

COLLOQUE
« LA CRISE :
TROIS ANS APRÈS
QUELS
ENSEIGNEMENTS ? »

Université Blaise Pascal
IUFM Auvergne
Mardi 9 février 2010

**Contagion et causalité : une investigation
empirique**

Iuliana Matei

Université Paris 1, CES-TEAM et CNRS (UMR 8059),

Contagion et causalité : une investigation empirique

Iuliana Matei[†]

Université Paris 1, CES-TEAM et CNRS (UMR 8059),

Version préliminaire

Déclenchée au deuxième semestre 2006 avec le krach des prêts immobiliers (hypothécaires) à risque aux Etats-Unis, la crise des *subprimes* a constitué l'étincelle du déclenchement de la crise financière de 2007-2009, la plus sévère depuis la Grande Dépression des années 30. Beaucoup d'investisseurs internationaux, d'économistes et de responsables politiques sont restés surpris par son ampleur, par la vitesse de sa diffusion et sa portée géographique. Débutée en juillet 2007 par le gonflement des bulles économiques et les pertes des établissements financiers provoqués par les crédits titrisés, elle s'est fortement accentuée en septembre 2008 avec la faillite de plusieurs établissements financiers provoquant un début de crise systémique et, avec elle, la mise en difficulté de plusieurs États. Mais, l'originalité de cette crise de confiance générale dans le système financier la constitue ses multiples facettes. Au début, elle s'est voulu une crise financière marquée par une crise de liquidité interbancaire et une crise du crédit ce qui a déterminé les banques centrales

[†] iuliana.matei@malix.uni-paris1.fr

d'injecter massivement des liquidités dans le marché interbancaire. Le trouble financier se croyait ainsi localisé et traité jusqu'au moment où l'apparition des premières faillites des institutions financières s'est fait sentir marquant alors le début de la crise systémique.

La sévérité et l'ampleur de cette crise ainsi que la vitesse de sa propagation à travers le monde viennent de remettre en avant les préoccupations pour le phénomène de contagion. Parmi ses principales particularités, il convient d'énumérer qu'il se répand même vers des pays qui ont une situation économique saine ou qui ont des liens commerciaux et financiers limités avec le pays de crise, qu'il engendre généralement des coûts sociaux et économiques importants, en particulier pour les pays en transition dont les moyens sont limités pour prévenir ou faire face aux crises et qu'il se manifeste habituellement sous la forme de fuites sévères de capitaux, de pressions sur le taux de change, de l'augmentation des taux d'intérêt, de l'augmentation de la volatilité du taux de change nominal et réel et d'une chute des valeurs boursières.

De manière générale, le phénomène de contagion fait référence à la diffusion des perturbations des marchés financiers d'un pays vers les marchés financiers d'autres pays. La littérature théorique identifie deux principales formes de contagion: une contagion manifestée *en présence* des liens économiques et financiers entre pays (« contagion par les fondamentaux » selon Kaminsky et Reinhart (1999)) et une contagion psychologique marquée *par l'absence* de liens économiques entre pays (« contagion pure » selon Masson (1999) ou « shift contagion » selon Forbes et Rigobon (2000)). Cette dernière forme de contagion met en évidence le fait que la transmission d'une crise peut être liée

davantage au comportement des investisseurs qu'à l'évolution des fondamentaux macroéconomiques.

Notons que les économistes et les responsables économiques ne sont pas unanimes sur une définition unique de l'effet de contagion. Forbes et Rigobon (2000) définissent le phénomène de contagion comme une augmentation significative des liens entre les marchés financiers due à un choc spécifique à un pays ou à un groupe de pays. Ces liens peuvent être mis en évidence de plusieurs façons, par le biais de plusieurs statistiques telles que: la corrélation entre les rendements des actifs, la probabilité d'attaque spéculative ou bien par une simple mesure de volatilité. Ils considèrent ainsi qu'il est tout à fait normal qu'un choc négatif sur l'économie brésilienne se transmette à l'économie argentine et vice-versa compte tenu de grandes similarités entre ces deux économies. Cette transmission ne constitue donc pas un effet de contagion. Les auteurs utilisent le terme "interdépendance" pour désigner ce type de scénario. Dans la même lignée, Edwards [2000] désigne *la contagion* comme des situations où l'étendue et la magnitude avec lesquelles un choc est transmis à d'autres pays excède ce qui avait été anticipé *ex ante*. Mais, ces définitions ne font pas l'unanimité. Certains économistes montrent que si un choc d'un pays se transmet à un autre pays, même en l'absence d'un changement significatif de liens entre les marchés de deux pays, cette transmission constitue un effet de contagion (l'impact d'un crash de la bourse américaine sur la bourse mexicaine peut être un exemple en ce sens). D'autres expliquent qu'il est impossible de définir la contagion sur la base d'un test de changement de liens entre les marchés et considèrent qu'il est nécessaire d'identifier la façon dont les chocs se transmettent entre les marchés et ce sont seulement certains mécanismes

qui peuvent véhiculer le phénomène de contagion (par exemple, le comportement mimétique ou moutonnier). Dans ce papier, nous adoptons la définition donnée par Edwards [2000] afin d'étudier l'évolution des relations des causalités pendant la crise financière de 2007-2009 pour un ensemble de six pays européens et non-européens sur le marché de la dette souveraine. Nous souhaitons contribuer au plan empirique à l'émergence des travaux de recherches sur la sévérité de la crise actuelle.

Le papier est structuré de la manière suivante. La section 1 présente la base de données et la méthodologie adoptée pour quantifier l'effet de contagion à travers les relations des causalités au sens de Granger entre six pays européens et non-européens. La section 2 présente les résultats obtenus lors de nos estimations. La dernière section apporte des éléments de conclusions.

I. METHODOLOGIE ET DONNEES

A. Méthodologie

L'objectif de cette section est de tester la présence de causalité au sens de Granger dans un modèle VAR bivarié entre différents pays européens (Allemagne, France, Finlande, Portugal, Royaume Unis) et non-européens (Japon) sur le marché de la dette souveraine. Plus précisément, nous souhaitons analyser l'évolution des causalités entre deux périodes: la période précédant la crise des subprimes (la période « tranquille »: du 1-er janvier 2003 au 29 juin 2007) et la période de crise (du 2 juillet 2007 au 1-er septembre 2009).

Dans la littérature, le concept de non causalité au sens de Granger fait référence au fait que le passé d'une variable X_t n'apporte aucune information supplémentaire à la variable Y_t . La non-causalité est testée à l'aide d'un test de significativité des coefficients des retards de X_t dans une régression de Y_t sur les retards de X_t et Y_t . On dit que X cause Y au sens de Granger si les coefficients estimés des retards de X_t sont significativement différents de zéro.

Nous suivons la méthodologie de Sander et Kleimeier (2003) et considérons le modèle VAR bivarié en niveau comme suit :

$$X_t = \alpha_x + \sum \beta_{x,i} X_{t-i} + \sum \delta_{x,i} Y_{t-i} + \varepsilon_{x,t} \quad (1)$$

$$Y_t = \alpha_y + \sum \beta_{y,i} Y_{t-i} + \sum \delta_{y,i} X_{t-i} + \varepsilon_{y,t} \quad (2)$$

La causalité au sens de Granger teste donc si tous les coefficients δ_i (où $i=1,k$) sont nuls grâce à un test standard (F). Trois possibilités peuvent être identifiées à ce niveau: (i) si on rejette H_0 ($\delta_x = 0$) dans l'équation (1), alors on dit que Y cause X au sens de Granger, (ii) si on rejette H_0 ($\delta_y = 0$) dans l'équation (2), alors on dit que X cause Y au sens de Granger et finalement, (iii) si on rejette l'hypothèse nulle de non-causalité dans l'équation (1) et (2), alors on conclut que les variables X et Y sont interdépendantes.

Il est à noter que la causalité au sens de Granger peut être appliquée seulement sur des séries stationnaires en niveau (i.e., $I(0)$) ou sur des séries qui n'ont pas de racine unitaire dans les deux relations écrites précédemment (1) et (2). Pour tester la présence de racine unitaire dans les séries, nous appliquons le test Dickey-Fuller Augmenté (le test ADF) qui est le test le plus fréquemment utilisé à cet effet. Il s'agit d'un test qui considère trois modèles de base pour une seule série (X_t où $t = 1, \dots, T$) : un modèle sans constante ni tendance

déterministe, un modèle avec constante sans tendance déterministe et enfin, un modèle avec constante et tendance déterministe. Le test ADF teste l'hypothèse nulle de racine unitaire (la série X_t est intégrée d'ordre 1, c'est-à-dire, non-stationnaire) contre l'hypothèse alternative d'absence de racine unitaire (la série X_t est intégrée d'ordre 0, c'est-à-dire stationnaire). Ecrivons plus précisément la régression qui renvoie au test ADF:

$$\Delta X_t = \alpha + \gamma X_{t-1} + \sum_{i=1}^k \rho_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

où l'hypothèse nulle $\gamma = 0$ implique le fait que la série X_t est non-stationnaire en niveau. L'hypothèse alternative d'absence de racine unitaire considère alors que $\gamma < 0$. Ajoutons que, si la série est non-stationnaire sous l'hypothèse nulle, la statistique du test aura une distribution non-standard. Le nombre de retards k est choisi afin de générer un bruit blanc $\varepsilon_t \sim BB(0, \sigma_\varepsilon^2)$. Pour tester la présence de racine unitaire dans les séries, nous étudions également les critères d'informations suivants : Akaike (AIC), Schwarz (SC) et Hannan-Quinn (HQ).

Le test est appliqué d'abord sur la série en niveau en suivant une stratégie séquentielle pour identifier l'un des trois modèles. Dans le cas où la série est non-stationnaire en niveau, nous appliquons le test sur la série en différence première. Si les deux séries considérées (X_t et Y_t) sont stationnaires en niveau (i.e, $I(0)$), nous estimons les modèles (1) et (2) par les MCO habituels. Dans le cas contraire, nous ne pouvons plus tester la causalité de façon directe sur les relations (1) et (2). Nous sommes alors amenés à tester la cointégration (cad, la présence de relations de long terme stables entre les variables: X_t et Y_t) selon la procédure de Johansen. Le concept de cointégration reproduit donc l'existence d'un équilibre de long terme et l'aléa ε_t peut

s'interpréter comme une distance à la période t par rapport à cet équilibre.

Le test de Johansen s'appuie sur deux statistiques ayant pour but l'identification du nombre de relations de cointégration : la statistique de la trace et la statistique de la valeur propre maximale. La statistique de la trace teste sur un VAR cointégré l'hypothèse nulle qu'il y a au plus r relations de cointégration entre X et Y contre l'hypothèse alternative qu'il y a au moins $r+1$ relations de co-intégration entre X et Y . Tandis que l'hypothèse nulle de la statistique de la valeur propre maximale coïncide avec celle de la statistique de la trace (il y a au plus r relations de cointégration entre X et Y), son hypothèse alternative assume qu'il y a exactement $r + 1$ relations de cointégration entre les variables X et Y .

Si les variables X et Y ne sont pas cointégrées, nous estimons un VAR en différences premières car les variables sont $I(1)$. Les tests de causalités au sens de Granger sont appliqués aux relations (4) et (5) ci-dessous en considérant comme hypothèse nulle "X ne cause pas Y au sens de Granger" dans (4) et "Y cause X au sens de Granger" dans (5). Cela revient pratiquement à tester $\delta_{x,i} = 0$ dans (4) et $\delta_{y,i} = 0$ dans (5).

$$\Delta X_t = \alpha_x + \sum \beta_{x,i} \Delta X_{t-i} + \sum \delta_{x,i} \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_{x,t} \quad (4)$$

$$\Delta Y_t = \alpha_y + \sum \beta_{y,i} Y_{t-i} + \sum \delta_{y,i} \Delta X_{t-i} + \varepsilon_{y,t} \quad (5)$$

En présence des relations de co-intégration entre nos variables X et Y , nous allons introduire un terme correcteur d'erreur dans le modèle VAR en différence. Le modèle VAR d'ordre k devient un modèle VECM d'ordre $k-1$ comme suit :

$$\Delta X_t = \alpha_x + \sum \beta_{x,i} \Delta X_{t-i} + \sum \delta_{x,i} \Delta Y_{t-i} + \gamma_x \text{ECT}_{x,t-1} + \varepsilon_{x,t} \quad (6)$$

$$\Delta Y_t = \alpha_y + \sum \beta_{y,i} Y_{t-i} + \sum \delta_{y,i} \Delta X_{t-i} + \gamma_y \text{ECT}_{y,t-1} + \varepsilon_{y,t} \quad (7)$$

Dans ce dernier cas, il y aura deux types de causalité à tester: une non-causalité de court terme de Y sur X et une non-causalité de long terme de Y sur X. La non-causalité de long terme suppose d'effectuer des tests d'exogénéité faible dans le VECM non-contraint. La section suivante est réservée à la présentation des résultats.

B. Les données

Le présent travail s'étale sur la période 2003 - 2009 et étudie 6 pays : l'Allemagne, la France, la Finlande, le Portugal, le Royaume Unis et le Japon. Les pays sont choisis en fonction de la disponibilité des données quotidiennes sur les spreads sur le marché de la dette souveraine. Les spreads sur les obligations souveraines avec maturité de 10 ans sont calculés comme la différence entre le rendement de l'obligation souveraine de chaque pays et le rendement de l'obligation du Trésor américain. Les données sur les obligations souveraines proviennent de la base de données Datastream et sont en fréquence quotidienne. Le spread représente théoriquement la perception du risque de crédit par les investisseurs. Nous étudions deux périodes : la période pre-crise qui s'étale du 1-er janvier 2003 au 29 juin 2007 et la période de crise qui couvre la période du 2 juillet 2007 au 1-er septembre 2009. Nous aurions pu envisager une période de transition. Mais, nous ne disposons pas des données suffisantes et la différence entre la période de crise et la période de transition est difficile de déterminer. Le tableau 1 (annexe) présente quelques statistiques descriptives sur les spreads sur les obligations souveraines sur trois périodes : la période d'ensemble (2003-2009), la période pré-crise (1 janvier 2003-29 juin 2007) et la période de crise (2 juillet 2007-1 septembre 2009).

II. RESULTATS

Nous nous tournons maintenant vers les liens de causalité au sens de Granger entre les six économies étudiées sur le marché de la dette souveraine. Notre objectif ici est de montrer que les liens entre ces six pays sont différents entre la période pré-crise et la période de crise.

Tout d'abord, les tests de racine unitaire montrent que la plupart des séries sont intégrées d'ordre 1, sauf les spreads français et allemands lors de la période de crise. Nous observons d'ailleurs que les spreads français sont très faiblement stationnaire en niveau ($I(0)$), fait qui nous amène à faire un choix arbitraire sur la non-stationnarité de cette variable en période de crise (tableaux 2a et 2b, annexes).

Comme on l'avait montré dans la section précédente, l'étude de la cointégration n'est possible que si les deux séries sont intégrées d'ordre 1. La procédure de Johansen n'est donc appliquée que sur des séries non-stationnaires en niveau. Afin de déterminer le nombre de vecteurs cointégrés, nous avons appliqué le test de la trace et le test de la valeur propre maximale. Lorsque les résultats de ces deux tests sont contradictoires, nous choisissons les résultats du test de la trace qui est un test plus puissant. Le tableau 3 (annexes) nous présente une synthèse des tests de cointégration menés séparément sur la période pré-crise et la période de crise.

Pendant la période tranquille, nous rejettons l'hypothèse de la cointégration entre d'une part, le Royaume-Unis et d'autre part, l'Allemagne, le Portugal, la France et la zone euro. Cette absence majeure de co-intégration révèle, selon Sander et Kleimeier (2003) et Marais (2003), que les primes de risque de chacun des pays de l'échantillon sont en fonction des risques individuels des pays. En même temps, l'absence

des relations de cointégration pendant les périodes non-affectées par la crise pourrait nous suggérer l'absence de facteurs de risques macroéconomiques communs comme le souligne Sander et Kleimeier (2003): "*..the finding of non-cointegrated markets before the crisis reflects the absence of common macroeconomic risk factors*". Pendant la période de crise, l'hypothèse de cointégration n'est toujours pas acceptée entre le Royaume-Unis et les autres pays européens considérés. Le même constat nous le faisons aussi dans le cas de la relation de cointégration entre le Japon et les pays membres de l'UE : l'Allemagne, la France, le Portugal et le Royaume-Unis.

Quant à l'étude de la causalité entre nos six pays, elle est présentée dans le même tableau 3 de l'annexe. Comme dans le cas de l'étude de la cointégration, nous distinguons les résultats selon les périodes considérées (la période pré-crise et la période de crise) et selon le type de causalité retenues lors de nos estimations (la causalité de court terme et celle de long terme).

Notons que la période tranquille est caractérisée par la présence de liens de causalité entre six paires de pays: Allemagne-Finlande, Allemagne-Japon, Finlande-France, Finlande-Royaume Unis, Finlande-Japon et Portugal-Japon (figure 1, annexe).

La période de crise, à son tour, fait apparaître de nouvelles causalités entre les pays étudiés. Nous pouvons identifier 6 cas de causalité de long terme et 15 de court terme. Notons une augmentation significative des liens entre pays et plus particulièrement, une hausse des interdépendances entre d'une part, l'Allemagne, le Royaume Unis et la France et d'autre part, les autres pays partenaires. Ces résultats

viennent suggérer la présence d'une contagion plutôt psychologique à la Masson (1999) ou à la Goldfajn et Valdez (1997) qui a affecté la perception des investisseurs sur la situation des pays européens et non européens considérés.

Selon Masson (1999), une crise dans un pays peut coordonner les anticipations des investisseurs dans un autre pays en l'amenant à changer leur anticipation du bon au mauvais équilibre et par conséquent, de causer une crise dans le deuxième pays considéré. Le passage d'un bon équilibre à un mauvais et la transmission du choc initial sont générés donc par un changement des croyances des investisseurs et non pas par des liens économiques réels. Il peut y avoir également l'hypothèse d'un choc puissant de liquidité sur le marché américain susceptible de réduire fortement la liquidité des participants sur ce marché et donc de contraindre les investisseurs à recomposer leur portefeuille en vendant des actifs sur le marché d'un autre pays non-affecté par la crise pour continuer à opérer sur ce marché. Si le choc de liquidité est suffisamment élevé, une crise dans un pays peut augmenter le degré de rationnement des crédits et forcer les investisseurs à vendre leurs avoirs en actifs dans tous les pays non affectés par la crise engendrant ainsi de mauvais équilibres.

CONCLUSIONS

L'objectif de ce travail a été de tester empiriquement le phénomène de contagion manifesté lors de la crise des subprimes en investiguant l'évolution des liens de causalité entre différents pays européens et non-européens. A cet effet, nous avons testé l'existence de relations de causalité au sens de Granger entre les pays suivants: l'Allemagne, la France, la Finlande, le Portugal, le Royaume Unis et le Japon sur le marché de la dette souveraine. Nos résultats mettent en

évidence que les liens entre les pays augmentent fortement pendant la période de crise par rapport à la période pré-crise. Ce résultat nous suggère la présence d'une forme de « contagion pure » sur ce type de marché. Le sens de causalité dans la période de crise témoigne également de l'influence du Royaume Unis sur la zone euro et aussi de l'Allemagne sur ses partenaires. De futures recherches devront s'attacher à affiner l'analyse en tenant compte d'un échantillon de pays plus divers et plus large et également de la période post-crise.

BIBLIOGRAPHIE

- ALLEN F, GALE D. (2000), "Financial Contagion." *Journal of Political Economy*, 108, p. 1-33.
- Árvai Z., Driessen K., Í. Ötker-Robe(2009), "Regional Financial Interlinkages and Financial Contagion Within Europe", IMF Working Paper, WP/09/6.
- Bertolla, G., Caballero, R. J. (1992), "Target zones and realignments", *Amer. Econom. Rev.* 82, 520-536.
- Bertola, G., Lars E O Svensson (1993), "Stochastic Devaluation Risk and the Empirical Fit of Target-Zone Models", *Review of Economic Studies* 60, 689-712.
- Calvo G. A. (2007), "Crises in emerging market economies: a global perspective", NBER WP No. 11305.
- Calvo G.A. (1998), "Capital Flows and Capital Market Crises: The Simple Economics of Sudden Stops", *Journal of Applied Economics*, CEMA, Argentine, Vol. 1, No. 1, November 1998, p. 35-54.
- Calomiris, C. (2007), "Bank Failures in Theory and history: the great depression and other "Contagious Events", NBER WP 13597.
- Drazen A. (1999), "Political Contagion in Currency Crises" NBER, Working Paper No. 7211, July.
- Diamond D. W., Rajan R. G (2003), "Liquidity Shortages and Banking Crises", NBER WP- 10071.
- Eichengreen B., Rose A., Wyplosz C. (1996), "Contagious Currency Crisis", *Scandinavian Economic Review* 98, vol. 4, pp. 463-484.
- Egert B., E. Kocenda (2005).[_.](#), Contagion Across and Integration of Central and Eastern European Stock Markets: Evidence from Intraday Data", William Davidson Institute Working Paper No. 798.

Flood, R.P., Rose, A.K., (1992), "Fixing Exchange Rates: A Virtual Quest for Fundamentals", Papers 529, Stockholm - International Economic Studies.

Forbes K., Rigobon R. (2000), "Contagion in Latin America: Definition, Measurement and Policy Implication", IMF/World Bank/ADB Conference: International Financial Contagion: How it Spreads and How it Can Be Stopped, held in Washington, DC on Feb 3-4.

Galesi A., S. Sgherri (2009), "Regional Financial Spillovers Across Europe: A Global VAR Analysis", IMF Working Paper, WP/09/23.

Gerlach S., Smets F. (1995), "Contagious Speculative Attacks", European Journal of Political Economy, no. 11.

Glick R., Rose A. (1998), "Contagion and Trade : Why are Currency Crisis Regional ?", NBER WP No. 6806.

Goldfajn I., Valdes R.O. (1997), "Capital Flows and the Twin Crises: The Role of Liquidity". IMF – WP/97/87.

Habib (2002), "Financial contagion, interest rates and the role of the exchange rate as shock absorber in Central and Eastern Europe", BOFIT Discussion Papers 7/2002.

Ito T, Hashimoto Y. (2002), "High-Frequency Contagion of Currency Crises In Asia », NBER Working Paper 9376.

Jokipii T., B.Lucey (2006), „Contagion and interdependence: measuring CEE banking sector co-movements”, Bank of Finland Research, Discussion Papers 15/2006.

Kaminsky G. , Reinhart C. (1999), "The Twin Crises : The Causes of Banking and Balance-of-Payments Problems", American Economic Review, Vol. 89, No. 3, juin1999, p. 473-500.

Kaminsky G., Reinhart C. (2000), «On Crises, Contagion and Confusion», *Journal of International Economics*, 51(1).

Kaminsky G., Reinhart C., Vegh C. A. (2003), "The unholy trinity of financial contagion", NBER Working Paper 10061.

Krugman, P. (1991), "Target Zones and Exchange Rate Dynamics", Quarterly Journal of Economics, vol. CVI, 3.

Lindberg, H, Lars E.O. Svensson, P. Soderlind (1991), "Devaluation Expectations: The Swedish Krona 1981-1991", NBER Working Papers 3918.

Marais E. (2003), "La contagion financière : une étude empirique sur les causalités lors de la crise asiatique », mimeo.

Masson P. (1999), "Contagion: Macroeconomics Models with Multiple Equilibria", Journal of International Money and Finance, n. 4, vol. 18, pp. 587-602, August.

Masson P. (1999b), "Multiple Equilibria, Contagion, and the Emerging Market Crises", IMF WP 164.

- Masson, P. (1999), "Monetary and Exchange Rate Policy of Transition Economies in Central and Eastern Europe after the Launch of EMU", IMF Policy Discussion Paper #99-05.
- Mishkin F. (1994), "Preventing Financial Crises: An International Perspective"; NBER, Working Paper 4636.
- Mishkin F. (1999), "Lessons from the Asian Crisis", NBER Working Paper 7102
- Mulhainathan S. (1998), "A Memory-Based Model of Bounded Rationality", mimeo.
- Neal L., Weidenmier M. (2002), "Crises in The Global Economy from Tulips to Today: Contagion and Consequences", NBER Working Paper 9147.
- Rigobon R. (2000), "Contagion: how to measure it ?", NBER WP No. 8118.
- Rose A. K., Svensson Lars E.O. (1993), "European Exchange Rate Credibility before the fall", NBER WP- 4495.
- Sander H., Kleimeier S. (2002), "Contagion and Causality: An Empirical Investigation of Four Asian Crisis Episodes", mimeo.
- Sbracia A. , Zaghini A. (2001b), «The role of the banking system in the international transmission of shocks », *Bank of Italy*.
- Sachs J., Tornell A., Velasco A. (1996), "Financial crises in emerging markets: the lessons from 1995", NBER WP, N° 5576.
- Svensson, L. E. O. (1991a), "Target Zones and Interest Rate Variability", *Journal of International Economics*, n. 1-2, vol. 31, August, pp. 27-54.
- Svensson, L. E. O. (1991b), "The Term Structure of Interest Rate Differentials in a Target Zone : Theory and Swedish Data ", *Journal of Monetary Economics*, no. 1, vol. 28, pp. 87-116, August.
- Svensson, Lars E.O. (1992), " Why Exchange Rate Bands? Monetary Independence in Spite of Fixed Exchange Rates", NBER WP #4207.
- Svensson, Lars E.O. (1993), "Assessing Target Zone Credibility", *European Economic Review* 37, 763-802.
- Vanrijckeghem C., Weder B. (2001), « Sources of Contagion: Is it Finance or Trade ? », *Journal of International Economics*, 54(2).
- Weller C.E., B.Morzouch (2000), „International financial contagion. Why are Eastern Europe’s banks not failing when everybody else’s are?”, *Economics of Transition*, Vol. 8(3), p. 639-663.

Annexes

Tableau 1. Statistiques descriptives

Stat. Descriptives	FIN_M10	FR_M10	GER_M10	JP_M10	PT_M10	UK_M10	ZE_M10
<i>spread moyen</i>							
période entière	-0,36	-0,33	-0,36	-2,89	-0,22	0,31	-0,34
période tranquille	-0,53	-0,52	-0,53	-3,01	-0,44	0,20	-0,53
période de crise	0,24	0,27	0,10	-2,42	0,62	0,56	0,34
<i>spread median</i>							
période entière	-0,30	-0,31	-0,33	-2,96	-0,24	0,37	-0,32
période tranquille	-0,58	-0,61	-0,63	-3,01	-0,53	0,26	-0,62
période de crise	0,28	0,35	0,15	-2,46	0,65	0,56	0,42
<i>écart type du spread sur l'obligation</i>							
période entière	0,57	0,57	0,52	0,33	0,61	0,40	0,58
période tranquille	0,52	0,51	0,50	0,21	0,47	0,39	0,50
période de crise	0,41	0,37	0,32	0,48	0,54	0,28	0,43
<i>spread maximum</i>							
période entière	1,81	1,08	0,98	-1,20	1,65	1,20	1,27
période tranquille	0,42	0,51	0,51	-2,41	0,52	0,97	0,46
période de crise	1,81	1,08	0,98	-1,20	1,88	1,20	1,29
<i>spread minimum</i>							
période entière	-1,65	-1,31	-1,28	-3,70	-1,18	-0,62	-1,31
période tranquille	-1,65	-1,31	-1,29	-3,70	-1,18	-0,62	-1,31
période de crise	-0,89	-0,53	-0,58	-3,32	-0,44	-0,23	-0,55
<i>nombre d'observations</i>							
période entière	1573	1573	1573	1573	1573	1573	1573
période tranquille	1173	1173	1173	1173	1173	1173	1173
période de crise	503	503	503	503	503	503	503

Note : *** et ** indiquent que l'on rejette l'hypothèse nulle de non stationnarité de la série au seuil de 1% et respectivement de 5%.

Tableau 2a: Tests de racine unitaire: période tranquille

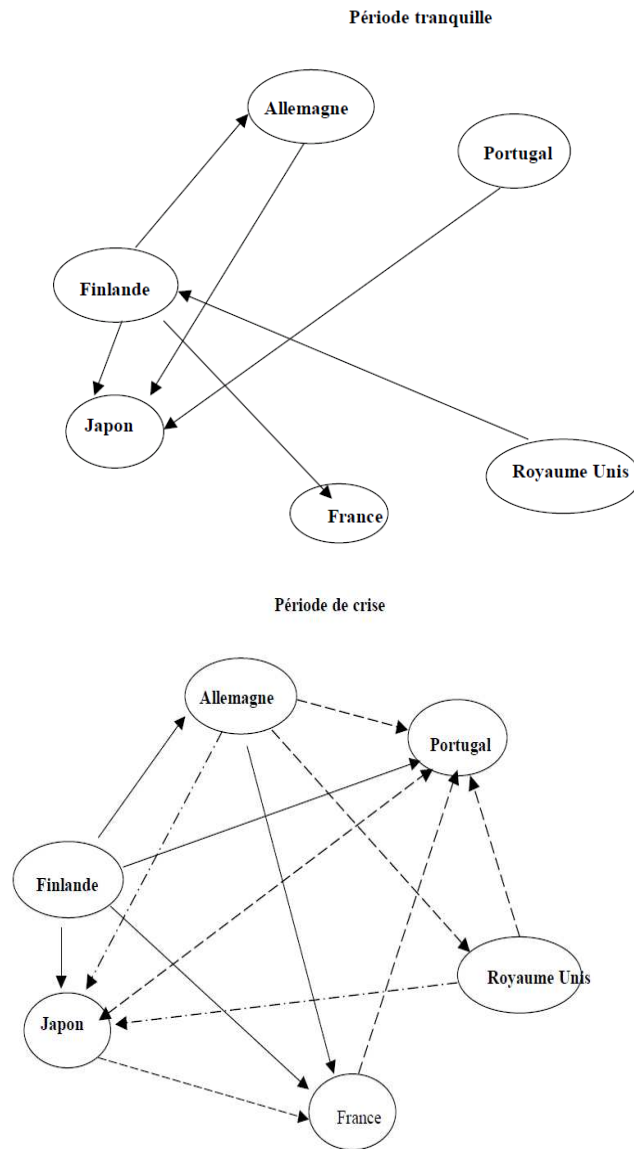
spread bond series_10ans	période tranquille				
	niveau	DW_stat	différence 1-ère	DW_stat	I(d)
Pays européens					
Allemagne	-0,665	2,020	-32,46***	2,020	I(1)
Finlande	-0,662	2,007	-27,041***	2,007	I(1)
France	-0,741	2,011	-30,029***	2,011	I(1)
Portugal	-0,910	2,021	-33,016***	2,021	I(1)
Royaume Unis	-1,225	1,995	-22,885***	1,995	I(1)
Zone Euro	-0,611	2,000	-24,208***	2,000	I(1)
Pays non-européens					
Canada	-1,206	1,999	-36,118***	2,000	I(1)
Japon	-0,259	1,980	-16,579**	1,980	I(1)

Tableau 2b: Tests de racine unitaire: période de crise

spread bond series_10ans	période de crise				
	niveau	DW_stat	différence 1-ère	DW_stat	I(d)
Pays européens					
Allemagne	-2,289***	1,992	-20,290***	1,994	I(0)
Finlande	-3,418***	2,021	-13,621***	1,996	I(0)
France	-1,640*	2,000	-19,611***	2,001	I(0)
Portugal	-0,829	2,005	-20,443***	2,006	I(1)
Royaume Unis	-1,107	2,009	-8,250***	2,009	I(1)
Zone Euro	-1,300	1,991	-19,881***	1,992	I(1)
Pays non-européens					
Canada	-2,228	2,000	-18,010***	2,003	I(1)
Japon	-2,057	1,983	-19,412***	1,983	I(1)

Note : *** et ** indiquent que l'on rejette l'hypothèse nulle de non stationnarité de la série au seuil de 1% et respectivement de 5%

Figure 1 : Causalité entre les pays européens et non-européens



Note: la ligne continue signifie une causalité de long terme (VECM) et la ligne pointillée indique une causalité de court terme (causalité au sens de Granger)

Tableau 3 : Cointégration et causalité entre les pays de l'échantillon

	Cointégration		Causalité			
	<i>période tranquille</i>	<i>période de crise</i>	<i>période tranquille</i>		<i>période de crise</i>	
			CT	VECM	CT	VECM
allm → fin	oui	oui	non	non	non	non
allm → fra	oui	oui	non	non	non	oui
allm → por	oui	non	non	non	oui	non
allm → ru	non	non	non	non	oui	non
allm → jap	oui	non	non	oui	oui	non
fin → allm	oui	oui	non	oui	non	oui
fin → fra	oui	oui	non	oui	non	oui
fin → por	oui	oui	non	non	non	oui
fin → ru	oui	oui	non	oui	non	non
fin → jap	oui	oui	non	oui	non	oui
fra → allm	oui	oui	non	non	non	non
fra → fin	oui	oui	non	non	non	non
fra → por	oui	non	non	non	oui	non
fra → ru	non	non	non	non	non	non
por → allm	oui	non	non	non	oui	non
por → fin	oui	oui	non	non	non	non
por → fra	oui	non	non	non	non	non
por → ru	non	non	non	non	non	non
por → jap	oui	non	non	oui	oui	non
ru → allm	non	non	non	non	non	non
ru → fin	oui	oui	non	non	non	non
ru → fra	non	non	non	non	non	non
ru → por	non	non	non	non	oui	non
ru → ze	non	non	oui	non	oui	non
ru → jap	oui	non	non	non	oui	non
jap → allm	oui	non	non	non	non	non
jap → fin	oui	oui	non	non	non	non
jap → fra	oui	non	non	non	oui	non
jap → por	oui	non	non	non	oui	non
jap → ru	oui	non	non	non	non	non
jap → ze	oui	non	non	non	oui	non