < 1$. Si l'hypothèse nulle est rejetée, nous en déduisons que les variables sont asymptotiquement indépendantes. Si nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse nulle, nous considérons que les variables sont asymptotiquement dépendantes, et nous calculons ensuite χ qui est la mesure de dépendance appropriée.

En acceptant l'hypothèse nulle $\bar{\chi} = 1$, nous savons que $\eta = 1$, nous en déduisons que

$$\chi = c, \text{ or } \hat{c} = \frac{n_u}{n} u^{1/\hat{\eta}}, \text{ donc } \hat{\chi} = \frac{u^* n_u}{n}.$$

Tableau 1. Liste des pays (marchés) étudiés

Pays développés	Acronyme	Actions	Obligations	Pays émergents	Acronyme	Actions	Obligations
Autriche	AS	x	x	Argentine	ARG	x	x
Australie	AU	x	x	Brésil	BR	x	x
Belgique	BE	x	x	Bulgarie	BU		x
Canada	CN	x	x	Chine	CH	x	x
Danemark	DN	x	x	Chili	CL	x	
Irlande	EI	x	x	Colombie	CO	x	x
Finlande	FI	x	x	Croatie	CR		x
France	FR	x	x	Equateur	EC		x
Allemagne	GE	x	x	Hongkong	HK	x	
Italie	IT	x	x	Indonésie	ID	x	
Japan	JP	x	x	Inde	IN	x	
Pays-Bas	NL	x	x	Israël	IS	x	
Norvège	NW	x	x	Jordanie	JO	x	
Nouvelle-Zélande	NZ	x	x	Corée du Sud	KO	x	x
Portugal	PO	x	x	Malaisie	MLS	x	x
Suède	SD	x	x	Mexique	MX	x	x
Espagne	SP	x	x	Maroc	MO		x
Suisse	SW	x	x	Nigéria	NG		x
Royaume-Uni	UK	x	x	Panama	PA		x
Etats-Unis	US	x	x	Pérou	PE	x	x
				Philippines	PH	x	x
				Pakistan	PK	x	
				Pologne	PL	x	x
				Russie	RS	x	x
				Afrique du Sud	SA	x	x
				Singapour	SI	x	
				Taiwan	TA	x	
				Thaïlande	TH	x	x
				Turquie	TU	x	x
				Vénézuela	VE	x	x

Tableau 2. Statistiques descriptives des rendements des marchés boursiers

	N	Moy	Std	Min	Rendements non filtrés						Rendements filtrés					
					Max	VaR 1%	SK	KU	JB	Q(5)	Q ² (5)	SK	KU	JB	Q(5)	Q ² (5)
AS	681	0,172	2,616	-11,182	7,181	-7,221	-0,50	1,06	60,6	3,48	48,89	-0,43	0,75	37,6	3,69	4,83
AU	681	0,179	2,411	-11,230	11,571	-6,975	-0,39	2,12	144,9	5,33	64,39	-0,47	0,86	46,5	2,69	7,82
BE	681	0,161	2,601	-12,436	11,186	-7,771	-0,40	2,27	163,7	3,83	95,69	-0,62	1,70	124,8	1,22	3,76
CN	681	0,244	2,658	-14,064	11,457	-6,806	-0,64	2,99	300,3	9,94	33,25	-0,51	1,25	73,2	5,32	2,33
DN	681	0,263	2,435	-12,930	7,375	-6,491	-0,66	2,52	230,3	4,95	9,84	-0,53	1,80	124,1	4,94	2,90
EI	681	0,140	2,673	-13,941	13,080	-8,598	-0,72	3,37	381,1	4,46	22,91	-0,73	2,21	198,6	4,47	6,26
FI	681	0,311	4,825	-25,174	20,541	-15,426	-0,60	3,04	303,1	9,70	41,12	-0,27	1,06	40,4	5,53	2,93
FR	681	0,183	2,620	-9,828	10,867	-7,106	-0,11	1,23	43,9	4,63	66,31	-0,09	0,71	15,4	5,55	13,61
GE	681	0,170	2,996	-12,499	12,675	-8,566	-0,26	2,08	130,7	2,67	130,57	-0,37	0,97	42,1	1,15	10,78
IT	681	0,150	2,854	-13,517	17,872	-7,614	0,08	3,77	403,0	3,59	104,82	-0,17	0,96	29,1	6,86	25,29
JP	681	-0,019	2,986	-9,605	11,016	-7,008	0,25	0,88	29,2	16,73	21,48	0,07	1,00	28,8	10,48	3,49
NL	681	0,164	2,686	-10,999	14,810	-8,620	-0,46	2,91	264,8	8,69	190,23	-0,49	0,89	50,1	3,34	9,39
NW	681	0,224	3,076	-16,965	13,208	-10,204	-0,75	3,34	380,2	1,23	38,65	-1,03	3,56	481,9	2,57	2,27
NZ	681	0,060	2,864	-14,568	12,022	-8,332	-0,28	2,04	127,4	15,78	49,23	-0,42	1,42	76,5	7,56	5,12
PO	681	0,166	2,547	-10,493	12,641	-7,092	-0,23	1,82	99,6	16,75	47,96	-0,15	0,96	28,7	18,99	2,90
SD	681	0,257	3,526	-20,936	20,331	-8,676	-0,39	4,03	477,8	2,32	29,07	-0,21	1,10	39,1	1,76	2,75
SP	681	0,256	2,781	-11,408	14,252	-7,750	-0,20	1,51	69,3	1,22	70,76	-0,26	0,36	11,1	1,96	1,92
SW	681	0,196	2,396	-11,491	12,977	-5,679	-0,01	2,86	232,8	3,73	56,75	-0,22	1,24	49,0	2,57	5,33
UK	681	0,138	2,107	-8,145	10,617	-5,571	-0,24	1,57	76,3	3,65	54,31	-0,45	0,97	49,4	3,45	2,28
US	681	0,174	2,206	-12,308	7,574	-5,967	-0,50	2,88	264,0	11,95	51,83	-0,43	1,01	49,5	10,70	6,57
ARG	681	0,111	5,083	-33,647	25,349	-13,502	-0,33	4,91	695,3	14,72	193,25	-0,04	1,31	48,9	12,12	6,08
BR	681	0,201	5,241	-22,879	19,257	-15,518	-0,63	1,66	124,0	4,83	46,21	-0,79	1,68	150,6	7,79	2,62
CH	681	-0,026	4,833	-24,336	22,536	-14,433	-0,21	2,75	219,8	12,51	72,48	-0,17	1,20	44,1	6,99	5,04
CL	681	0,109	2,951	-15,091	11,018	-8,998	-0,40	2,17	151,9	31,27	77,53	-0,34	1,46	73,8	30,77	1,40
CO	681	0,177	3,968	-21,268	15,038	-11,736	-0,39	3,13	294,9	40,05	38,94	0,19	1,54	71,6	37,20	0,74
HK	681	0,087	3,437	-21,056	13,654	-9,033	-0,53	3,72	425,1	6,75	30,98	-0,44	1,61	95,7	6,13	5,01
ID	681	0,001	7,236	-64,504	45,602	-20,513	-0,87	16,29	7611,4	33,78	277,24	-0,45	2,47	195,3	21,43	5,82
IN	681	0,165	3,656	-15,358	13,367	-11,430	-0,37	1,62	89,8	10,97	29,45	-0,38	0,96	42,7	12,30	1,35
IS	681	0,158	3,479	-16,119	16,442	-9,677	-0,21	2,63	201,1	2,85	18,57	-0,45	1,65	100,2	3,10	0,86
JO	681	0,111	2,227	-8,436	7,926	-5,478	0,30	1,49	73,6	14,30	72,02	0,58	1,34	89,5	13,55	2,96
KO	681	0,136	5,707	-52,713	28,586	-15,499	-1,11	13,18	5067,6	27,84	83,77	-0,62	2,03	160,0	11,34	7,68
MLS	681	-0,017	4,663	-42,796	34,165	-14,286	-0,95	20,90	12501,5	13,62	158,21	-0,48	2,82	251,7	18,03	8,72
MX	681	0,179	4,340	-31,676	20,631	-11,686	-0,80	5,55	948,1	13,37	51,33	-1,14	6,74	1435,7	6,23	0,33
PE	681	0,311	3,681	-14,114	20,327	-9,445	0,09	2,91	240,9	10,78	77,85	-0,18	1,60	76,5	9,44	0,92
PH	681	-0,102	4,218	-27,884	16,193	-14,634	-0,61	5,22	814,0	22,40	62,40	-0,43	2,29	170,3	15,57	1,17
PK	681	0,013	4,529	-19,861	18,794	-15,344	-0,46	2,28	171,5	22,60	112,00	-0,45	0,96	49,1	27,24	2,73
PL	681	0,141	4,695	-21,871	14,899	-12,815	-0,26	1,64	84,2	7,27	29,74	-0,22	0,90	28,6	6,49	2,05
RS	681	0,491	7,019	-35,372	43,079	-23,312	-0,32	6,50	1210,4	12,08	71,00	-0,48	6,18	1109,0	8,80	0,47
SA	681	0,137	3,518	-15,168	13,077	-11,214	-0,58	2,14	168,5	12,40	49,25	-0,60	1,96	149,9	8,27	2,12
SI	681	0,071	3,306	-25,795	18,506	-9,490	-0,60	8,23	1961,1	7,08	88,81	-1,02	5,38	940,0	6,64	6,71
TA	681	-0,004	3,892	-14,403	19,363	-10,506	0,09	2,25	144,8	7,68	26,66	-0,22	1,21	47,2	7,99	5,85
TH	681	-0,135	5,547	-25,714	27,725	-15,812	0,14	3,14	281,9	18,01	215,11	-0,25	0,95	32,3	10,83	1,42
TU	681	0,265	7,535	-73,767	38,611	-21,548	-1,26	15,43	6933,7	6,76	33,28	-1,01	9,26	2549,7	6,63	0,82
VE	681	0,057	6,567	-69,462	45,542	-16,111	-1,81	25,84	19320,1	6,94	0,55	-2,52	27,40	22025,6	5,84	0,30

Notes : Les codes des pays sont déjà reportés dans le tableau 1. Tous les calculs sont faits à partir des données hebdomadaires. Les rendements sont multipliés par 100. Les rendements filtrés sont obtenus d'un modèle GARCH(1,1) à partir des données brutes. Le modèle GARCH est estimé sous l'hypothèse de distribution conditionnelle de Student. N est le nombre d'observations. Moy est la moyenne, Std est l'écart-type, Min est le rendement hebdomadaire minimal, Max est le rendement hebdomadaire maximal. VaR 1% est la valeur de *value at risk* au seuil 1%, SK est la skewness, KU est la Kurtosis. JB est la statistique de test de normalité de Jarque-Bera. Sous l'hypothèse nulle de la normalité, la statistique Jarque-Bera suit une loi χ^2 de 2 degrés de liberté, la valeur critique au seuil de 99% étant de 9.21. Q(5) est la statistique de Ljung-Box avec 5 retards. Sous l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation d'ordre 1 à 5, la statistique suit asymptotiquement une loi χ^2 de 5 degrés de liberté, la valeur critique au seuil de 99% étant de 15.09. Q²(5) est la statistique équivalente calculée à partir des rendements au carré.

Tableau 3. Statistiques descriptives des rendements obligataires

	N	Moy	Std	Min	Rendements non filtrés						Rendements filtrés					
					Max	VaR 1%	SK	KU	JB	Q(5)	Q ² (5)	SK	KU	JB	Q(5)	Q ² (5)
AS	538	0,092	0,444	-1,581	1,194	-1,103	-0,51	0,54	30,3	6,90	6,14	-0,45	0,55	24,7	8,60	5,21
AU	538	0,114	0,571	-2,440	2,234	-1,356	-0,01	1,68	63,0	9,93	25,02	-0,10	0,70	11,9	9,82	4,73
BE	538	0,097	0,461	-1,714	1,333	-1,197	-0,44	0,66	26,7	7,33	11,30	-0,40	0,61	22,6	7,60	5,44
CN	538	0,119	0,584	-2,741	1,595	-1,438	-0,41	0,83	30,2	8,67	29,43	-0,38	0,43	17,1	5,87	1,10
DN	538	0,100	0,412	-1,371	1,503	-1,031	-0,30	0,74	20,3	8,17	9,10	-0,24	0,47	10,3	10,58	1,89
EI	538	0,112	0,542	-2,217	1,480	-1,501	-0,56	0,97	48,9	5,72	15,47	-0,45	0,85	34,7	7,65	6,50
FI	538	0,095	0,390	-1,367	1,127	-1,124	-0,52	0,95	44,2	8,17	15,71	-0,44	0,79	31,4	8,63	3,37
FR	538	0,096	0,475	-2,172	1,443	-1,220	-0,52	1,05	48,8	7,08	10,43	-0,47	0,91	38,8	7,07	4,39
GE	538	0,092	0,463	-1,835	1,316	-1,187	-0,47	0,67	30,1	6,55	6,44	-0,41	0,58	22,4	6,49	3,03
IT	538	0,112	0,470	-1,495	1,320	-1,231	-0,40	0,39	17,9	7,56	4,34	-0,36	0,50	17,5	9,28	1,84
JP	538	0,043	0,366	-2,390	1,853	-0,969	-0,44	6,08	844,8	21,87	88,15	-0,36	2,18	118,2	9,13	5,24
NL	538	0,094	0,453	-1,835	1,217	-1,142	-0,48	0,69	31,5	4,69	9,98	-0,41	0,68	25,7	5,46	4,98
NW	538	0,101	0,470	-2,079	2,023	-1,476	-0,45	2,90	207,3	5,64	44,35	-0,44	1,72	83,4	5,74	3,66
NZ	538	0,128	0,471	-1,506	2,031	-1,110	0,01	1,10	27,3	5,02	17,11	-0,12	0,76	14,3	6,39	2,75
PO	538	0,097	0,410	-1,342	1,278	-1,121	-0,45	0,56	24,9	13,63	13,52	-0,25	0,81	20,4	20,30	5,16
SD	538	0,106	0,462	-1,590	1,746	-1,265	-0,37	0,92	31,2	10,88	31,79	-0,26	0,45	10,7	12,58	1,71
SP	538	0,102	0,456	-1,615	1,235	-1,171	-0,49	0,42	25,3	6,15	8,23	-0,41	0,27	16,7	10,25	4,23
SW	538	0,065	0,459	-1,973	1,428	-1,209	-0,39	1,05	38,1	16,70	5,00	-0,28	0,70	17,9	17,17	1,85
UK	538	0,117	0,681	-3,518	2,611	-1,676	-0,22	1,63	64,3	9,70	37,84	-0,05	0,56	7,4	5,89	12,67
US	538	0,113	0,625	-3,002	1,776	-1,617	-0,60	1,29	69,7	6,13	24,14	-0,44	0,76	30,5	3,50	3,84
ARG	538	-0,049	3,276	-25,637	9,221	-12,701	-2,09	12,17	3714,7	13,94	74,23	-1,56	8,63	1887,6	7,04	0,30
BR	538	0,250	2,780	-17,502	12,671	-10,596	-1,11	7,73	1449,8	12,34	156,26	-1,90	10,97	3022,0	11,42	0,94
BU	538	0,200	2,330	-29,598	13,638	-7,363	-4,12	56,90	74110,7	19,61	34,32	-2,01	13,35	4359,9	15,34	1,46
CH	538	0,138	0,678	-2,635	3,562	-1,797	-0,01	2,35	123,7	9,35	153,00	-0,10	1,22	34,3	2,80	10,90
CO	538	0,204	1,834	-12,433	10,862	-6,611	-0,81	11,09	2816,4	36,12	278,87	-1,00	3,72	399,7	23,62	14,34
CR	538	0,082	1,733	-23,633	16,663	-4,980	-3,82	85,00	163272,1	24,22	127,43	-2,52	29,30	19810,5	8,09	4,23
EC	538	0,252	4,237	-26,861	20,261	-13,618	-0,65	6,32	932,2	10,68	19,20	-1,00	6,05	910,8	11,79	2,35
KO	538	0,108	1,035	-11,525	6,861	-2,648	-3,22	44,85	46017,2	57,71	54,76	-1,96	16,23	6247,3	13,43	0,27
MLS	538	0,152	1,309	-12,937	7,904	-4,425	-1,64	25,39	14696,0	97,68	214,34	-0,62	1,01	56,9	22,16	13,17
MX	538	0,198	1,275	-11,338	6,001	-3,700	-1,56	14,99	5255,6	13,37	85,23	-1,14	6,09	949,0	8,74	7,19
MO	538	0,130	1,721	-20,818	11,578	-4,605	-3,92	53,96	66642,8	31,48	98,83	-2,74	22,73	12259,5	12,93	0,66
NG	538	0,237	2,476	-20,011	9,288	-8,759	-1,83	14,48	4998,0	12,07	53,26	7,11	119,59	325103,6	1,78	0,08
PA	538	0,188	1,584	-14,620	9,292	-4,983	-1,74	19,55	8837,2	6,05	69,73	-0,97	4,85	611,4	7,38	3,96
PE	538	0,218	2,319	-15,252	11,600	-6,511	-0,77	8,21	1563,9	10,64	101,72	-1,27	5,23	757,2	8,75	11,19
PH	538	0,203	1,429	-7,595	8,182	-6,080	-0,77	7,82	1423,7	21,07	78,65	-1,11	4,97	663,2	11,41	4,44
PL	538	0,149	0,950	-7,450	4,800	-2,778	-1,28	12,00	3373,0	2,04	78,71	-1,38	9,94	2384,4	3,34	0,39
RS	538	0,225	4,923	-54,040	37,255	-18,213	-2,77	38,35	33660,7	61,35	96,59	-2,30	16,93	6894,3	24,71	0,40
SA	538	0,185	1,432	-10,503	14,216	-4,374	0,03	29,97	20129,4	37,47	337,38	-0,60	5,67	752,9	11,18	0,74
TH	538	0,123	1,561	-13,663	8,305	-7,803	-2,45	25,98	15664,6	87,47	203,30	-1,62	27,81	17574,3	5,84	0,38
TU	538	0,230	2,118	-18,501	15,922	-7,866	-1,55	21,80	10872,1	10,80	114,30	-3,04	23,25	12951,9	13,82	0,19
VE	538	0,231	2,603	-30,103	13,557	-6,915	-2,75	36,59	30690,7	42,69	37,84	-0,80	4,96	608,5	10,03	17,10

Notes : voir le Tableau 2.

Tableau 4. Les 20 couples de marchés boursiers les plus dépendants à l'extrême.

		$\bar{\chi}$	dépendance	ρ	ρ_c	ρ_a	ρ_n	contagion	date1	date2	date3	date4	date5
NW	SA	1,34	OUI	0,52	0,45	0,35	0,34	OUI	19/05/2006	26/07/2002	16/03/2001	27/07/2007	07/10/2005
DN	SD	1,25	OUI	0,62	0,8	0,77	0,48	OUI	19/05/2006	14/04/2000	29/04/2005	27/07/2007	21/09/2001
DN	SA	1,18	OUI	0,42	0,71	0,65	0,25	OUI	19/05/2006	16/03/2001	27/07/2007	21/09/2001	14/04/2000
NW	BR	1,09	OUI	0,44	0,54	0,52	0,16	OUI	26/07/2002	27/07/2007	16/03/2001	27/10/1995	14/04/2000
SW	SA	1,08	OUI	0,45	0,42	0,44	0,28	OUI	19/05/2006	16/03/2001	12/06/1998	27/07/2007	28/01/2000
FR	NL	1,06	OUI	0,8	0,71	0,78	0,69	NON	02/03/2007	27/07/2007	14/09/2001	12/07/2002	04/04/1997
AS	PO	1,05	OUI	0,46	0,52	0,58	0,23	OUI	19/05/2006	16/03/2001	26/07/2002	27/07/2007	02/10/1998
HK	SI	1,05	OUI	0,63	0,76	0,61	0,47	OUI	21/09/2001	14/09/2001	25/11/1994	29/08/1997	02/03/2007
BE	GE	1,04	OUI	0,69	0,52	0,52	0,58	NON	02/03/2007	12/03/2004	27/07/2007	07/09/2001	19/05/2006
CN	UK	1,02	OUI	0,56	0,49	0,5	0,39	OUI	27/07/2007	06/12/1996	02/10/1998	19/05/2006	02/03/2007
GE	NL	1,02	OUI	0,81	0,6	0,65	0,73	NON	16/03/2001	02/03/2007	07/09/2001	14/09/2001	12/03/2004
BR	SA	1,02	OUI	0,45	0,59	0,55	0,25	OUI	26/07/2002	02/03/2007	27/07/2007	16/03/2001	14/04/2000
FR	GE	1	OUI	0,81	0,71	0,74	0,72	NON	02/03/2007	14/09/2001	04/04/1997	27/07/2007	19/05/2006
CN	US	0,98	OUI	0,68	0,46	0,49	0,54	OUI	14/04/2000	27/07/2007	28/08/1998	02/03/2007	09/01/1998
BE	UK	0,97	OUI	0,64	0,72	0,7	0,47	OUI	02/03/2007	08/09/2000	02/10/1998	27/07/2007	12/03/2004
FR	SD	0,96	OUI	0,73	0,54	0,6	0,61	NON	27/07/2007	02/03/2007	04/04/1997	19/05/2006	12/07/2002
MX	SA	0,96	OUI	0,43	0,47	0,42	0,16	OUI	12/06/1998	02/03/2007	14/04/2000	26/07/2002	27/07/2007
CN	MX	0,96	OUI	0,48	0,61	0,67	0,26	OUI	14/04/2000	30/04/2004	09/01/1998	02/03/2007	27/07/2007
AS	SD	0,96	OUI	0,4	0,6	0,65	0,22	OUI	19/05/2006	26/07/2002	27/07/2007	02/03/2007	09/06/2006
CN	KO	0,95	OUI	0,41	0,04	0,04	0,26	OUI	30/04/2004	14/09/2001	12/03/2004	19/05/2006	26/07/2002

Notes : la colonne $\bar{\chi}$ reporte les valeurs de cette mesure de dépendance extrême pour les couples de pays. La colonne « dépendance » indique le résultat de test de dépendance extrême, OUI signifie l'existence de la dépendance extrême. ρ est le coefficient de corrélation inconditionnelle, ρ_c est le coefficient de corrélation conditionnelle (calculé à partir des queues de distribution négatives des deux séries), ρ_a est le coefficient de corrélation ajusté calculé d'après la proposition de Forbes et Rigobon (2002) et ρ_n est le coefficient de corrélation des périodes normales calculé à partir des séries sans la partie des queues de distribution négatives. La colonne « contagion » indique le résultat de test de contagion, OUI (NON) signifie l'existence (absence) de la contagion. Les colonnes de « date1 » jusqu'à « date5 » reporte les dates des 5 co-mouvements les plus sévères des couples concernés, « date1 » correspond au co-mouvement le plus sévère, et « date2 » le deuxième le plus sévère...

Tableau 5. Exposition à la dépendance extrême et à la contagion des marchés boursiers.

	Exposition à la			Exposition à la	
	dépendance extrême	contagion		dépendance extrême	contagion
AS	17	14	ARG	6	4
AU	6	3	BR	16	12
BE	15	6	CH	6	5
CN	22	15	CL	5	3
DN	19	12	CO	4	4
EI	16	6	HK	13	7
FI	5	2	ID	4	2
FR	18	7	IN	4	4
GE	16	2	IS	0	0
IT	12	4	JO	0	0
JP	3	2	KO	6	5
NL	16	3	MLS	10	8
NW	19	14	MX	26	23
NZ	7	5	PE	8	8
PO	17	11	PH	11	11
SD	17	7	PK	0	0
SP	15	5	PL	8	5
SW	21	9	RS	7	7
UK	14	5	SA	26	22
US	12	5	SI	25	20
			TA	6	6
			TH	11	8
			TU	5	5
			VE	2	2

Notes : Dans ce tableau, nous comptons le nombre de fois où un pays a été dans un couple dont la dépendance extrême est significative, et le nombre de fois où le même pays a été dans un couple dont le test de contagion est positif.

Tableau 6. Les 20 couples de marchés obligataires les plus dépendants à l'extrême.

		$\bar{\chi}$	dépendance	ρ	ρ_c	ρ_a	ρ_n	contagion	date1	date2	date3	date4	date5
BU	MO	1,33	OUI	0,52	0,87	0,51	0,17	CUI	21/06/2002	31/10/1997	07/08/1998	14/09/2001	24/10/1997
BU	PA	1,17	OUI	0,6	0,74	0,47	0,32	CUI	31/10/1997	21/06/2002	07/05/2004	14/09/2001	07/08/1998
MO	PH	1,16	OUI	0,41	0,57	0,23	0,12	CUI	13/10/2000	21/06/2002	12/05/2000	07/08/1998	14/09/2001
MO	PA	1,1	OUI	0,45	0,79	0,4	0,13	CUI	21/06/2002	31/10/1997	24/10/1997	14/09/2001	07/08/1998
MX	MO	1,07	OUI	0,43	0,78	0,39	0,12	CUI	21/06/2002	07/08/1998	14/09/2001	31/10/1997	21/05/1999
PE	RS	1,05	OUI	0,66	0,76	0,48	0,38	CUI	21/08/1998	21/06/2002	08/06/2007	07/05/2004	14/10/2005
CH	KO	1,02	OUI	0,58	0,33	0,17	0,45	CUI	23/07/1999	05/05/2000	02/04/2004	16/11/2001	18/07/2003
PE	PH	1,01	OUI	0,57	0,39	0,25	0,32	CUI	21/06/2002	07/05/2004	21/08/1998	07/08/1998	31/03/2000
EI	GE	1	OUI	0,93	0,95	0,97	0,91	NON	25/06/1999	18/10/2002	16/11/2001	18/02/2005	14/03/2003
BE	PO	1	OUI	0,93	0,91	0,95	0,89	NON	25/06/1999	16/11/2001	07/12/2001	02/04/2004	18/02/2005
KO	SA	0,96	OUI	0,47	0,29	0,16	0,29	CUI	21/08/1998	31/10/1997	02/04/2004	16/11/2001	08/03/2002
AS	PO	0,96	OUI	0,93	0,89	0,94	0,9	NON	25/06/1999	16/11/2001	14/03/2003	02/04/2004	18/02/2005
PA	PH	0,95	OUI	0,58	0,51	0,35	0,31	CUI	21/06/2002	01/08/2003	07/05/2004	07/08/1998	14/09/2001
BE	EI	0,95	OUI	0,95	0,96	0,98	0,93	NON	25/06/1999	16/11/2001	18/10/2002	18/02/2005	07/12/2001
PA	RS	0,94	OUI	0,65	0,71	0,44	0,39	CUI	21/06/2002	07/05/2004	01/08/2003	07/08/1998	30/04/2004
MX	PH	0,93	OUI	0,59	0,21	0,14	0,44	NON	01/08/2003	21/06/2002	07/05/2004	05/05/2000	07/08/1998
GE	PO	0,92	OUI	0,93	0,92	0,95	0,88	NON	25/06/1999	16/11/2001	14/03/2003	07/12/2001	02/04/2004
MX	TU	0,92	OUI	0,56	0,61	0,3	0,26	CUI	21/06/2002	07/05/2004	08/06/2007	14/10/2005	24/10/1997
BU	TU	0,92	OUI	0,5	0,78	0,57	0,15	CUI	07/05/2004	14/10/2005	21/06/2002	23/02/2001	08/06/2007
BE	SW	0,92	OUI	0,7	0,59	0,68	0,61	NON	16/11/2001	18/02/2005	07/12/2001	20/06/2003	25/06/1999

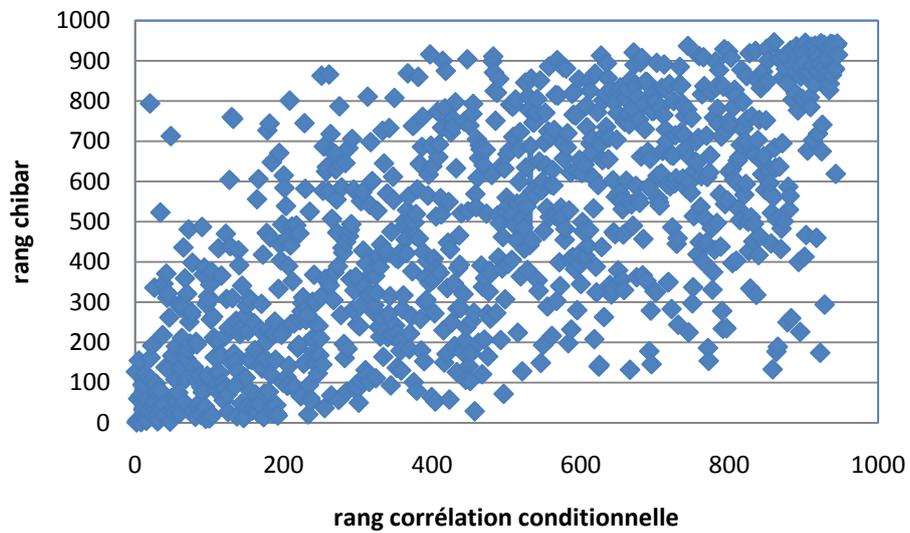
Notes : voir le Tableau 4.

Tableau 7. Exposition à la dépendance extrême et à la contagion des marchés obligataires.

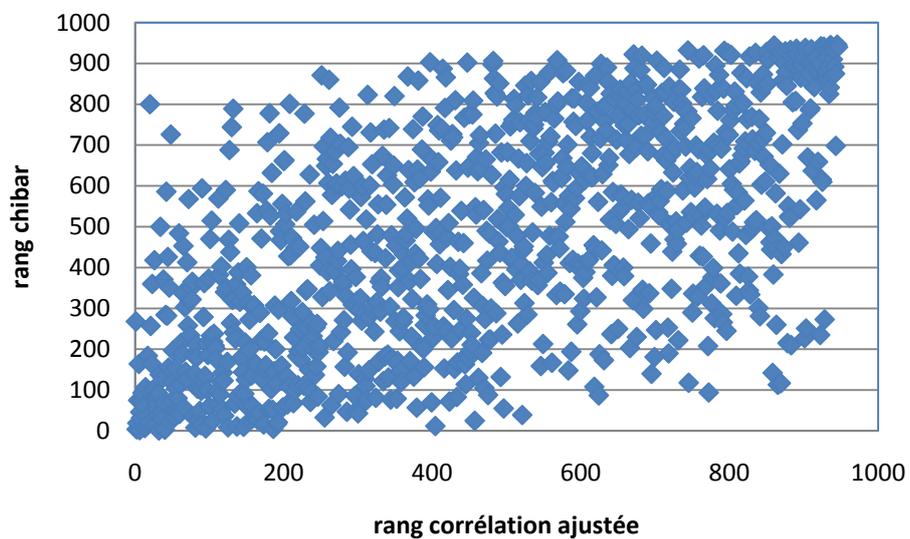
	Exposition à la			Exposition à la	
	dépendance extrême	contagion		dépendance extrême	contagion
AS	17	1	ARG	6	5
AU	2	0	BR	11	3
BE	20	1	BU	15	9
CN	6	1	CH	21	6
DN	16	1	CO	6	3
EI	19	1	CR	3	3
FI	22	1	EC	9	5
FR	21	2	KO	26	22
GE	19	2	MLS	16	4
IT	17	1	MX	12	5
JP	1	1	MO	15	15
NL	20	1	NG	12	12
NW	14	1	PA	13	8
NZ	10	0	PE	14	8
PO	19	2	PH	14	7
SD	18	0	PL	12	4
SP	18	1	RS	13	4
SW	15	2	SA	25	10
UK	22	3	TH	2	1
US	12	0	TU	12	9
			VE	9	5

Notes : voir le Tableau 5.

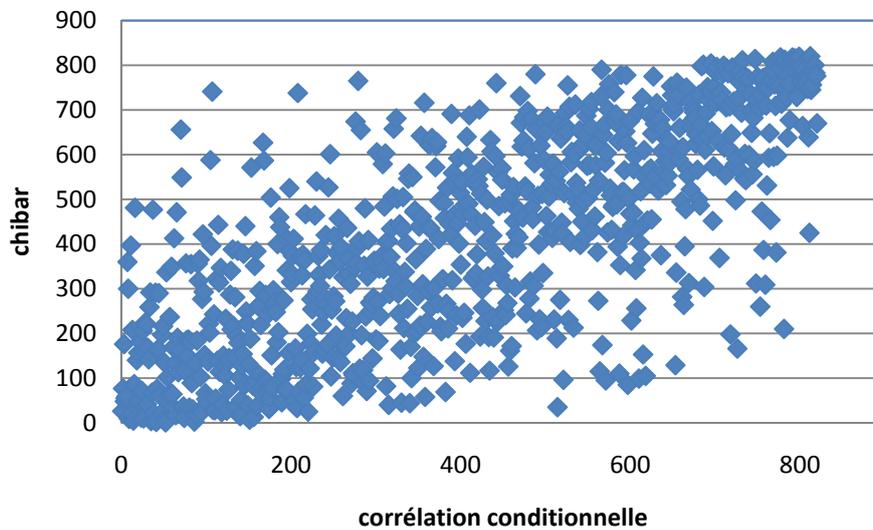
Graphique 1. Comparaison des rangs de chibar ($\bar{\chi}$) avec les rangs de corrélation conditionnelle (ρ_c) des marchés boursiers.



Graphique 2. Comparaison des rangs de chibar ($\bar{\chi}$) avec les rangs de corrélation ajustée (ρ_a) des marchés boursiers.



Graphique 3. Comparaison des rangs de chibar ($\bar{\chi}$) avec les rangs de corrélation conditionnelle (ρ_c) des marchés obligataires.



Graphique 4. Comparaison des rangs de chibar ($\bar{\chi}$) avec les rangs de corrélation ajustée (ρ_a) des marchés obligataires.

