

DÉPARTEMENT DE FINANCE

Faculté d'administration

Université de Sherbrooke

**L'impact de la crise de la dette souveraine européenne auprès des banques
d'importance systémique intérieure canadiennes et européennes sur les marchés
boursiers**

Par

Léanne Berger Soucy

Mémoire présenté à
Claudia Champagne

En vue de l'obtention du grade de
Maîtrise en finance – Maîtrise ès sciences (M. Sc.)

26 octobre 2016



REMERCIEMENTS

La rédaction d'un mémoire comporte son lot de hauts et de bas et je ne me serais pas rendue au fil d'arrivée sans l'aide et le support de quelques personnes. Tout d'abord, je tiens à remercier sincèrement ma directrice de recherche, Claudia Champagne, pour son écoute, son support, ses précieux conseils et sa disponibilité. Travailler à ses côtés m'a permis d'être plus rigoureuse et de développer mon esprit critique, elle a été le meilleur modèle et je lui en serai toujours reconnaissante.

Je tiens aussi à remercier Frank Coggins et Patrick Richard d'avoir accepté d'être les membres de mon jury. Je tiens également à remercier chaleureusement l'Université de Sherbrooke pour leur soutien financier.

Je suis reconnaissante envers mes parents pour leur support, ça n'a pas toujours été facile, mais on a réussi ! Une pensée spéciale va à ma tante Louise et mon oncle Jean-Marc pour leurs bons mots d'encouragement. Je tiens de même à remercier mes amies, Alice, Caroline, Geneviève, Catherine, Thi Thu, Béatrice et Solveigh pour leur support moral et les nombreux fous rires qui m'ont permis de décrocher du mémoire.

Finalement, je dédie ce mémoire à ma meilleure amie, Maude Lallier. Elle a toujours cru en moi et m'a supportée dans tout ce que j'ai entrepris. Malgré son départ, elle a su me transmettre sa force pour mettre cette recherche K.O. Comme elle le disait si bien pendant son combat : « *Fight Like Maude!* »

TABLE DES MATIÈRES

1. INTRODUCTION	5
2. OBJECTIFS DE RECHERCHE	7
3. REVUE DE LITTÉRATURE.....	9
3.1 Définir le risque systémique et le risque de contagion au sein du système bancaire	9
3.1.1 Des banques systématiquement importantes	11
3.1.2 Identification des banques transmettant la contagion sur les marchés boursiers	18
3.1.3 Caractéristiques propres aux institutions financières favorisant leur exposition au risque systémique sur les marchés boursiers	21
3.2 Définir la contagion au sein des marchés boursiers	28
3.2.1 Une augmentation significative des liens inter-marchés	29
3.2.2 L'interdépendance des marchés.....	30
3.2.3 L'intégration des marchés	32
3.2.4 Transmission de la volatilité sur les marchés	43
3.3 Les chocs mondiaux affectent davantage les marchés boursiers	45
3.3.1 Qui sont les <i>leaders</i> sur les marchés boursiers?	47
3.3.2 Impact des chocs mondiaux sur les rendements boursiers d'institutions financières.....	51
3.4 Impact des swaps de défaillance sur les marchés boursiers	52
3.4.1 Sensibilité des marchés boursiers face aux fluctuations des CDS <i>spreads</i>	55
3.5 L'effet de contagion du système bancaire.....	57
3.5.1 Mécanisme de contagion	58
3.5.2 Exposition bancaire et impact sur les marchés boursiers	59
3.6 Comportement moutonnier des investisseurs.....	61
3.6.1 Modèles pour mesurer le comportement moutonnier.....	63
3.6.2 Présence du comportement moutonnier en temps de crise.....	66
3.6.3 Le secteur bancaire sur les marchés boursiers et le comportement moutonnier	71
3.7 Sentiment de crise ressenti par les investisseurs	73
4. CADRE THÉORIQUE	74
4.1 Le système bancaire canadien et l'effet de contagion.....	75

4.2 Le système bancaire européen et l'effet de contagion	81
4.3 Influence du comportement grégaire sur les liens financiers entre les banques	83
5. DONNÉES ET MÉTHODOLOGIE	85
5.1 Échantillon et données	85
5.2 Méthodologie	88
5.2.1 Test des hypothèses 1, 2 et 3	88
5.2.2 Test de l'hypothèse 4.....	101
6. CONTRIBUTIONS	104
7. ANALYSE DES RÉSULTATS.....	105
7.1 Topologie des réseaux.....	105
7.2 Analyse des D-Sibs canadiennes.....	116
7.2.1 Banque Toronto-Dominion (TD CN).....	116
7.2.2 Banque Royale du Canada (RY CN).....	118
7.2.3 Banque Nationale (NA CN)	121
7.2.4 Banque canadienne impériale de commerce (CM CN)	122
7.2.5 Banque Scotia (BNS CN).....	123
7.2.6 Banque de Montréal (BMO CN)	124
7.3 Regard sur les D-Sibs européennes en temps de crise	126
7.4 Comportement grégaire des investisseurs en temps de crise	127
7.4.1 Statistiques descriptives des rendements hebdomadaires des D-Sibs canadiens et des pays PIIGS.....	127
7.4.2 Analyse des régressions.....	131
8. CONCLUSION.....	135
BIBLIOGRAPHIE	139
ANNEXE 1 : Tests ADF sur le logarithme naturel du prix hebdomadaire des actions des D-Sibs pour chacune des cinq sous-périodes étudiées.....	150
ANNEXE 2 : Tests de la trace de Johansen (1988, 1991).....	160
ANNEXE 3 : Représentations graphiques et statistiques des réseaux pour les cinq sous-périodes	186
ANNEXE 4 : Statistiques descriptives des rendements hebdomadaires des D-Sibs canadiennes et des pays PIIGS	206

1. INTRODUCTION

Le système financier international a été paralysé en 2009 par l'une des plus violentes crises financières de son histoire. La défaillance de *Lehman Brothers* a contaminé plusieurs institutions financières, puisqu'elles avaient une forte exposition à la banque d'investissement. Peu d'experts s'étaient doutés du cataclysme qu'a causé cette faillite puisqu'à l'époque, elle n'était pas considérée comme une entité *Too-Big-To-Fail*. Ce paradigme implique que la faillite d'une grande institution financière entraînerait une cascade systémique désastreuse neutralisant le système financier. Pourtant, la faillite de *Lehman Brothers* a été l'événement clé qui a provoqué un rassemblement d'urgence des Gouverneurs des banques centrales des pays du G20 en avril 2009. Le but était de créer un comité international, le *Financial Stability Board* (FSB), dont le mandat principal consiste à mettre à exécution la surveillance macroprudentielle du système financier et à recommander des mesures adéquates visant la protection de l'économie mondiale contre d'éventuelles crises. Suite à la crise de 2008-2009, Markose *et al.* (2012) affirment que les institutions sont *Too-Interconnected-To-Fail* plutôt que *Too-Big-To-Fail*. C'est en modélisant l'exposition de chacune des entités constituant le système de prêts interbancaires, à l'aide de la théorie des réseaux, qu'ils établissent quelles sont les banques les plus systématiquement importantes en observant, entre autres, la connectivité de chacune au sein du réseau. Or, depuis la crise de la dette souveraine européenne, Engle *et al.* (2014) rétorquent que ces institutions sont *Too-Big-To-Be-Saved*, ce qui implique que leur sauvetage financier est trop dispendieux pour l'État. Les pays les plus risqués systématiquement en Europe sont la France, la Grande-Bretagne et l'Allemagne, puisque la recapitalisation de leur système bancaire représente respectivement 14,1%, 13,1% et 5,7% de leur PIB.

Suite à la crise des *subprimes*, la santé financière précaire de la Grèce a rapidement fait les manchettes internationales, puisque sa dette publique représentait

120% de son PIB en 2010¹. Afin de limiter l'effet de contagion, le *troika* européen, formé du Fonds Monétaire International (FMI), de la Commission Européenne et de la Banque Centrale Européenne (BCE), s'est empressé d'octroyer un prêt de 110 milliards € à la Grèce visant à stabiliser son économie et à rétablir la confiance des marchés financiers face à l'incertitude de la conjoncture économique du pays². Cette opération était nécessaire en raison de la forte exposition qu'avaient (et ont toujours) les secteurs bancaires français et allemands face à la Grèce. Malgré le sauvetage, les autorités financières ont craint que la crise puisse aussi affecter d'autres nations fortement endettées de la zone euro telles que le Portugal, l'Irlande, l'Italie et l'Espagne. En effet, aucun de ces pays n'a été épargné, puisque certaines banques ont soit fait faillite, été acquises par d'autres joueurs ou ont bénéficié d'un sauvetage orchestré par l'État.

Le système bancaire canadien est un marché fort intéressant à analyser puisqu'il a prouvé sa robustesse face à la crise des *subprimes*. En novembre 2010, le Canada était le seul pays du G7 à rétablir les niveaux d'emploi et d'activité économiques de pré-crise. De plus, le PIB réel canadien a enregistré une diminution cumulative de 3,4%, comparativement à plus de 4% pour les États-Unis, 5% dans la zone euro et 8% au Japon. La résilience du système bancaire canadien repose sur une réglementation bancaire conservatrice, administrée par le Bureau du surintendant des institutions financières du Canada (BSIF), plus sévère que celle exigée par la Banque de Règlements Internationaux (BRI), une faible dépendance au financement de gros ainsi qu'une faible proportion d'actifs pondérés au risque, définis par les accords de Bâle II (Carney, 2010). Toutefois, l'Organisation de Coopération et de Développement Économiques (OCDE) rétorque que le taux d'emploi des travailleurs canadiens était de 65% en date du premier trimestre de 2016, soit 2% en deçà du niveau pré-crise³. L'OCDE suggère que la diminution du prix

¹ EUROPEAN PARLIAMENT, 2010, « How to deal with sovereign default in Europe: Towards Euro(pean) Monetary Funds ». www.europarl.europa.eu/document/activities/cont/201003/20100309ATT70196/20100309ATT70196EN.pdf

² INTERNATIONAL MONETARY FUNDS, 2010, « Europe and IMF Agree on € 110 Billion Financing Plan with Greece ». <http://www.imf.org/external/pubs/ft/survey/so/2010/car050210a.htm>

³ ORGANISATION DE COOPÉRATION ET DE DÉVELOPPEMENT ÉCONOMIQUES, 2016, « La situation du Canada – Perspectives de l'emploi 2016 », <https://www.oecd.org/fr/canada/Employment-Outlook-CANADA-FR.pdf>

des matières premières, au milieu de 2014, a contribué au ralentissement de la reprise du marché de l'emploi.

L'objectif principal de ce mémoire est d'évaluer l'impact de la crise de la dette souveraine européenne sur les titres boursiers des banques d'importance systémique intérieure (D-Sibs) canadiennes et celles provenant des pays européens lourdement touchés par la crise de la dette souveraine grecque, soit le Portugal, l'Irlande, l'Italie, la Grèce et l'Espagne (PIIGS). Nous allons déterminer s'il y a eu un effet de contagion transfrontalier entre ces banques et si les investisseurs détenant les titres boursiers de ces firmes ont adopté un comportement gréginaire. Les D-Sibs sont des institutions dont la faillite bouleverserait la stabilité financière de l'économie nationale. Puisque la crise de la dette souveraine découle de la crise financière de 2008-2009, nous allons concentrer notre analyse sur une période de 14 ans englobant la période pré-crise des *subprimes* jusqu'au défaut d'un paiement de 1,6 milliards € de la Grèce concernant un prêt octroyé par le FMI en juin 2015⁴.

Ce mémoire est divisé comme suit. La section 2 est consacrée à la présentation de l'objectif principal de recherche et aux sous-objectifs. La section 3 présente la revue de la littérature sur le risque systémique et l'effet de contagion sur les marchés boursiers ainsi que l'impact du comportement moutonnier des investisseurs, en temps de crise, sur les marchés boursiers. La section 4 correspond au cadre théorique et les hypothèses de recherche. La section 5 est dédiée à la méthodologie et les données utilisées pour réaliser cette recherche. La section 6 présente les contributions que ce mémoire apporte à la littérature. La section 7 présente l'analyse des résultats et la section 8 conclut.

2. OBJECTIFS DE RECHERCHE

Bien que la majorité des articles publiés concernant la contagion et le comportement gréginaire sur les marchés boursiers au niveau international se concentrent sur les différents indices globaux, il serait intéressant de focaliser cette recherche sur

⁴BATOROS, Elena et Raf CASERT, 30 juin 2015, « Greece fails to IMF payment as bailout expires ». <http://www.ctvnews.ca/business/greece-fails-to-make-imf-payment-as-bailout-expires-1.2446852>

l'impact de la crise financière de 2008 et 2009 ainsi que la crise de la dette souveraine européenne sur les institutions financières dans un contexte canadien, puisque peu d'études incluent des données canadiennes dans leur échantillon.

L'objectif global de cette recherche est de déterminer l'impact de la crise européenne sur les prix hebdomadaires des titres des six banques canadiennes systématiquement importantes au niveau domestique (i.e. les *D-Sibs*), soit *Toronto Dominion Bank of Canada, National Bank of Canada, Royal Bank of Canada, Canadian Imperial Bank of Commerce, Bank of Nova Scotia et Bank of Montreal*⁵, ainsi que les *D-Sibs* en provenance des pays PIIGS sur une période de 14 ans englobant la crise des *subprimes* ainsi que la crise européenne. Ces cinq nations sont celles qui ont été les plus touchées par la crise européenne, en raison de leur important déficit budgétaire et de leur endettement colossal. De ce fait, déceler un effet de contagion transfrontalier entre les *D-Sibs* et/ou un comportement gréginaire des investisseurs sur les marchés constituent les deux types d'impacts étudiés pour répondre à l'objectif global.

Les deux premiers sous-objectifs correspondent à la détection d'un effet de contagion transfrontalier entre les *D-Sibs* canadiennes et européennes. C'est en ayant recours à la théorie des réseaux que l'on sera en mesure d'analyser la structure et les différentes interactions entre les acteurs. Le type de relation étudiée, dans ce contexte-ci, fait référence à la présence de cointégration entre les prix hebdomadaires des titres de deux entités. De ce fait, un lien entre deux nœuds indique que les deux banques sont cointégrées.

Le premier sous-objectif consiste à déterminer si les banques canadiennes étaient déjà vulnérables face aux institutions européennes lors de la crise des *subprimes* entre 2008 et 2009 en construisant sept différents réseaux. Le premier réseau présente tous les liens de cointégrations entre les *D-Sibs* canadiennes et européennes. Les six autres réseaux mettent en scène une seule entité canadienne parmi les autres acteurs des pays

⁵ Bureau du surintendant des institutions financières, 2014, « Normes des fonds propres : Chapitre 1 – vue d'ensemble », http://www.osfi-bsif.gc.ca/fra/fi-if/gdn-ort/gl-ls/Pages/CAR_chpt1.aspx

PIIGS. Nous pourrons donc suivre l'évolution des co-mouvements du prix des actions des banques canadiennes et européennes lors des sous-périodes étudiées.

Le second sous-objectif repose sur la compréhension et l'identification des entités européennes qui ont contribué à transmettre la contagion auprès du secteur financier canadien. Spécifiquement, il s'agit de déterminer si la propagation du choc est imputable à un effet de « clique » européenne ou plutôt à l'individualité de chaque entité connectée à une banque canadienne.

Le troisième objectif correspond à déceler la présence d'un comportement grégaire auprès des investisseurs en temps de crise au sein des D-Sibs canadiennes et des pays PIIGS.

3. REVUE DE LITTÉRATURE

3.1 Définir le risque systémique et le risque de contagion au sein du système bancaire

Suite à la crise financière en 2008, la compréhension et la règlementation du risque systémique sont rapidement devenues prioritaires pour l'ensemble des autorités gouvernementales et monétaires, et ce, dans le but de protéger nos économies dans l'éventualité que ces événements se reproduisent. D'abord, le risque systémique a une perspective macroéconomique, puisque cela englobe l'ensemble du système financier. De façon générale, Tasharev *et al.* (2009) énoncent qu'« un événement systémique se définit par la réalisation de pertes cumulatives importantes qui ont une faible probabilité d'être encourues, soient des pertes dépassant un certain seuil⁶. » Un exemple classique d'événement systémique est un *bank run*, où les déposants perdent confiance envers leur institution financière et ont pour réflexe de retirer les fonds de leur compte bancaire en raison d'un vent de panique. La banque en question est désormais dans l'impossibilité de satisfaire tous ces retraits hâtifs et risque d'être en faillite. Étant donné que cette dernière

⁶ Traduction libre de TASHAREV, Nikola, Claudio BORIO et Kostas TSATSARONIS, 2009, « The systemic importance of financial institutions ». *BIS Quarterly Review*, September 2009, 75-87

est liée à d'autres institutions grâce aux prêts interbancaires, sa défaillance peut aussi mettre en péril la situation financière de ses contreparties, et ainsi déclencher un effet domino au sein du système bancaire. D'ailleurs, lors de l'été 2015, c'est ce que le gouvernement grec a tenté d'éviter en limitant le montant de retrait disponible aux citoyens. De ce fait, cela illustre la définition du risque systémique selon la BRI comme étant le risque qu'une institution financière soit dans l'impossibilité de respecter ses obligations financières envers une ou plusieurs contreparties, qui à leur tour peuvent se retrouver en situation de défaut en raison de leur exposition. Ainsi, cela peut mener à une réaction en chaîne dont les conséquences financières peuvent être désastreuses et pouvant paralyser le système financier

Schwarcz (2008) allègue qu'« un événement déclencheur, tels un choc économique ou la défaillance d'une institution, a pour effet de créer une chaîne d'importantes conséquences économiques, s'apparentant à un effet domino. Ces conséquences peuvent inclure une réaction en chaîne de faillites d'institutions financières et/ou la défaillance des marchés financiers. De façon moins dramatique, ces conséquences peuvent inclure une chaîne de pertes significatives pour une institution financière ou une hausse de la volatilité des prix sur les marchés. Dans les deux cas, ces conséquences ont un réel impact sur les institutions financières et/ou sur les marchés⁷. »

Bien que ces définitions fassent référence aux prêts interbancaires entre les institutions financières, Schwarcz (2008) mentionne qu'un choc systémique peut prendre naissance au sein du marché des capitaux, puisque la désintermédiation a permis aux entreprises de se financer directement sur les marchés et ce, sans l'intermédiaire d'une banque. Dépendamment de l'ampleur de cette turbulence, cela peut provoquer la paralysie du système financier grâce aux liens entre les marchés des capitaux. D'ailleurs, l'auteur cite l'exemple de la faillite du *hedge funds* LCTM pour illustrer son propos. Une des stratégies de couverture du fonds reposait sur des produits dérivés dont des obligations étaient sous-jacentes. Suite au défaut du gouvernement russe sur ses

⁷ Traduction libre de SCHWARCZ, Steven L., 2008, «Systemic Risk», *The Georgetown Law Journal*, Vol. 97, no°193, 193-249

obligations souveraines, cela a créé une onde de choc au sein du marché obligataire menant à une évaluation biaisée de ces actifs en raison de l'irrationalité du marché. Ainsi, LTCM a perdu des centaines de millions de dollars US et s'est retrouvé pratiquement en situation de défaut. En raison de ses liens formés grâce aux produits dérivés avec d'autres institutions, la turbulence a rapidement transparu au sein des marchés des capitaux et elle s'est propagée sur les différents marchés financiers, grâce aux liens y régnant entre eux. La Réserve Fédérale américaine s'est vue dans l'obligation de secourir le fonds de couverture pour y limiter les dégâts, et ce, en réglant l'énorme dette de LTCM.

Krause et Giansante (2012) différencient le risque de contagion du risque systémique qui se définit comme étant un choc exogène affectant, simultanément, plusieurs entités menant à leur faillite, en créant un effet domino. Or, le risque de contagion est déterminé par un choc menant au défaut d'une institution financière, où ses liens économiques conduisent à la défaillance d'au moins une autre entité

3.1.1 Des banques systématiquement importantes

De ce fait, la BRI liste les institutions financières qui sont considérées comme étant des banques systématiquement importantes au niveau mondial, soit les *G-Sibs*. Selon plusieurs critères tels que la taille, l'interconnectivité, la complexité, la substituabilité ainsi que les activités financières transfrontalières^{8,9}, la BRI pointe les institutions risquées d'un point de vue systémique. Identifier les G-Sibs permet de bien cerner sa complexité et son ampleur, et ce, dans le but d'établir une réglementation adéquate pour se protéger d'éventuelles turbulences. De façon générale, une banque est jugée comme étant systématiquement importante selon la gravité des conséquences sur le système financier que causerait sa défaillance. La méthodologie de la BRI pour identifier ces institutions financières accorde un poids égal aux cinq indicateurs décrits plus en détail

⁸ Basel Committee on Banking Supervision, 2011, « Global systemically important banks: updated assessment methodology and the higher loss absorbency requirement ». *Bank for International Settlements*, 1-32

⁹ Basel Committee on Banking Supervision, 2013, « Global systemically important banks: updated assessment methodology and the higher loss absorbency requirement ». *Bank for International Settlements*, 1-23

ci-après. Selon les différentes caractéristiques des banques, le Comité y accorde un pointage quelconque de sorte que les entités détenant les scores les plus élevés sont identifiées comme étant des banques systémiquement importantes.

D'abord, la taille de l'institution est un critère essentiel pour déterminer le risque systémique qui y est attaché. Plus la taille de l'institution est grande, plus les conséquences liées à sa faillite causeraient d'importantes perturbations au sein du système financier. Cela traduit d'ailleurs le paradigme « too-big-to-fail. » En fait, cela peut même mener à la propagation de ce choc en raison de l'importante perte transmise à ses contreparties. Le Comité de Bâle (2013) ajoute que cela risque de nuire à la confiance envers le système financier dans son ensemble. L'étendue de la perte est imputable à la taille des expositions au bilan et hors bilan, le volume de transactions effectuées ainsi que le volume d'actifs gérés par l'entité¹⁰. De plus, le Conseil de Stabilité Financière, *Financial Stability Board*, soulève qu'il ne faut pas négliger les entités de petite taille, puisque celles-ci peuvent former des regroupements, soit des *clusters*, au sein du réseau. Advenant le cas où elles sont atteintes par un choc exogène, elles peuvent déclarer faillite quasi au même moment.

L'interconnectivité d'une institution est déterminée selon ses activités du bilan et hors bilan concernant ses actifs et ses passifs. Plus précisément, ce facteur fait référence, entre autres, aux prêts interbancaires octroyés et contractés, à la syndication de prêts, aux produits dérivés réunissant deux parties. Un lien entre deux entités au sein du réseau est illustré par le volume de l'actif joignant les deux contreparties. Ainsi la défaillance d'une entité détenant un grand nombre de liens « forts » a une plus grande capacité à propager son choc auprès de ses créanciers, ses clients et/ou ses contreparties. De plus, l'ampleur des pertes transmises dépend de la valeur des expositions que l'entité détient. Ce facteur fait appel au paradigme « too-interconnected-to-fail. »

¹⁰ Financial Stability Board Consultative document, April 2009, « Report to G20 Finance Ministers and Governors: Guidance to Assess the Systemic Importance of Financial Institutions, Markets and Instruments: Initial Considerations ». *Bank for International Settlements, International Monetary Funds, Financial Stability Board*, 1-30

La complexité d'une institution financière fait référence à sa complexité structurelle et opérationnelle ainsi qu'à l'entreprise en général. La relation entre la complexité d'une banque ainsi que le temps et les coûts requis pour réparer les dommages à l'interne causés par sa faillite est positive. Les trois caractéristiques observées pour évaluer cet indicateur sont le montant notionnel lié aux produits dérivés transigés de gré à gré, les actifs de niveau 3¹¹ et les titres disponibles à la vente. Les titres adossés à des créances hypothécaires (*mortgage-backed securities*) sont un exemple typique d'actifs de niveau 3.

Une institution dont il est difficile, voire quasi impossible, de remplacer advenant sa faillite est une menace systémique sur la stabilité financière. Effectivement, sa « rareté » se détermine selon le type de services particuliers offerts à ses clients et/ou à ses créanciers. Par exemple, une institution offrant des services financiers aux entités systémiquement importantes, telle que l'approbation de paiement et/ou le règlement de transactions, est difficilement substituable puisque peu d'entités ont sa capacité pour assumer de telles responsabilités. Que les services particuliers soient offerts à un grand nombre de clients et/ou à une/des banque(s) systémiquement importante(s), cela contribue à hausser le pointage accordé à cet indicateur. Notons aussi qu'un regroupement d'institutions offrant des services spécialisés est aussi considéré comme étant difficilement substituable.

Les activités multi-juridictionnelles d'une entité, dépendamment de leur ampleur, ont un impact sur la stabilité financière au niveau international. Deux critères sont à considérer pour évaluer cet indicateur, soient les réclamations et les dettes à travers de multiples jurisdictions. La présence d'une institution, caractérisée par l'envergure de ses activités financières, dans une région ou un pays autre que la sienne, peut créer une onde de choc au niveau international advenant sa défaillance.

La figure 1 résume les cinq indicateurs et les critères évalués pour déterminer le risque systémique d'une institution financière selon la BRI.

¹¹ Les actifs de niveau 3 font appel à des actifs non-liquides dont l'évaluation de la valeur marchande se base sur des estimations ou une valeur pondérée par rapport au risque.

Indicator-based measurement approach

Table 1

Category (and weighting)	Individual indicator	Indicator weighting
Cross-jurisdictional activity (20%)	Cross-jurisdictional claims	10%
	Cross-jurisdictional liabilities	10%
Size (20%)	Total exposures as defined for use in the Basel III leverage ratio	20%
Interconnectedness (20%)	Intra-financial system assets	6.67%
	Intra-financial system liabilities	6.67%
	Securities outstanding	6.67%
Substitutability/financial institution infrastructure (20%)	Assets under custody	6.67%
	Payments activity	6.67%
	Underwritten transactions in debt and equity markets	6.67%
Complexity (20%)	Notional amount of over-the-counter (OTC) derivatives	6.67%
	Level 3 assets	6.67%
	Trading and available-for-sale securities	6.67%

Figure 1 : Les cinq indicateurs pour évaluant les banques systématiquement importantes selon les différents critères.

Source: Basel Committee on Banking Supervision, 2013, « Global systemically important banks: updated assessment methodology and the higher loss absorbency requirement ». Bank for International Settlements, 1-23

Parmi les 30 banques listées comme étant des *G-Sibs* par la BRI en 2014, huit institutions sont européennes, dont trois proviennent de pays ayant été lourdement affectés par la crise euro tel que le Portugal, l'Irlande, l'Italie, la Grèce et l'Espagne. La BRI identifie ces trois institutions comme étant *Santander Bank* (Espagne), *Unicredit Group* (Italie), *Banco Bilbao Vizcaya Argenteria (BBVA)*¹² (Espagne). Aucune banque canadienne ne figure sur la liste. Or, le BSIF cible six banques canadiennes comme étant systématiquement importantes au niveau domestique (i.e. : les *D-Sibs*): *Toronto Dominion Bank of Canada*, *National Bank of Canada*, *Royal Bank of Canada*, *Canadian Imperial Bank of Commerce*, *Bank of Nova Scotia* et *Bank of Montreal*¹³.

¹² Financial Stability Board: 2014 update of list of global systemically important banks (G-Sibs), http://www.financialstabilityboard.org/wp-content/uploads/r_141106b.pdf (en date du 11 avril 2016)

¹³ Bureau du surintendant des institutions financières, 2014, Normes des fonds propres : Chapitre 1 – vue d'ensemble, http://www.osfi-bsif.gc.ca/fra/fi-if/rg-ro/gdn-ort/gl-ld/Pages/CAR_chpt1.aspx

Suite à l'identification des banques systématiquement importantes selon la méthodologie proposée par la BRI, Brownlees et Engle (2015) suggèrent une mesure de risque systémique, *SRISK*, qui détermine la perte attendue d'une institution financière conditionnelle à un événement systémique¹⁴. Cet outil permet de déterminer le capital nécessaire à injecter au sein d'une firme suite à une importante turbulence, et ce, dans le but de rétablir un capital minimal pour subvenir à ses obligations. Les auteurs expliquent que la somme des mesures *SRISK*, propres à chaque entité du système financier, peut être interprétée comme étant le capital nécessaire du *bailout* devant être orchestré par les gouvernements concernés. Contrairement à la méthodologie de la BRI, Brownlees et Engle (2015) se basent sur le bilan de l'entreprise ainsi qu'aux données du marché pour déterminer l'importance systémique des institutions financières. En effet, leur mesure est une fonction de la taille de l'entreprise, son effet de levier ainsi que sa capitalisation boursière. En fait, une firme caractérisée par une mesure *SRISK* élevée indique que sa sous-capitalisation contribue largement à la sous-capitalisation du système financier. Autrement dit, elle est d'une grande importance systémique.

Engle *et al.* (2014) reprennent l'étude de Brownless et Engle (2015) en calculant la mesure *SRISK* auprès de banques européennes dans le cas où surviendrait un choc mondial caractérisé par une diminution de 40% du rendement du marché mondial mesurée par l'indice *MSCI World*. Le tableau 1 présente les 10 institutions ayant un *SRISK* (en pourcentage de leur PIB national) le plus élevé. Engle *et al.* (2014) révèlent que certaines banques sont « *too-big-to-be-saved* ». Ce paradigme implique que les coûts liés au sauvetage d'une de ces banques sont trop élevés pour les contribuables et donc, l'orchestration d'un *bailout* n'est pas suffisante. En date du 30 août 2012, Engle *et al.* (2014) ont calculé un ratio *SRISK/PIB_{nominal}* afin d'identifier les entités pour lesquelles le secours est jugé comme étant trop dispendieux, soit lorsque leur mesure *SRISK* représente plus de 5% du PIB nominal où réside l'institution. En ordre décroissant, ces institutions financières sont : ING Group (Pays-Bas), UBS (Suisse), Crédit Suisse

¹⁴ Dans le cadre de ces deux études, un événement systémique se qualifie comme étant une diminution drastique de 40% du rendement du marché. Cela correspond au pire semestre de la dernière décennie.

(Suisse), Danske Bank (Danemark) et Nordea Bank (Suède). Nous pouvons remarquer que ces cinq institutions sont localisées dans de plus petits pays européens¹⁵. La défaillance d'une de ces institutions paralyserait le système financier au niveau local. Le tableau 1 révèle aussi que dans l'éventualité où deux entités en provenance du même pays, telles que le Crédit Suisse et UBS, soient largement affectées par une turbulence, il est fort probable que l'État ne soit pas en mesure de les secourir, puisque les coûts nécessaires à leur sauvetage représentent 15,7% du PIB suisse et plus de 120% de leur capitalisation boursière. Dans le même ordre d'idées, les trois nations dont le risque systémique domestique par rapport à leur taille est le plus élevé sont la France, la Grande-Bretagne et la Suisse. En effet, dans l'éventualité où les quatre *D-SIFIs* françaises soient en difficulté, soient le Crédit Agricole, BNP Paribas, Société Générale et BPCE, leur sauvetage représenterait 14% du PIB de la France. Le *bailout* des quatre *D-SIFIs* de la Grande-Bretagne, soient Barclays, Royal Bank of Scotland, Lloyd Banking et HSBC, représenterait 13% du PIB du pays.

Tableau 1 : Ordre décroissant des D-SIFIS classées selon leur mesure SRISK (% PIB) au 30 août 2012 dans l'éventualité d'une diminution du rendement de l'indice MSCI World

Institution financière	Pays	SRISK (% PIB)	SRISK (G €)	SRISK (% Capitalisation boursière)
ING Group	Pays-Bas	9,3	55,5	238,2
UBS	Suisse	8,8	42,9	125,8
Crédit Suisse	Suisse	6,9	33,6	165,5
Danske Bank	Danemark	6,6	15,9	123,3
Nordea Bank	Suède	5,1	20,7	69,7
Barclays	UK	4,9	92,5	326,9
Crédit Agricole Group	France	4,7	93,7	427,9
Royal Bank of Scotland	UK	4,4	82,9	471,0
Deutsche Bank	Allemagne	4,1	106,4	407,7
BNP Paribas	France	4,0	81,1	187,3

Source : ENGLE, Robert F., Eric JONDEAU et Michael ROCKINGER, 2014, « Systemic Risk in Europe ». *New York University et University of Lausanne*, Working Paper, 1-55

¹⁵ La taille du pays est déterminée selon son PIB nominal.

En classant en ordre décroissant les mesures *SRISK* des différentes institutions financières, Engle *et al.* (2014) identifient les entités les plus risquées dans le cas où celles-ci sont confrontées à un choc mondial ou européen, soit une baisse de 40% du *MSCI World* ou *MSCI Europe*. Le tableau 2 présente le classement. D'abord, on remarque que l'impact d'un choc européen est un peu plus intense qu'une turbulence mondiale, pour chacune des cinq institutions. D'ailleurs, les cinq entités identifiées font aussi partie de la liste des *G-SIBs* de la BRI. Engle *et al.* (2014) affirment qu'au 30 août 2012, l'exposition totale de l'Europe à un choc mondial, illustrée par la somme des mesures *SRISK* des 196 institutions, est de 1 219 milliards €. Ainsi, nous remarquons que les cinq banques contribuent à 37,5% de cette exposition. Même si ces entités figurent aussi sur le palmarès des *D-SIBs* du tableau 1, leur impact sur l'économie locale est non-négligeable, puisque le ratio *SRISK/PIB_{nominal}* moyen est de 4,4%. La capitalisation des quatre banques les plus menaçantes soit la Deutsche Bank, Barclays, Crédit Agricole et Royal Bank of Scotland, représente 3,7% du PIB européen, dans le cas où une turbulence mondiale survient.

De façon générale, l'étude d'Engle *et al.* (2014) démontre que les trois nations les plus risquées systématiquement sont, en ordre décroissant, la France, la Grande-Bretagne et l'Allemagne dont les mesures *SRISK* sont respectivement de 333,4 G €, 308,2 G € et 172,3 G €. Remarquons que 52% de l'exposition du système financier européen est imputable à ces trois pays.

Tableau 2 : Ordre décroissant des G-SIFIS classées selon leur mesure SRISK (bln €) au 30 août 2012 dans l'éventualité d'un choc mondial ou européen

Institution financière	Pays	<i>SRISK</i> (G €)	
		Choc mondial	Choc européen
Deutsche Bank	Allemagne	106,4	108,2
Crédit Agricole Group	France	93,7	95
Barclays	UK	92,5	94,2
Royal Bank of Scotland	UK	82,9	83,9
BNP Paribas	France	81,1	84,9

Source : ENGLE, Robert F., Eric JONDEAU et Michael ROCKINGER, 2014, « Systemic Risk in Europe ». *New York University et University of Lausanne*, Working Paper, 1-55

3.1.2 Identification des banques transmettant la contagion sur les marchés boursiers

Poirson et Schmittmann (2013) identifient les banques les plus susceptibles de transmettre la contagion sur les marchés boursiers lors de la crise des *subprimes* et la crise de la dette souveraine européenne. Ils ont modélisé les rendements boursiers des dix plus grandes institutions financières internationales, d'un point de vue des actifs, à l'aide d'une régression des moindres carrés ordinaires (MCO), et ce, dans le but de suivre l'évolution des liens financiers entre les entités :

$$R_{it} = \alpha_{it} + \beta_{it}^g f_t^g + \beta_{it}^c f_t^c + \beta_{it}^j R_{jt} + \varepsilon_{it}, j \neq i \quad (1)$$

Où R_{it} est le rendement de la banque i , f_t^g est le rendement de l'indice *MSCI World*, f_t^c est le rendement de l'indice *MSCI* du pays d'origine de la banque i , β_{it}^g est la sensibilité du rendement de la banque i au marché mondial, β_{it}^c est la sensibilité du rendement de la banque i au marché national, β_{it}^j est le rendement de la banque i au marché national, R_{jt} est le rendement de la banque j transmettant le choc et β_{it}^j du rendement de la banque « i » au rendement de la banque émettrice de la contagion.

Les auteurs ajoutent que la significativité du coefficient β_{it}^j n'indique pas nécessairement un lien de causalité entre les deux banques étudiées mais implique plutôt une synchronisation de leurs rendements. Leur analyse se concentre principalement sur les banques allemandes, françaises, britanniques et américaines. D'abord, les rendements boursiers des entités allemandes étudiées, telles que *Deutsche Bank*, *Commerzbank*, *HVB (HypoVereinsbank)*, *Allianz* et *Hypo Real Estate*, sont fortement synchronisés entre eux et aussi avec ceux des banques françaises et britanniques. L'effet de contagion est moins prononcé au sein des banques néerlandaises, belges et suisses. De plus, les auteurs notent que la *Deutsche Bank* et *BNP Paribas* forment un *cluster*¹⁶ depuis la crise des *subprimes* et la période post-crise. Aux mêmes moments, un second regroupement composé d'institutions allemandes et britanniques a eu lieu, mettant en scène la *Commerzbank*, *Barclay's* et *Royal Bank of Scotland*. Le troisième *cluster* inclut une banque française et

¹⁶ Poirson et Schmittmann (2013) décèlent la présence d'un *cluster* entre deux banques lorsqu'il existe un lien financier dans les deux sens.

deux entités britanniques telles que la *Société Générale*, *Barclay's* et *Royal Bank of Scotland*.

En ce qui concerne les banques provenant des pays PIIGS, les auteurs ne décèlent aucune relation significative entre ces dernières et les entités allemandes. Cependant, leur échantillon ne comprend pas d'entités grecques et irlandaises, puisqu'aucune institution ne figure dans la liste des plus grandes banques d'un point de vue des actifs. Les seules banques du PIIGS étudiées sont *Unicredit* (Italie), *Intesa San Paolo* (Italie), *Banca Monte dei Paschi di Siena* (Italie), *Banco Bilbao Vizcaya Argenteria* (Espagne), *Banco Santander* (Espagne), *Banco Commercial Portugues* (Portugal). Or, dans le cas des institutions françaises, les rendements de celles-ci sont synchronisés avec ceux des banques italiennes et espagnoles.

L'analyse de Poirson et Schmittmann (2013) révèle aussi que l'effet de contagion au sein du secteur bancaire, lors de la crise européenne, semble se limiter à ses frontières. Seuls les rendements des institutions britanniques, soient *Barclay's* et *HSBC*, sont synchronisés avec des entités américaines (*Axa*, *Bear Sterns*, *Wachovia Corporation*, *Lehman Brothers*, *Fannie Mae*, *Freddie Mac*), brésiliennes (*Banco Bradesco*) et chinoises (*Industrial & Commercial Bank of China*) lors de la pré-crise de la dette européenne. Au niveau de la période post-crise, les auteurs décèlent seulement des comouvements entre les rendements des entités britanniques et américaines.

Yilmaz (2011) procède à une méthodologie différente pour identifier les institutions financières les plus susceptibles de propager la contagion au sein des autres entités européennes entre le 1^{er} janvier 2004 et le 16 septembre 2011. L'auteur crée un indice de connectivité entre les institutions dans le but de mesurer le niveau de risque systémique au sein du secteur bancaire de la région. À partir d'une série temporelle composée uniquement du prix quotidien des actions étudiées, il effectue une décomposition de leur variance, obtenue à partir d'un modèle VAR, *vector autoregression*. Cela lui permet d'évaluer la portée qu'un choc puisse provoquer au sein des autres joueurs du secteur. L'échelle de l'indice varie entre 0% et 100%. La valeur exprime la proportion du choc expliquant la variance des quatorze institutions de

l'échantillon, provenant de la zone Euro. Yilmaz (2011) calcule un indice de connectivité pour chacune des fenêtres mobiles de 100 jours composant son échantillon. De plus, le calcul de la différence nette entre l'indice de connectivité entre les banques permet d'identifier les entités émettrices (différence positive) et réceptrices (différence négative) de chocs sur les marchés boursiers.

Ainsi en 2011, selon Yilmaz (2011), les institutions françaises et espagnoles, telles que *BNP Paribas*, *Crédit Agricole*, *Société Générale*, *Banco Santander* et *BBVA*, sont les plus susceptibles de transmettre un choc sur les marchés, tandis que les entités belges, allemandes, néerlandaises et suisses, telles que *KBC Bank*, *Dexia*, *Commerzbank*, *Deutsche Bank*, *ING Bank*, *UBS* et *Crédit Suisse*, agissent plutôt comme réceptrices de turbulences. Dans le cas des deux entités suisses, leurs indices de connectivité sont respectivement de 25% et 62%, soient les valeurs les plus élevées du secteur bancaire analysé. Leur forte capacité à transmettre la contagion est imputable à leur importante exposition à la dette grecque, espagnole, italienne ainsi que plusieurs pays périphériques européens. En ce qui concerne *Intesa San Paolo*, une entité italienne, celle-ci est plutôt ambivalente, puisque son indice de connectivité est négatif jusqu'en mai 2010. Après cette date charnière, elle est plus susceptible de propager la contagion. L'auteur conclut que c'est principalement en raison de la difficulté éprouvée par les dirigeants de l'Union Européenne à élaborer une solution viable pour sauver la situation précaire de la Grèce. Dans le cas de l'institution *UniCrédit*, son indice est en plein déclin, traduisant sa vulnérabilité face aux chocs sur les marchés, mais à partir de la fin du mois d'août 2010, son indice hausse de 10%. Au courant de cette période, Yilmaz (2011) explique que la Banque Centrale Européenne (BCE) a acheté les obligations italiennes et espagnoles en échange d'importantes réformes fiscales. La conséquence directe de cette action est que *BNP Paribas*, *BBVA*, *Banco Santander*, *la Société Générale* ainsi que *KBC Bank* sont rapidement devenus des entités susceptibles aux chocs, puisque leur indice de connectivité a diminué significativement. Finalement, la décision des gouvernements français, belges, espagnols et italiens d'interdire la vente à découvert de titres financiers sur les marchés boursiers, en août 2011, a permis de stabiliser l'indice de connectivité des entités provenant de ces pays à un bas niveau.

3.1.3 Caractéristiques propres aux institutions financières favorisant leur exposition au risque systémique sur les marchés boursiers

Les activités transfrontalières

Poirson et Schmittmann (2013) confirment les propos des rapports de la BRI en observant une relation positive et significative entre les activités multi-juridictionnelles d'une entité et son exposition au risque systémique, observé sur les marchés boursiers. Dans le cadre de leur étude, les opérations transfrontalières d'une institution sont déterminées par la proportion de ses actifs et de ses revenus étrangers, alors que la vulnérabilité systémique d'une banque est déterminée par la sensibilité de son action par rapport au marché global, soit l'indice *MSCI World* ou au marché régional, l'indice *MSCI* propre au pays étudié. Plus précisément, une institution haussant la proportion de ses actifs internationaux de 10% augmente son exposition au risque systémique de 0,1% advenant le cas d'un choc mondial. Cette conclusion abonde dans le même sens que les propos de Brooks et Del Negro (2006) qui allèguent qu'une firme déployant ses opérations au niveau international est davantage vulnérable aux chocs mondiaux sur les marchés boursiers. Effectivement, les comouvements entre les actions de firmes internationales sont davantage prononcés que les comouvements entre les actions d'entreprises nationales. Notons que l'étude de Brooks et Del Negro (2006) définissent aussi les activités transfrontalières comme étant les ventes enregistrées par la firme à l'étranger et/ou par les actifs détenus à l'étranger par la firme. Les auteurs suggèrent qu'une entreprise haussant ses ventes à l'international de 10% augmente son exposition aux chocs mondiaux sur les marchés boursiers de 2%.

La taille

Poirson et Schmittmann (2013) affirment que la relation entre le risque systémique et la taille d'une entité est significative et positive. En effet, en 2011, lors de la crise européenne, ils notent que les investisseurs perçoivent les entités de grande taille comme étant davantage vulnérables aux chocs mondiaux et régionaux, puisque les rendements boursiers de celles-ci ont été lourdement atteints lors de cette période.

La profitabilité et le niveau de compétitivité

Guillaumont-Jeanneney et Kpodar (2006) expliquent que la libéralisation des marchés a largement contribué à ce que les banques contractent davantage d'actifs plus risqués pour être plus compétitives. L'abolition de certaines restrictions réglementaires a nettement contribué à la hausse du nombre d'institutions financières, menant à l'intensification du niveau de compétitivité de ce secteur. En effet, les clients ont l'embaras du choix pour sélectionner l'institution avec qui ils désirent faire affaire. La durée des relations bancaires a diminué, puisque les clients n'hésitent pas à changer d'institution lorsqu'un compétiteur détient une meilleure offre. Afin de se distinguer des autres concurrents, les banques haussent leur taux créditeur, et ce dans le principal objectif d'attirer et/ou de préserver leurs déposants ainsi que leurs épargnants. Or, pour contrebalancer cette diminution de marges, contracter des actifs plus risqués s'avère être une solution envisageable, mais ces nouvelles acquisitions les incitent à adopter un comportement spéculateur. Poirson et Schmittmann (2013) renchérissent que la relation entre la rentabilité d'une banque, mesurée par la marge nette d'intérêts, et son exposition au risque systémique mondial sur les marchés boursiers est significativement positive. Ceci implique qu'une banque profitable est motivée à prendre davantage de risques sur les marchés mondiaux.

Financement de gros (*Wholesale Funding*)

De façon générale, le financement de détail et le financement de gros composent le passif d'une banque. Le financement de détail, *retail funding*, englobe les dépôts des ménages et des corporations. Le recours au financement de gros, dont l'horizon d'investissement est généralement à court terme, devient pertinent puisque cela permet aux institutions d'emprunter rapidement un important volume de capital. Gauthier et Tomura (2011) définissent le financement de gros comme étant l'emprunt auprès d'autres institutions financières et de sociétés non financières. D'abord, Beau *et al.* (2014) expliquent qu'il existe le financement de gros non garanti qui fait référence aux dépôts non garantis provenant d'autres institutions financières, de fonds de pension, de compagnies d'assurance et d'entreprises. Or, une banque peut aussi se procurer du capital

sur les marchés, et ce, en émettant des obligations, des papiers commerciaux à court terme, des certificats de dépôts et/ou des billets à moyen terme. Ensuite, le financement de gros garanti, *secured wholesale funding*, fait référence à une garantie, dans le cas où la banque émettrice de ce produit financier se trouve dans l'impossibilité de payer l'investisseur. Celui-ci est en droit de mettre la main sous la garantie pour couvrir sa perte. Deux produits communs de ce type de financement sont les titres adossés aux créances hypothécaires (*mortgage back-securities*) ainsi que les repos (*repurchase agreements*).

Chan-Lau *et al.* (2012) avancent qu'au courant de la crise des *subprimes* et de la crise européenne, ce sont les institutions financières détenant un faible levier (i.e. ratio équité/actifs) qui ont les mieux performés sur les marchés boursiers, alors que les entités ayant davantage recours au financement de gros ont enregistré une piètre performance. En fait, les entités utilisant davantage les dépôts comme source de financement (i.e. un ratio élevé Dépôts/Prêts) ont moins été affectées par les turbulences puisque les dépôts représentent un moyen de financement plus stable. Poirson et Schmittmann (2013) affirment qu'une importante utilisation du financement de gros est le facteur culminant quant à l'exposition d'une banque aux chocs mondiaux et nationaux sur les marchés boursiers. Beltratti et Stulz (2012) renchérissent qu'en 2006, les banques ayant enregistré les meilleures performances ont davantage tendance à se financer avec les dépôts contrairement aux entités les moins performantes. En effet, le ratio dépôts/actifs moyen du premier quartile (i.e. : meilleure performance) est de 68,58%, alors qu'au sein du dernier quartile, le ratio moyen est de 50,10%.

De plus, Beltratti et Stulz (2012) observent une relation significativement négative entre le rendement d'une banque et sa fragilité du financement, *funding fragility*. Les auteurs concluent que cette mesure pour les performances boursières du dernier quartile (32,54%) est plus élevée de 50% par rapport à celles du premier quartile (20,77%).

$$\text{Funding Fragility} = \frac{\text{Dépôts des autres banques, autres dépôts, emprunts à court-terme}}{\text{Dépôts totaux + financement à court-terme et sur le marché monétaire}} \quad (2)$$

Adrian et Shin (2010) allèguent qu'au courant de la pré-crise, le levier financier des banques d'investissement américaines est procyclique, c'est-à-dire qu'on note une corrélation positive entre la croissance de l'actif et le levier financier. Ces entités pratiquent une gestion active de leur bilan de sorte que la moindre variation du prix des actifs sur les marchés incite les banques à modifier leur position, et ce, dans le but de respecter le niveau de levier ciblé. En fait, la procyclicité d'un levier implique que l'accroissement des actifs est financé par la dette plutôt que par l'équité. Damar *et al.* (2010) suggèrent que le degré de procyclicité du levier d'une institution s'intensifie lorsque celle-ci a largement recours au financement de gros. En effet, contrairement aux dépôts des ménages, cette source importante de fonds permet un ajustement rapide du levier, suite à une variation du prix des actifs. Pour illustrer leur propos, Damar *et al.* (2010) comparent deux banques dont la première a recours au financement de gros alors que le passif de la seconde banque repose uniquement sur les dépôts des ménages. Suite à une hausse du prix des actifs, le levier des deux institutions diminue si elles ont financé cette augmentation avec leurs fonds propres. Or, seule la première banque est apte à rétablir son levier à la cible de départ, puisqu'elle est en mesure de se procurer plus de fonds grâce au financement de gros, et ce, dans le but de s'approprier de nouveaux actifs. La seconde entité éprouve plus de difficultés à atteindre le niveau de levier de départ, puisque les dépôts des ménages s'avèrent une solution moins rapide et fructueuse pour rapatrier rapidement des fonds.

Adrian et Shin (2010) expliquent que « la hausse des prix des actifs avant la crise a favorisé l'expansion des bilans des banques d'investissement par rapport aux fonds propres, c'est-à-dire l'augmentation de l'effet de levier. Lorsque les premières pertes sur les prêts hypothécaires à risque sont venues éroder le capital de ces banques, la réaction de celles-ci a été de vendre plus d'actifs que ne le justifiait le recul de leurs fonds propres, et le levier financier a rapidement chuté¹⁷. » Ceci illustre justement le cercle vicieux auquel ces institutions ont été aux prises, puisque cette vente précipitée d'actifs a alimenté la diminution du capital bancaire. Les banques sont davantage déterminées à

¹⁷ GAUTHIER, Céline et Hajime TOMURA, 2011, « Comprendre et mesurer le risque de liquidité : une sélection d'études récentes », *Banque du Canada*, Revue de la Banque du Canada, 1-10

vendre d'autres actifs, entraînant une diminution de leur prix et de leur équité. La vente hâtive de ces actifs est d'autant plus motivée pour les banques dépendantes du financement de gros, puisqu'elles désirent diminuer leur endettement pour tenter de rétablir le levier financier à leur cible préétablie.

Gauthier et Tomura (2011) ajoutent que « la titrisation complexe des prêts hypothécaires à risque ait été l'une des causes de la chute du financement de gros durant la crise. Bien que la hausse initiale du nombre des défaillances sur les prêts hypothécaires à risque ait éveillé l'inquiétude quant à la solvabilité de certaines institutions financières, la titrisation, en transférant le risque de défaillance aux détenteurs de titres adossés à des actifs (TAA), a fait en sorte qu'il était difficile de déterminer sur qui retombait le risque en définitive. Il en est résulté une baisse sensible de la liquidité sur le marché des TAA et une contraction appréciable du financement de gros pour les institutions financières qui détenaient ce genre d'actifs¹⁸. » En outre, Morris et Shin (2009) suggèrent que la solvabilité d'une entité peut être en péril si elle se finance trop sur les marchés à court terme ou si elle éprouve des difficultés à vendre ses actifs en raison de leur faible liquidité.

Dans le cas des banques canadiennes, ces dernières sont moins tributaires au financement de gros. Lors d'un discours prononcé par Mark Carney (2010) devant le Centre international d'études monétaires et bancaires, il affirme que « durant la période de pré-crise, « les banques ont en grande partie gardé les risques liés aux prêts souscrits, maintenu leurs critères et conservé leurs compétences en matière de crédit. Comme la plupart des prêts hypothécaires qu'elles accordaient s'inscrivaient dans leurs bilans, les critères de souscription sont demeurés élevés. La diversification géographique de leur portefeuille de prêts s'est faite naturellement par l'intermédiaire de leur réseau national de succursales, les banques ayant ainsi un motif de moins pour titriser leurs créances¹⁹. » En effet, Carney (2010) ajoute que seulement 30% des prêts hypothécaires canadiens sont

¹⁸ GAUTHIER, Céline et Hajime TOMURA, 2011, « Comprendre et mesurer le risque de liquidité : une sélection d'études récentes », *Banque du Canada*, Revue de la Banque du Canada, 1-10

¹⁹ CARNEY, Mark, 2010, « Réforme financière au Canada et dans le monde : analyse rétrospective et prospective », Discours prononcé devant le Centre international d'études monétaires et bancaires, Genève (Suisse), 9 novembre 2010.

titrisés. D'ailleurs, 85% des actifs titrisés est composé de titres adossés à des créances hypothécaires garantis par le gouvernement. De plus, l'ancien gouverneur de la Banque du Canada ajoute qu'une grande partie de l'exposition des banques canadiennes est inscrite à leur bilan. Bien que les institutions américaines et européennes se soient financées sur les marchés grâce au financement de gros, la proportion du marché canadien des pensions équivaut au cinquième de la taille d'autres pays et le marché du papier commercial canadien est nettement moindre. Dans le cas des grosses institutions de la zone Euro, de la Grande-Bretagne et des banques d'investissement américaines, lourdement affectées par la crise, Carney (2010) suggère que le tiers de la hausse de leur levier a été financé par les marchés monétaires à court terme, cela fait principalement référence au financement de gros. D'ailleurs, entre 2000 et 2010, l'évaluation du marché de financement de gros a passé de 200 milliards à 4 billions de dollars US.

Règlementation bancaire

Dans le même ordre d'idées, Beltratti et Stulz (2012) suggèrent que le rendement boursier d'une institution financière assujettie à une stricte réglementation, lors de la pré-crise bancaire, a moins été affecté à la baisse lors de la crise des *subprimes*, entre le second semestre de 2007 et la fin de l'année 2008. En effet, les meilleures performances boursières enregistrées correspondent aux banques soumises à une réglementation visant à restreindre les activités bancaires, à intensifier la surveillance privée des banques et à hausser les ratios de capital réglementaire. En effet, leur étude révèle que la relation entre le rendement et la variable *restrict*²⁰ (i.e. un indice concernant les obstacles pour les banques d'intégrer des activités se rapportant au marché des titres, aux assurances, à l'immobilier et à l'acquisition de firmes non-financières) est significativement positive. En effet, la hausse d'un écart-type de la variable *restrict* augmente le rendement de la banque de 6,10%. Cette affirmation confirme les propos de Carney (2010) stipulant que les institutions financières canadiennes, en plus de se soumettre aux exigences du Comité de Bâle, sont assujetties à la réglementation bancaire du BSIF. Avant la crise, le ratio

²⁰ Indice développé par la Banque Mondiale à partir d'un sondage de 300 questions effectué, en 2007, auprès de législateurs situés dans 142 pays.

minimal de fonds propres de catégorie 1 exigé par le BSIF était de 7% et de 10% pour le ratio total de fonds propres, alors que les exigences internationales requéraient 4% et 8% respectivement. De plus, l'équité de catégorie 1 des entités canadiennes se doit d'être composée d'au moins 75% de capital d'actions ordinaires. Carney (2010) poursuit en affirmant qu' « au moment de la faillite de Lehman, le ratio moyen de fonds propres de catégorie 1 des banques canadiennes atteignait 10%, et le ratio total de fonds propres presque 13%. Durant la tourmente, toutes les grandes banques canadiennes sont parvenues à maintenir leur niveau de fonds propres au-dessus des cibles de surveillance, sans réduire les dividendes et sans que le gouvernement n'ait à injecter de fonds. Encore une fois, ce qui est crucial, c'est que les capitaux propres corporels en actions ordinaires constituaient la plus grosse part de ces fonds propres²¹. »

Carney (2010) ajoute que les investisseurs ont perdu confiance à la pondération des actifs risqués selon les accords de Bâle II, puisque la majorité des banques internationales ayant failli ou ayant été secourues par l'État respectaient les exigences de capital réglementaire de la BRI. En effet, la Directive Européenne sur les fonds propres réglementaires (CRD)²², supervisée par la BCE, exigeait à ce que les entités de la zone euro se plient aux normes de Bâle II. Das et Sy (2012) corroborent les propos de Carney (2010), puisqu'ils suggèrent que les grandes institutions financières internationales détenant moins d'actifs pondérés au risque, définis par les accords de Bâle II, ont mieux performé sur les marchés boursiers lors de cette crise des *subprimes*. En effet, les investisseurs ont accordé moins d'importance à la qualité des fonds propres et aux actifs pondérés au risque, puisqu'ils priorisent davantage les institutions ayant moins recours au financement de gros²³ et détenant peu de prêts non productifs, i.e. des prêts défaillants. De plus, Das et Sy (2012) allèguent que les actifs pondérés au risque des banques européennes manquent de crédibilité aux yeux des investisseurs, puisqu'ils ne semblent pas valoriser les institutions détenant une faible proportion d'actifs pondérés au risque.

²¹ CARNEY, Mark, 2010, « Réforme financière au Canada et dans le monde : analyse rétrospective et prospective », Discours prononcé devant le Centre international d'études monétaires et bancaires, Genève (Suisse), 9 novembre 2010.

²² *Capital Requirements Directive*.

²³ Forte proportion des dépôts des ménages composant le passif d'une banque.

En somme, le risque systémique peut se définir comme étant le risque qu'une institution financière se retrouve dans l'impossibilité de répondre à ses obligations envers une ou plusieurs contreparties, qui à leur tour peuvent être en défaillance en raison de leur exposition. Cette réaction en chaîne peut entraîner la paralysie du système financier international. L'importance systémique d'une banque dépend de sa taille, son interconnectivité, sa complexité, sa substituabilité et ses activités transfrontalières. De plus, la profitabilité, la sévérité de la réglementation bancaire, le niveau de compétitivité ainsi que la dépendance au financement de gros alimentent l'exposition d'une banque au risque systémique. En ce qui concerne le système bancaire canadien, sa robustesse réside dans une sévère réglementation du capital bancaire et du levier financier ainsi qu'à une moins grande exposition des banques canadiennes au marché de financement à court terme. En effet, seul le Canada a été en mesure de rétablir, en 2010, les niveaux d'emploi et d'activité économique de la pré-crise (Carney, 2010).

3.2 Définir la contagion au sein des marchés boursiers

Tout comme le risque systémique, peu d'experts s'entendent pour définir officiellement ce qu'est le risque de contagion, puisqu'il existe plusieurs définitions. Les crises financières survenues depuis les années 80 ont largement suscité un intérêt auprès des économistes pour comprendre les mécanismes alimentant la propagation de la contagion sur les marchés financiers.

Pericoli et Sbracia (2003) ont recensé cinq définitions de la contagion des marchés financiers. La première définition repose sur l'augmentation significative de la probabilité qu'une crise survienne dans un pays quelconque, conditionnelle à ce qu'une turbulence ait déjà lieu dans un autre pays. La seconde définition réfère à une augmentation significative des liens inter-marchés (*cross-market linkages*) suite à un choc exogène. En effet, les experts notent une synchronisation des comouvements des marchés en période de turbulence (Rigobon, 2002). Plus précisément, une des premières techniques utilisées pour mesurer une hausse de la synchronisation des comouvements des marchés consiste à calculer la corrélation entre les rendements de deux marchés en période de crise. La troisième définition décrit l'apparition de la contagion lorsque la

volatilité des actifs sur les marchés financiers se propage d'une région à une autre. L'augmentation significative de la volatilité, en période de crise, confirme l'incertitude et la nervosité des investisseurs sur les marchés. Ainsi, la contagion dépeint la transmission de cette incertitude et de ce stress au sein des marchés financiers internationaux. Or, Pericoli et Sbracia (2003) ajoutent que cette définition n'est pas réellement adéquate, puisqu'une hausse de la volatilité peut être causée par l'interdépendance des marchés et non la contagion. La quatrième définition consiste à ce que les comouvements des actifs transfrontaliers ne peuvent être expliqués par les liens fondamentaux entre deux marchés. Rigobon (2002) renchérit que les « liens fondamentaux » font référence aux liens commerciaux (par exemple les relations d'exportation et d'importation) et financiers (par exemple les prêts interbancaires transfrontaliers) entre deux pays. Finalement, la cinquième et dernière définition englobe les deux derniers concepts décrits ci-haut puisqu'elle fait seulement référence à une intensification du mécanisme de contagion suite à un choc exogène affectant un marché.

3.2.1 Une augmentation significative des liens inter-marchés

La définition la plus commune de la contagion réfère à une augmentation des liens inter-marchés suite à un choc exogène. King et Wadhwani (1990) mesurent la corrélation entre les marchés boursiers de New York, Londres et Tokyo lors du *Black Monday* d'octobre 1987 afin d'étudier l'impact des nouvelles économiques. Ils utilisent des données à haute fréquence afin d'observer le rendement horaire des trois bourses. En raison des différents fuseaux horaires, les auteurs observent le prix d'ouverture de chaque bourse afin de déterminer si les marchés incorporent la nouvelle dans leur prix. Ainsi, suite à l'annonce d'une nouvelle, ils peuvent suivre et comprendre comment celle-ci s'est propagée. Les auteurs remarquent que le rendement de la bourse londonienne incorpore aussitôt le prix d'ouverture de la bourse américaine lors de la période de crise. À ce moment, la volatilité du marché de Londres est fort élevée comparativement à sa période d'accalmie. De plus, ils notent que la corrélation entre les trois marchés hausse au fur et à mesure que leur volatilité augmente. À l'apogée de la crise, la corrélation entre les

marchés étudiés est son maximum et elle diminue aussitôt que la volatilité est à la baisse. Ceci confirme que la relation entre la corrélation et la volatilité est positive.

Lee et Kim (1993) abondent dans le même sens puisqu'ils affirment que la turbulence du *Black Monday* de 1987 a provoqué une augmentation significative de la corrélation entre les indices boursiers mondiaux. Effectivement, parmi les douze marchés étudiés, les auteurs notent que la corrélation moyenne entre la période pré-crise et post-crise a passé de 0,14 à 0,43. Autrement dit, les interrelations entre les marchés boursiers se sont intensifiées après la crise. Lee et Kim (1993) ajoutent que la synchronisation des comouvements a perduré trois années suivant l'apogée de la turbulence d'octobre 1987.

Dans le même ordre d'idées, Longin et Solnik (1995) se sont penchés sur les matrices de corrélation et de covariance représentant les rendements excédentaires des indices boursiers de sept pays entre 1960 et 1990. À l'aide d'un modèle GARCH, ils confirment qu'au courant de ces trente années, la corrélation et la volatilité ne sont pas demeurées constantes. Tout comme les études précédentes, ils affirment que la corrélation est en hausse lors d'une période marquée par une forte volatilité, soit en temps de crise.

3.2.2 L'interdépendance des marchés

Des experts, tels que Forbes et Rigobon (2002), peuvent être en désaccord sur la pertinence de calculer une simple corrélation pour mesurer la présence de contagion lors d'une crise, comme les cas de King et Wadhwani (1990) et Lee et Kim (1993) ci-haut. Leur argument principal repose sur le fait qu'une forte corrélation entre deux économies, en période de turbulence, peut simplement être causée par leurs similitudes en termes de politique macroéconomique, de proximité géographique ou du fait qu'elles sont d'importants partenaires d'affaires. Autrement dit, si deux marchés sont déjà fortement corrélés en période d'accalmie, une hausse de cette mesure, lors d'une crise, n'est pas nécessairement synonyme d'une contagion (Forbes et Rigobon, 2001). Plus précisément, Forbes et Rigobon (2002) évoquent plutôt un phénomène d'interdépendance. Les auteurs stipulent que les crises survenues au courant des années 80 et 90, tels que le *Black Monday* de 1987, la dévaluation du peso mexicain de 1994 et la crise asiatique de 1997,

sont dépourvues de contagion, mais sont plutôt causées par l'interdépendance. D'abord, ils démontrent qu'en raison de l'hétéroscédasticité des rendements boursiers, la corrélation standard entre deux marchés, en période de crise, est biaisée puisqu'elle est trop élevée. Étant donné qu'un stress financier est ponctué par une hausse de la volatilité des marchés, la corrélation standard, soit la corrélation conditionnelle à la volatilité, a tendance à être plus élevée qu'en temps d'accalmie. Ainsi, selon la définition décrite ci-haut, ceci dénoterait automatiquement la présence de contagion entre les deux marchés étudiés. Or, Forbes et Rigobon (2002) démontrent qu'il faut plutôt calculer une corrélation non conditionnelle à la volatilité pour être en mesure de percevoir la « vraie » relation entre les deux marchés. Même si la corrélation non conditionnelle demeure constante en temps d'accalmie et en période de crise, la corrélation conditionnelle à la volatilité calculée sera toujours supérieure lors d'une turbulence. En fait, les coefficients de corrélation inter-marchés « standards » incorporent l'effet d'une augmentation de la volatilité des marchés en temps de crise, de sorte à ce que cette mesure soit biaisée à la hausse. C'est pour cela que les auteurs nomment ce type de corrélation comme étant une corrélation conditionnelle à la volatilité. Une corrélation non-conditionnelle à la volatilité permet un ajustement de la corrélation conditionnelle pour être en mesure d'isoler l'effet de la volatilité sur la mesure. Le tableau 3 ci-dessus démontre que la crise asiatique de 1997 est caractérisée par une interdépendance des marchés plutôt qu'une contagion, puisque la corrélation non conditionnelle est similaire en temps d'accalmie, de crise et tout au long de la période.

Tableau 3 : Comparaison entre les corrélations conditionnelles et non-conditionnelles des rendements hongkongais et néerlandais lors de la crise asiatique de 1997

	$\rho_{\text{conditionnelle}}$	$\rho_{\text{non conditionnelle}}$
ρ_{stable}	0,32	0,35
ρ_{turmoil}	0,74	0,40
ρ_{full}	0,35	0,35

Source : FORBES, Kristin T., et Roberto RIGOBON, 2002, « No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Comovements ». *The Journal of Finance*, vol. 57, n°5, 2223-2261

3.2.3 L'intégration des marchés

Pieper et Vogel (1997) se basent sur la loi d'un seul prix pour définir l'intégration des marchés, où un investisseur peut transiger un actif d'un pays à un autre sans restriction. Le degré d'intégration se mesure selon la similitude du prix de cet actif, suite à l'ajustement du taux de change, entre les différents marchés internationaux. Umutlu *et al.* (2010) affirment que la libéralisation financière permettant l'abolition des règlements liés aux transactions internationales a contribué à une hausse de l'intégration des marchés, de sorte que l'investissement étranger soit davantage accessible.

Deux méthodes sont utilisées dans la littérature pour mesurer le degré d'intégration des marchés ou pour illustrer la présence ou non de comouvements entre les rendements: la corrélation entre les marchés et la cointégration. Longin et Solnik (1995) affirment que les marchés boursiers se sont fortement intégrés entre 1960 et 1990 puisque la corrélation moyenne entre les États-Unis et six autres pays de l'OCDE²⁴ est passée à 0,36. En ce qui concerne les marchés européens, l'introduction de l'Euro, en janvier 1999, a largement contribué à leur intégration selon Hardouvelis *et al.* (2006). Cette hausse de l'intégration des marchés est alimentée par une diminution de l'écart des taux *forward* entre l'Allemagne et onze autres nations²⁵ au cours de cette même période. L'Allemagne est utilisée comme référence pour calculer les écarts puisqu'à cette époque, la probabilité qu'elle soit membre de la Zone Euro était élevée. Entre 1991 et 1997, la corrélation de Pearson moyenne entre chaque pays étudié et l'indice formé des 12 pays sujets à joindre l'Union Européenne (UE) à cette époque est passée de 0,50 à 0,75, alors que l'écart entre les taux *forward* a diminué au cours de la même période. De plus, selon Hardouvelis *et al.* (2006), l'intégration de ces marchés est associée à un mince écart entre le taux d'inflation des trois nations détenant le plus faible taux et les douze nations étudiées²⁶.

²⁴ Allemagne, France, Grande-Bretagne, Suisse, Japon, Canada

²⁵ France, Grande-Bretagne, Grèce, Autriche, Finlande, Irlande, Portugal, Espagne, Italie, Belgique et Pays-Bas.

²⁶ Un des critères pour être éligible en tant que membre de l'UE était de détenir un écart d'inflation de moins de 2% avec ces trois nations.

Favero *et al.* (2010) démontrent que le différentiel des taux *forward* est un indicateur du degré d'intégration des marchés boursiers. Selon la théorie des anticipations pures, les taux *forward* instantanés sont des estimateurs non biaisés des taux *spots*²⁷ à un jour où ceux-ci sont déterminés par la banque centrale du pays. La courbe des taux *forward* devient donc un important indicateur pour prévoir la future politique monétaire mise en place. Étant donné que la politique monétaire appliquée sera la même pour l'ensemble des pays membres et que le taux d'inflation est tout aussi similaire entre les pays de l'UE, cela mène à la convergence du taux d'intérêt nominal et à l'élimination du risque de change compte tenu de l'adoption d'une monnaie commune. En raison de la convergence de ces variables macroéconomiques, les taux d'actualisation utilisés pour évaluer différents marchés boursiers européens sont tout aussi convergents. Ainsi, l'évaluation de ces derniers est davantage homogène, ce qui illustre justement l'intégration des marchés (Baele, 2005).

Or, Chou *et al.* (1994) allèguent que la corrélation est erronée pour évaluer l'intégration des marchés, puisqu'elle est seulement destinée pour une perspective à court terme. Les variations de prix à court terme, captées par la corrélation, empêchent d'observer les relations à long terme entre les marchés qui sont principalement causées par leur libéralisation et leur globalisation. Pour remédier à la situation, ils ont plutôt décelé la présence de cointégration entre les rendements de deux marchés afin de mesurer leur codépendance dans une perspective à long terme. Deux variables cointégrées impliquent qu'il existe un équilibre stationnaire à long terme de sorte que celles-ci ont tendance à varier simultanément, et ce même si un choc exogène cause la déviation d'une variable de son équilibre. En fait, on notera un retour à l'équilibre de cette variable grâce au mécanisme de cointégration. Ainsi, la présence de cointégration entre deux marchés implique que ces derniers sont intégrés. Autrement dit, la cointégration décèle la présence d'importants liens financiers. Chou *et al.* (1994) abondent dans le même sens que Longin et Solnik (1995) en affirmant que les marchés²⁸ se sont intégrés, entre 1976 et 1989,

²⁷FABOZZI, Frank J, 2007, *Fixed Income Analysis*, New Hope, John Wiley & Sons, p. 119.

²⁸ L'étude de Chou *et al.* (1994), l'échantillon se compose des rendements boursiers en provenance des États-Unis, la France, la Grande-Bretagne, le Japon, l'Allemagne et le Canada.

puisque le test de Johansen²⁹ révèle une hausse du nombre de vecteurs de cointégration entre les marchés boursiers internationaux.

Dans le cas des marchés européens, Mylodinis et Kollias (2010), tout comme Hardouvelis *et al.* (2006), admettent que leur degré d'intégration est davantage prononcé suite à l'adoption d'une monnaie commune au sein de la Zone Euro, mais c'est en décelant la présence de cointégration entre les marchés boursiers qu'ils peuvent affirmer ce propos. En effet, le test de Johansen révèle l'apparition d'un premier vecteur de cointégration survenu, en 1999, entre les quatre économies les plus développées de l'UE, soient la France, l'Allemagne, l'Italie et l'Espagne. Malgré cette convergence, les auteurs renchérissent que les attentats terroristes du 11 septembre 2001 aux États-Unis ainsi que les attaques à la bombe en Espagne et en Grande-Bretagne survenues en 2004 et 2005, ont provoqué une importante hausse de la volatilité sur les marchés boursiers menant jusqu'à leur segmentation. En effet, en effectuant un test de la trace pour déceler la présence de cointégration, les auteurs notent que cette statistique est sous la valeur critique et cela coïncide avec des bris structurels. Autrement dit, il n'existe pas de solides relations à long terme entre les marchés boursiers entre le 4 janvier 1999 et le 23 juillet 2009. Suite à ces deux événements, entre 2006 et 2007, les auteurs notent la présence d'un second et d'un troisième vecteur de cointégration qui traduit une convergence des marchés boursiers puisque ceux-ci s'intègrent davantage. La convergence est imputable à une croissance économique de l'époque où l'attribution du crédit était favorable. Or, à l'aube de la crise financière, la statistique de la trace est sous sa valeur critique, indiquant une baisse de l'intégration des marchés coïncidant avec une volatilité élevée. Mylodinis et Kollias (2010) attribuent que le processus d'intégration des marchés varie en fonction du cycle économique.

Contrairement à Mylodinis et Kollias (2010), Yunus (2013) stipule que les dernières crises financières survenues entre 1993 et 2008 ont contribué à l'intensification des relations de cointégration. Les économies observées sont les États-Unis, l'Australie,

²⁹ Le test de Johansen est un test de cointégration en contexte multivarié qui permet d'observer en simultané les relations d'équilibre à long terme entre plusieurs séries.

la Chine, l'Inde, l'Allemagne, la Grande-Bretagne, le Brésil et le Mexique. En effet, l'auteure note qu'il existe quatre vecteurs de cointégration et que leur apparition coïncide avec l'arrivée d'une crise financière. D'abord, l'apparition du premier et du second vecteur date entre 1993 et 1994 que l'auteure associe à la présence d'interdépendance entre les marchés. Le troisième vecteur est survenu lors de la crise des Pesos à la fin de l'année 1994, alors que l'apparition du quatrième vecteur correspond aux crises russe et asiatique entre 1997 et 1998. D'ailleurs, Yunus (2013) remarque que le quatrième vecteur a tendance à disparaître une fois que turbulence financière terminée pour réapparaître dès qu'un stress est pressenti sur les marchés. C'est entre autres le cas en 2000 lors de la bulle technologique et en 2006, à l'aube de la crise des *subprimes*.

Yang *et al.* (2014) proposent une alternative pour déceler la présence de cointégration entre les marchés boursiers. Ces derniers ont créé un réseau financier à partir des relations de cointégration régnant entre les différents indices boursiers³⁰ pour chacune des sous-périodes étudiées, voir figure 2. Les quatre sous-périodes couvrent la pré-crise de 2008 (2 janvier 2002 au 30 décembre 2005), le début de la crise des *subprimes* (6 janvier 2006 au 12 septembre 2008), la chute de *Lehman Brothers* (15 septembre 2008 au 31 décembre 2009) ainsi que la crise européenne (4 janvier 2010 au 20 avril 2012). Dans ce contexte-ci, la force du lien entre les marchés est représentée par le coefficient de cointégration, illustré dans un modèle d'Engle Granger (1987). Tout comme Yunus (2013), Yang *et al.* (2014) affirment que la crise des *subprimes* a altéré les relations de cointégration. En effet, le réseau devient de plus en plus dense à partir de la sous-période « pré-crise » pour atteindre son apogée lorsque la banque d'investissement *Lehman Brothers* fait faillite.³¹ Autrement dit, c'est au courant de cette sous-période qu'il y a le plus de relations de cointégration. Entre janvier 2010 et avril 2012, soit lors de la crise de la dette souveraine européenne, la densité du réseau diminue. Curieusement, au courant de la période étudiée couvrant la pré-crise de 2008 et la crise européenne, le

³⁰ Dans le cadre de cette étude, l'échantillon comprend 26 indices en provenance de pays émergents et développés.

³¹ La densité d'un réseau se calcule selon le quotient entre le nombre de liens existant et la quantité maximale possible de liens au sein du réseau.

degré de cointégration a baissé. Ceci implique, en moyenne, une diminution de la force des liens.

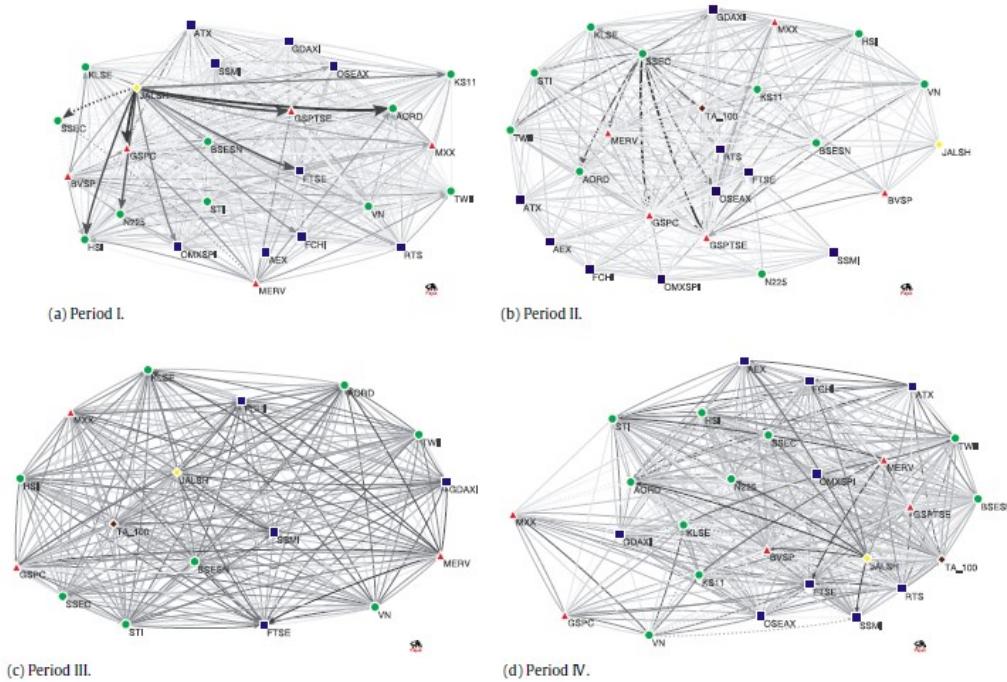


Figure 2 : Les différents réseaux de cointégration des indices boursiers mondiaux de chaque sous-période

Source : YANG, Chunxia, Yunhua CHEN, Lei NIU et Qian LI, 2014, « Cointegration analysis and influence rank – A network approach to global stock markets ». *Physica A*, vol. 400, 168-18

3.2.3.1 Impact sur la transmission de la contagion

La relation entre l'intégration des marchés boursiers et la stabilité financière est comparable aux deux côtés d'une médaille. D'une part, des marchés intégrés sont en mesure d'absorber les chocs exogènes en raison des liens financiers qui les connectent entre eux. D'autre part, une intensification de ces liens alimente fortement la propagation de l'effet de contagion transfrontalier (Yu *et al.*, 2010). D'ailleurs, Gertrude Tumpel-Gugerell, membre du conseil exécutif de la Banque Centrale Européenne, a prononcé un discours lors d'un colloque concernant l'intégration européenne et la stabilité financière, en mai 2011, dans lequel elle fait la déclaration suivante : « En dépit de notre engagement et de notre soutien à l'intégration financière, nous avons appris – avec l'expérience des quatre dernières années à l'esprit – que l'intégration et la stabilité financière ne vont pas

toujours de pair. En effet, nous avons dénoté que dans le contexte de marchés intégrés, les risques peuvent se propager et affecter d'autres secteurs des marchés financiers. Ce phénomène augmente la probabilité de contagion des fragilités financières et des risques systémiques³². »

Baele (2005) allègue que l'intensification des effets d'entraînement liés à la hausse de la volatilité entre les marchés internationaux (*shock spillover intensity*) est principalement causée par l'accroissement de l'intégration de ceux-ci. C'est à l'aide d'un modèle de changement de régime, où les deux états se différencient par une haute ou une faible volatilité, que l'auteur est en mesure d'observer la sensibilité des marchés boursiers³³ suite à une turbulence en provenance d'Europe ou des États-Unis³⁴. Notons que dans le contexte de cette étude, la sensibilité se traduit par une hausse significative de la volatilité des autres marchés affectés par un choc. L'auteur s'est principalement concentré sur la volatilité des marchés européens entre 1980 et 2001. Il affirme que le principal facteur structurel ayant grandement alimenté l'intégration de ces marchés est la signature de l'Acte Unique Européen de 1986 ayant permis leur libéralisation. Contrairement à Hardouvelis *et al.* (2006), l'auteur observe que l'introduction de l'Euro, en janvier 1999, n'est pas un événement significatif puisque c'est entre 1980 et 1990 que les marchés se sont le plus intégrés. Au courant de cette période, leur sensibilité suite à un choc européen s'est grandement intensifiée.

Phylaktis et Xia (2009) reprennent le modèle de Bekaert *et al.* (2005) pour effectuer une analyse sectorielle pour l'ensemble des marchés boursiers européens. Le but est de déterminer leur degré d'intégration ainsi que détecter l'existence ou non d'un effet de contagion suite à des chocs mondiaux, régionaux et locaux. Au lieu de focaliser sur les différents secteurs des marchés boursiers, l'échantillon utilisé par Bekaert *et al.* (2005) est composé de marchés boursiers internationaux. Phylaktis et Xia (2009)

³² Traduction libre de TUMPEL-GURERELL, Gertrude, 2011, « Financial integration and stability », European Central Bank, <https://www.ecb.europa.eu/press/key/date/2011/html/sp110519.en.html>

³³ Autriche, Belgique, France, Allemagne, Irlande, Italie, Pays-Bas, Espagne, Grande-Bretagne, Danemark, Suède, Suisse et Norvège

³⁴ Dans le contexte de l'étude de Baele (2005), un choc en provenance des États-Unis est considéré comme une turbulence internationale.

renchérissement qu'entre 1990 et 2004, ces secteurs sont davantage intégrés au niveau régional comparativement au niveau mondial. Ainsi, ils sont plus vulnérables aux chocs en provenance d'Europe, plutôt que les chocs originellement des États-Unis³⁵. Les rendements sectoriels sont modélisés par un GARCH asymétrique, équations (2 à 5).

$$r_{i;j;t} = \delta_{i;j} X_{i;t-1} + \beta_{i;j;t-1}^{\text{US}} \mu_{\text{US};t-1} + \beta_{i;j;t-1}^{\text{reg}} \mu_{\text{reg};t-1} + \beta_{i;j;t-1}^{\text{US}} e_{\text{US};t-1} + \beta_{i;j;t-1}^{\text{ref}} e_{\text{reg};t-1} + e_{i;j;t} \quad (3)$$

$$e_{i;j;t} | \Omega_{t-1} \sim N(0; \sigma_{i;j;t}^2) \quad (4)$$

$$\sigma_{i;j;t}^2 = a_{i;j} + b_{i;j} \sigma_{i;j;t-1}^2 + c_{i;j} \sigma_{i;j;t-1}^2 + d_{i;j} \eta_{i;j;t-1}^2 \quad (5)$$

$$\eta_{i;j;t} = \min(0; e_{i;j;t}) \quad (6)$$

Où $r_{i;j;t}$ est rendement excédentaire³⁶ du secteur i , du pays j , $\mu_{\text{US};t-1}$ est le rendement excédentaire conditionnel espéré du marché américain au temps $t-1$, $\mu_{\text{reg};t-1}$ est le rendement excédentaire conditionnel espéré du marché régional au temps $t-1$, $e_{\text{US};t-1}$ et $e_{\text{reg};t-1}$ sont les résidus respectifs du marché américain et régional, $e_{i;j;t}$ est le choc idiosyncratique du secteur i du pays j considérant toute l'information disponible au temps $t-1$, représentée par Ω_{t-1} , $\sigma_{i;j;t}^2$ est la variance du choc idiosyncratique du secteur i du pays j suivant un processus GARCH, $\eta_{i;j;t}$ est le rendement négatif du secteur i suite au choc, $X_{i;j;t-1}$ variables économiques fondamentales telles que le taux du dividende versé du secteur i , le taux du dividende versé du marché où le secteur i se situe, $\beta_{i;j;t-1}^{\text{US}}$ et $\beta_{i;j;t-1}^{\text{reg}}$ représentent la sensibilité des rendements du secteur i par rapport aux facteurs de nouvelles US et régionaux dérivés de 2 composantes : $\mu_{\text{US};t-1}$ et $e_{\text{US};t-1}$ ainsi que $\mu_{\text{reg};t-1}$ et $e_{\text{reg};t-1}$

³⁵ L'étude de Phylaktis et Xia (2009) considère les États-Unis comme facteur international.

³⁶ Phylaktis et Xia (2009) considèrent le taux sans risque comme étant le taux hebdomadaire des bons du Trésor américain d'un mois.

Ces auteurs font une distinction entre l'intégration des marchés et l'effet de contagion. Ils abondent dans le même sens que Forbes et Rigobon (2002) en affirmant qu'une hausse de la corrélation entre deux marchés n'indique pas nécessairement la présence d'une contagion, puisque cela peut simplement traduire qu'ils sont fortement intégrés. Dans leur modèle, Phylaktis et Xia (2009) considèrent qu'une forte sensibilité d'un secteur par rapport à un des deux facteurs (US ou régionaux), traduite par une valeur élevée de $\beta^{\text{US}}_{i;j;t-1}$ et/ou $\beta^{\text{reg}}_{i;j;t-1}$, implique un haut degré d'intégration de ce secteur par rapport au marché international (US) et/ou régional. Les auteurs évoquent la présence d'un effet de contagion lorsqu'un secteur est intégré au marché mondial pour l'ensemble de la période étudiée et qu'au courant d'une crise régionale, celui-ci connaît une hausse de son degré d'intégration avec cette région. Or, dans le cas où ce secteur est initialement intégré avec cette région, une intensification de son intégration traduit plutôt un phénomène d'interdépendance.

Pour l'ensemble de la période étudiée, les coefficients $\beta^{\text{US}}_{i;j;t-1}$ et $\beta^{\text{reg}}_{i;j;t-1}$ du secteur financier européen sont respectivement de 0,4395 et 0,5543. Ces résultats traduisent que ce secteur est davantage vulnérable aux chocs européens comparativement aux chocs mondiaux. De plus, 8,6642% de la variance du rendement du secteur financier s'explique par un choc international, alors que la proportion justifiant la variance du rendement de ce même secteur suite à un choc régional est de 10,8427%, (Phylaktis et Xia, 2009). Dans le même ordre d'idées, ces auteurs ont isolé la crise mexicaine et la crise asiatique de leur échantillon afin de déterminer si ces turbulences ont impacté le degré d'intégration des secteurs. Pour ce faire, ils comparent les coefficients moyens $\beta^{\text{US}}_{i;j;t-1}$ et $\beta^{\text{reg}}_{i;j;t-1}$, entre 1990 et 2004, aux coefficients propres à ces deux turbulences. Leur conclusion confirme les propos de Yunus (2013), puisqu'ils affirment que les crises ont amplifié leur niveau d'intégration. En effet, la sensibilité du secteur financier face aux chocs régionaux a haussé à 0,840 et à 0,768, respectivement lors des crises mexicaine et asiatique.

Sachant que le niveau d'intégration s'est intensifié lors de ceux deux turbulences, Phylaktis et Xia (2009) orientent leur étude dans le but d'observer s'il y a eu un effet de contagion au sein des secteurs analysés. Leurs résultats révèlent que la propagation de

l'effet de contagion diffère d'un secteur à un autre. Bien que les chocs internationaux et régionaux affectent les secteurs européens, les auteurs détectent aussi un effet de contagion intra-sectoriel au sein de la même région. C'est le cas, entre autres, du secteur financier qui constitue un important canal de transmission de la contagion. De plus, les auteurs ajoutent qu'un secteur détenant un lien inter-marché avec les États-Unis, considérés comme un centre financier international, constitue un important facteur de risque de contagion.

De plus, Beine *et al.* (2010) calculent « la probabilité que deux marchés boursiers connaissent conjointement des rendements négatifs et positifs extrêmes lors d'une journée quelconque³⁷. » En fait, ils observent si les comouvements des rendements de ces marchés sont synchronisés ou non. Notons que des rendements extrêmes signifient que ces derniers se situent aux deux extrémités de leur distribution. Cette méthodologie fait référence aux *coexceedance probabilities* qui traduisent un effet de contagion sur les marchés. Les auteurs confirment qu'une hausse de l'intégration des marchés financiers impacte significativement les comouvements des marchés lorsque ceux-ci expérimentent des rendements négatifs qui se situent entre le 5^e et le 25^e centile, représentant le côté gauche de la distribution. Autrement dit, un stress financier contribue à ce que la contagion se propage d'un marché à l'autre assez rapidement.

Bae et Zhang (2015) renchérissent en admettant qu'un pays fortement intégré aux marchés boursiers internationaux est vulnérable aux effets de contagion causés par une crise financière mondiale. En effet, la relation entre le rendement d'un marché boursier national et son degré d'intégration par rapport au marché international (mesuré par le *MSCI World Index*) est négative en période de turbulence. Ce sont les pays d'Europe de l'Ouest³⁸ qui ont connu les plus importantes chutes de rendements lors de la crise des *subprimes* et leur niveau d'intégration moyen est de 66%. Dans le cas contraire, la turbulence ne semble pas avoir influencé le rendement des marchés segmentés. Notons

³⁷ Traduction libre de THOMADAKIS, Apostolos, 2012, « Measuring financial contagion with extreme coexceedances », Working Paper, University of Surrey, 1-117.

³⁸ Autriche, Belgique, Danemark, Finlande, France, Allemagne, Grèce, Islande, Irlande, Israël, Italie, Malte, Pays-Bas, Norvège, Portugal, Espagne, Suède, Suisse et Grande-Bretagne.

que dans ce cas-ci, le rendement est calculé selon une stratégie *Buy & Hold* durant la totalité de la crise, alors que le niveau d'intégration est représenté par le R² de la régression ci-dessous (équation 2). Le modèle (2) sous-entend que le rendement d'un marché est principalement influencé par des facteurs mondiaux, tels que le niveau de crédit du pays octroyé, la balance courante du pays, les réserves totales du pays en mois d'importation ainsi que l'investissement étranger direct.

$$r_{i;t} = \alpha_i + \beta_{i;g} f_{g;t} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Où $r_{i;t}$ est le rendement de l'indice boursier i , au temps t , $\beta_{i;g}$ est le coefficient de sensibilité aux facteurs mondiaux, $f_{g;t}$ est le facteur global à un temps t pouvant influencer le rendement *Buy & Hold* d'un indice boursier en temps de crise et ε_t est un terme d'erreur.

La vulnérabilité des marchés intégrés en temps de crise s'explique par une allocation des actifs procyclique pratiquée par des gestionnaires de portefeuilles internationaux, tels que les fonds mutuels. Bae et Zhang (2015) affirment que « [dans le cas] où le pays étranger connaît un cycle économique défavorable, les gestionnaires ont tendance à retirer leurs investissements. Or, si cette nation est dans une période florissante, ces derniers y allouent une importante proportion de leurs investissements. Bien que leur stratégie repose sur du *momentum*, cela contribue à la propagation de la contagion sur les marchés ainsi qu'à une pénurie de liquidités lors d'un stress financier³⁹. »

Gropp *et al.* (2006) abondent dans le même sens que Baele (2005), Beine *et al.* (2010) ainsi que Bae et Zhang (2015) en affirmant que l'intégration des marchés boursiers a contribué à amplifier l'effet de contagion. Or, contrairement à ces auteurs, les données de Gropp *et al.* (2006) sont composées de rendements boursiers d'institutions financières européennes. Ils affirment que l'introduction de l'euro a contribué à l'intensification de l'effet de contagion transfrontalier. D'ailleurs, les banques

³⁹ Traduction libre de BAE, Kee-Hong et Xin ZHANG, 2015, « The cost of Stock Market Integration in Emerging Markets », *Asia-Pacific Journal of Financial Studies*, vol. 44, 1-23.

britanniques y ont été touchées, même si la Grande-Bretagne a conservé la livre *sterling* en raison de leur importante exposition avec les entités espagnoles néerlandaises et italiennes, membres de l'UE.

Umutlu *et al.* (2010) réfutent ces dernières conclusions en affirmant plutôt que l'intégration des marchés a permis une diminution significative de la volatilité des rendements boursiers. Ils expliquent ce phénomène en citant l'hypothèse de l'élargissement de la base d'investisseurs (*broadening investors base*) introduite par Merton (1987). Tel que mentionné précédemment, l'intégration des marchés a permis un meilleur accès aux marchés internationaux pour les investisseurs étrangers. Ainsi, en élargissant le panel d'investisseurs, cela contribue à la précision de l'information sur les marchés. En supposant que l'information connue, concernant les titres en circulation, diffère d'un individu à l'autre, l'ajout de plusieurs joueurs sur les marchés a pour effet de rendre l'information plus accessible et précise, puisque chacun y apporte ses connaissances.

Bekaert *et al.* (2014) abondent dans le même sens qu'Umutlu *et al.* (2010) en suggérant que l'hypothèse de mondialisation n'explique pas la présence d'un effet de contagion sur les marchés boursiers lors de la crise des *subprimes*. Ceci implique qu'il n'existe pas de relation positive entre le degré d'intégration des pays au marché mondial, déterminé par l'existence de liens financiers importants et d'échanges commerciaux, et l'intensité de l'effet de contagion. À l'aide d'un modèle factoriel similaire aux équations (3) à (6), mettant en scène un facteur US, un facteur illustrant le système financier international et un facteur domestique, les auteurs remarquent que les nations fortement exposées à ces facteurs ont expérimenté un effet de contagion lors des périodes de crises et de pré-crises. Ils expliquent qu'un risque politique élevé, un important taux de chômage et un déficit budgétaire élevé favorisent largement l'exposition d'un pays à un effet de contagion. Notons que les pays PIIGS affichaient tous un important déficit budgétaire lors de la pré-crise européenne. En fait, Bekaert *et al.* (2014) évoquent plutôt que l'hypothèse du *wake-up call* est l'une des principales causes de la propagation de la contagion lors de la dernière crise financière. En effet, cette hypothèse stipule qu'une

crise d'abord limitée à un seul marché et/ou pays peut tout de même fournir des informations incitant les investisseurs à réévaluer la vulnérabilité des autres marchés pouvant être affectés par cette turbulence. Ainsi, des pays ne détenant pas de liens financiers avec un marché ou une nation initiant la crise peuvent y être impactés.

3.2.4 Transmission de la volatilité sur les marchés

Hamao *et al.* (1990) se sont intéressés à la transmission de la volatilité à travers les marchés boursiers internationaux en période de turbulence. C'est en observant les variations de prix d'ouverture et de fermeture des marchés boursiers de New York, Londres et Tokyo, lors du *Black Monday* d'octobre 1987, qu'ils ont pu modéliser la volatilité des prix grâce à un modèle GARCH-M :

$$R_t = \alpha + \beta h_t + \delta D_t + \gamma \epsilon_{t-1} + \epsilon_t \quad (8)$$

$$h_t = a + b h_{t-1} + c \epsilon_{t-1}^2 + d D_t + f X_t \quad (9)$$

Où, R_t est le rendement de l'indice boursier, h_t est la variance conditionnelle du rendement de l'indice boursier, D_t est une variable muette (1 lors de jours fériés et de fins de semaine ou 0, autrement), ϵ est un terme d'erreur, X_t est le rendement entre le prix d'ouverture et de fermeture d'un indice boursier étranger (*next trading market*)⁴⁰.

Les auteurs interprètent la variable X_t comme étant la « volatilité surprise » la plus récente observée dans un marché étranger. L'estimation de ce modèle révèle que cette variable est statiquement significative dans le cas des trois indices boursiers, ce qui implique que la volatilité en provenance du marché étranger s'est bel et bien propagée lors de crise. Les auteurs ont poussé l'analyse davantage en incorporant l'effet de la volatilité en provenance d'un second marché étranger au modèle (4).

$$h_t = a + b h_{t-1} + c \epsilon_{t-1}^2 + d D_t + f_1 X_{1t} + f_2 X_{2t}. \quad (10)$$

Hamao *et al.* (1990) notent qu'encore une fois, chacun des trois marchés étudiés sont affectés par la transmission de la volatilité en provenance des deux autres indices

⁴⁰ Dans le cadre de l'étude d'Hamao *et al.* (1990), le prochain marché à être négocié est Tokyo pour Londres, pour New York et New York pour Tokyo.

boursiers, sauf dans le cas de la volatilité du marché japonais qui ne semble pas avoir infecté la bourse de New York. De plus, ils remarquent que l'impact le plus imposant provient du marché américain.

Golosnoy *et al.* (2015) se sont fortement inspirés des travaux d'Hamao *et al.* (1990) pour observer l'impact de la crise des *subprimes* sur la transmission de la volatilité entre les marchés boursiers américains, allemands et japonais. Golosnoy *et al.* (2015) affirment que la propagation est caractérisée par deux phénomènes, introduits par Engle *et al.* (1988), soient la canicule (*heat waves*) et la pluie de météorites (*meteor shower*). D'abord, l'analogie apportée par ces auteurs pour expliquer la canicule est qu'il est fort probable qu'une journée chaude à New York soit aussi suivie par une autre journée de même température. Autrement dit, cela fait référence à l'autocorrélation du prix d'un indice boursier d'une période à l'autre. L'analogie du second phénomène expliquée par Engle *et al.* (1988) stipule qu'une pluie de météorites tombant à New York risque fortement d'affecter aussi Tokyo le lendemain. En d'autres termes, cela explique la propagation de la volatilité entre les marchés internationaux. En fait, lors de la pré-crise, Golosnoy *et al.* (2015) remarquent que les trois marchés sont caractérisés par les deux concepts, mais l'effet « météorite » est moindre. Or, depuis la crise des *subprimes*, en raison de l'interdépendance des marchés, la propagation de la volatilité entre les marchés (*meteor shower*) s'est intensifiée. En effet, c'est entre autres le cas du Japon qui, autrefois, était peu impliqué dans la transmission de la volatilité au niveau international, contrairement aux États-Unis et à l'Allemagne.

En somme, le risque de contagion sur les marchés boursiers peut se manifester par une augmentation significative des liens inter-marchés en simultanée avec une hausse de la volatilité. Forbes et Rigobon (2002) évoquent qu'aucune contagion n'est présente sur les marchés lors dernières crises financières, puisqu'ils sont plutôt interdépendants les uns des autres. La propagation de l'effet de contagion s'est intensifiée au courant des dernières années en raison de la hausse du degré d'intégration des marchés boursiers. Or, d'autres experts argumentent que l'intégration a plutôt permis une diminution significative de la volatilité des rendements boursiers. D'ailleurs, la transmission de la

volatilité entre les marchés internationaux s'est amplifiée, suite à la crise des *subprimes*, en raison de l'interdépendance des marchés.

3.3 Les chocs mondiaux affectent davantage les marchés boursiers

Ce sont les chocs mondiaux qui affectent le plus les marchés boursiers européens selon Baele (2005). En effet, la décomposition de la variance des rendements boursiers analysés révèle que les chocs en provenance d'Europe expliquent 8% de leur variance en 1980 alors qu'en 1990, cette proportion est de 20%, soit une hausse de 150%. En considérant la totalité de la période étudiée (1980-2001), 15% de la variance des marchés boursiers européens s'explique par des chocs provenant de la même région, alors que cette proportion hausse à 20% en ce qui concerne les turbulences originellement des États-Unis. Pour l'ensemble des pays étudiés, l'auteur a noté plusieurs changements de régime, puisque leur volatilité a fréquemment varié, et ce, suite à des turbulences mondiales. Ceci indique que les chocs internationaux sont plutôt ponctués par des facteurs cycliques et non structurels, comme c'est le cas pour les turbulences en provenance d'Europe. Les propos de Baele (2005) contredisent l'étude de Phylaktis et Xia (2009). Il est écrit à la section 3.2.3.1 qu'en raison de leur intégration plus prononcée au marché régional par rapport au marché international, l'ensemble des secteurs européens est, en moyenne⁴¹, davantage vulnérable aux chocs en provenance de cette région (Phylaktis et Xia, 2009). Cette contradiction entre ces deux études peut provenir des différentes méthodologies employées, puisque contrairement à Baele (2005), Phylaktis et Xia (2009) n'ont pas procédé à une décomposition de la variance. Ces auteurs ont calculé la proportion de la variance des rendements sectoriels expliqués par un facteur mondial ou régional de cette façon :

$$VR_{i;j;t}^{US} = \frac{(\beta_{i;j,t-1}^{US})^2 \sigma_{US;t}^2}{h_{i;j;t}} \quad (11)$$

$$VR_{i;j;t}^{reg} = \frac{(\beta_{i;j,t-1}^{reg})^2 \sigma_{reg;t}^2}{h_{i;j;t}} \quad (12)$$

⁴¹ La sensibilité moyenne fait référence aux mesures $\beta_{i;j;t}^{us}$ et $\beta_{i;j;t}^{reg}$ calculés entre 1990 et 2004.

Où, $VR^{US}_{ij;t}$ est la variance du rendement du secteur i du pays j expliquée par le facteur international (US), $\beta^{US}_{ij;t-1}$ est la sensibilité des rendements du secteur i par rapport au facteur international, $\sigma^2_{us;t}$ est la variance des rendements du marché boursier US, $h_{ij;t}$ est la variance conditionnelle du secteur i du pays j , $VR^{reg}_{ij;t}$ est la variance du rendement du secteur i du pays j expliquée par le facteur régional, $\beta^{reg}_{ij;t-1}$ est la sensibilité des rendements du secteur i par rapport au facteur régional, $\sigma^2_{reg;t}$ est la variance des rendements du marché boursier régional où se situe le secteur i .

La conclusion de Baele (2005) contredit les propos de Kaminsky et Reinhart (2000) puisque ces derniers stipulent plutôt que l'effet de contagion est plus prononcé dans un contexte régional que mondial. D'abord, ils ont observé 80 crises monétaires survenues entre 1970 et 1998. Ils ont calculé la probabilité non conditionnelle qu'un pays soit affecté par une crise quelconque dans une période de 24 mois, soit $\frac{\text{nombre de crises survenues}}{\text{nombre d'observations}} \times 24$. Ensuite, ils notent que cette dernière probabilité est inférieure à la probabilité conditionnelle, $P(C|E)$ ⁴², ce qui implique qu'à un niveau mondial, la prévision d'une éventuelle crise domestique qui se base uniquement sur l'information indiquant qu'une crise a lieu ailleurs s'avère inutile. Or, en calculant ces mêmes probabilités, mais en séparant l'échantillon par continents (Asie, Europe, Amérique Latine), les auteurs notent que l'effet de contagion est plus prononcé dans un contexte régional plutôt que mondial. Effectivement, dans le cas où plus de la moitié des pays sont affectés par une turbulence monétaire, la probabilité conditionnelle hausse de 40% en Asie et en Amérique Latine. Leur conclusion s'oppose aux propos d'Eichengreen *et al.* (1996), car ces derniers affirment que la probabilité conditionnelle qu'une crise monétaire nationale surgisse augmente de 8% dans un contexte mondial. Kaminsky et Reinhart (2000) critiquent l'échantillon utilisé par Eichengreen *et al.* (1996) puisqu'il est essentiellement composé d'économies européennes, ce qui vient justement biaiser « l'effet global » de l'effet de contagion.

⁴² Probabilité qu'une crise survienne dans un pays quelconque alors qu'il y a une crise ailleurs.

Yang *et al.* (2014) renchérissent en affirmant que l'influence des États-Unis sur les marchés boursiers internationaux est moindre depuis la crise des *subprimes*. En effet, au courant de la crise de la dette souveraine européenne, le marché américain n'a pas exercé une grande influence sur les 25 autres indices boursiers étudiés⁴³.

3.3.1 Qui sont les *leaders* sur les marchés boursiers?

Au niveau des marchés boursiers européens, c'est l'Allemagne qui exerce la plus grande influence selon Mylordinis et Kollias (2010). Parmi les quatre économies les plus développées de l'UE, soient la France, l'Espagne, l'Italie et l'Allemagne, les auteurs déterminent lesquelles contribuent le plus à leur convergence, et ce, en analysant le facteur de vitesse de retour à l'équilibre du modèle de correction d'erreur entre 2000 et 2009. Une valeur élevée de ce facteur indique un rapide retour à l'équilibre, suite à une importante déviation des indices boursiers étudiés causée par un choc exogène ; c'est le cas pour l'Allemagne et la France. C'est principalement imputable à l'importante intégration de leurs marchés boursiers au sein du continent ainsi qu'à leur accord bilatéral commercial.

Gentile et Giordano (2012) utilisent une méthodologie similaire à celle de Mylordinis et Kollias (2010) pour identifier les marchés boursiers européens les plus influents, au courant de la crise des *subprimes* ainsi que la crise européenne. Ils analysent le facteur de vitesse de retour à l'équilibre, mais ils effectuent aussi une causalité de Granger afin d'observer les relations à court terme entre les différents marchés. La figure 3 illustre les différentes relations entre les indices boursiers mondiaux étudiés, où les liens en gras indiquent la présence de relations à court et à long termes entre les pays alors que les liens en pointillés illustrent l'existence d'une relation à court terme et la ligne pleine démontre une relation à long terme. Tout comme Mylordinis et Kollias (2010), Gentile et Giordano (2012) affirment l'importante influence de l'Allemagne et la France entre mars 2008 et 2009. En effet, l'Allemagne a un rôle dominant sur la France et exerce une influence sur presque la totalité des pays étudiés, à l'exception de l'Italie et

⁴³ Dans le cadre de l'étude de Yang *et al.* (2014), les marchés boursiers étudiés proviennent de pays émergents et développés.

de l'Irlande, tandis que la France a seulement un impact majeur sur l'Italie et a une relation à court terme avec l'Allemagne, l'Espagne et le Portugal. Curieusement, la figure 3 démontre aussi que la Grèce a influencé la France et l'Espagne et que l'Irlande a eu un impact sur la Grande-Bretagne et la France. Notons que la Grèce et l'Irlande sont deux pays fortement endettés lors de la crise européenne.

De plus, Gentile et Giordano (2012) démontrent que la crise de la dette souveraine européenne a altéré les relations liant les marchés boursiers étudiés. En effet, l'Allemagne et la France ont perdu leur rôle dominant au détriment des pays périphériques qui entrent en scène pour exercer leur influence sur les marchés. La figure 4 démontre que la France a seulement eu un impact sur le Portugal et l'Irlande, alors que l'Allemagne ne détient aucune connexion sortante. De façon générale, ce sont les nations périphériques⁴⁴ du réseau qui ont contribué à propager la contagion, mais ce sont la Grèce, l'Italie et la Grande-Bretagne qui ont eu la plus grande influence.

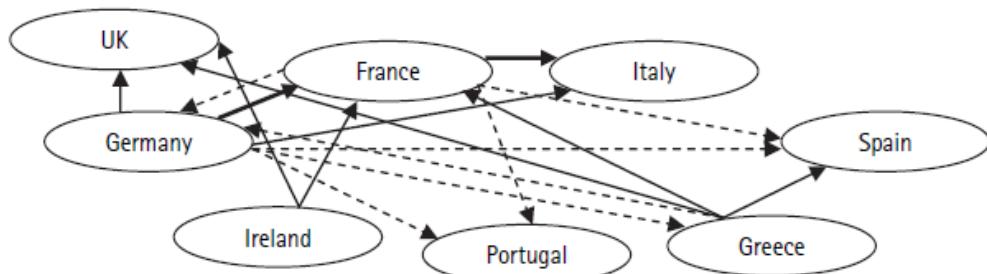


Figure 3 : Les différentes relations entre les marchés boursiers lors de la crise des subprimes (mars 2008- juillet 2009)

Source : GENTILE, M., et L. GIORDANO, 2012, « Financial contagion during Lehman default and sovereign debt crisis ». Commissione Nazionale per la Società e la Borsa, Working Paper, n°72, 1-48

⁴⁴ Dans le contexte de l'étude de Gentile et Giordano (2012), le noyau du réseau se compose de la France et l'Allemagne alors que les pays périphériques représentent les autres nations étudiées.

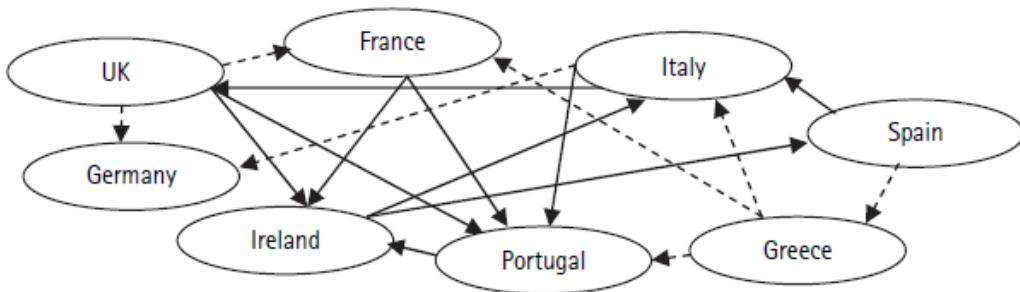


Figure 4 : Les différentes relations entre les marchés boursiers lors de la crise de la dette souveraine européenne (janvier 2012 – septembre 2012)

Source : GENTILE, M., et L. GIORDANO, 2012, « Financial contagion during Lehman default and sovereign debt crisis ». Commissione Nazionale per la Società e la Borsa, Working Paper, n°72, 1-48

Samarakoon (2014) abonde dans le même sens que Gentile et Giordano (2012) en affirmant qu'il y a bel et bien eu un effet de contagion sur les marchés boursiers mondiaux, à partir des pays endettés de l'Europe. Par contre, il apporte une nuance en affirmant que ces marchés boursiers ont été moins sensibles à la crise européenne. C'est en créant un portefeuille de marché regroupant les indices boursiers des pays les plus endettés tels que le Portugal, l'Irlande, l'Italie, la Grèce et la République de Chypre que l'auteur a mesuré la sensibilité des autres marchés boursiers. D'abord, il note que les bêtas (β) entre le portefeuille et ces derniers sont significativement plus faibles en temps de crise qu'en périodes plus calmes. De plus, il remarque que ces bêtas sont toujours significativement positifs, peu importe la période étudiée. De façon plus détaillée, il note que les bêtas de la Grande-Bretagne entre la période d'accalmie et le temps de crise ont passé de 0,78 à 0,50. Dans le cas du Canada, celui-ci a varié de 0,64 à 0,25. Ceci signifie que la relation entre ce portefeuille et les autres marchés est positive en temps normal, mais lors de la crise européenne les marchés boursiers sont moins sensibles aux fluctuations causées le portefeuille composé de pays endettés. L'auteur affirme que c'est la preuve que le phénomène de *decoupling* existe au sein de ces marchés face aux pays en crise. Notons que le *decoupling* survient lorsque deux actifs deviennent de moins en moins corrélés alors qu'habituellement leur relation est significativement positive. C'est ce s'est qui produit pour l'ensemble des 52 pays étudiés regroupant l'Amérique, l'Europe, l'Asie et le Moyen-Orient. Or, Ahmad *et al.* (2013) calculent la corrélation conditionnelle à la volatilité des pays émergents tels que le Brésil, la Russie, l'Inde,

l’Indonésie, la Chine, la Corée du Sud et l’Afrique du Sud (BRIICKS) ainsi que les nations du PIIGS et ne distinguent aucune relation négative entre les pays. Ils concluent donc que les marchés semblent être dépourvus de *decoupling*.

Bien que les études de Samarakoon (2014) et Gentile et Giordano (2013) confirment la présence de la contagion sur les marchés boursiers, Ahmad *et al.* (2013) ont voulu distinguer la contagion et l’interdépendance en s’inspirant de l’étude de Forbes et Rigobon (2002). Pour ce faire, ils ont recours à un modèle DCC-GARCH (*Dynamic conditional correlation – GARCH*). Ils observent que les pays du PIIGS ont bel et bien causé un effet de contagion au sein des marchés émergents. Selon eux, l’influence de la Grèce sur les autres nations a manifestement été exagérée, car c’est plutôt l’Irlande, l’Espagne et l’Italie qui ont le plus contribué à la transmission de la contagion. Par ailleurs, ils corroborent l’étude de Gentile et Giordano (2012) en attestant que la Grande-Bretagne a largement favorisé l’effet de contagion au sein des nations du BRIICKS en raison de ses importants liens financiers avec ceux-ci. Bien qu’ils répertorient les pays européens les plus contagieux, les auteurs admettent que l’effet combiné de ces cinq nations contribue davantage à propager la contagion sur les marchés émergents plutôt que leur influence individuelle. Seuls les cas de l’Indonésie et de la Corée du Sud démontrent la présence d’interdépendance. En effet, l’Indonésie est interdépendante avec la Grèce, le Portugal, l’Espagne et l’Italie alors que la Corée du Sud est interdépendante seulement avec l’Espagne et l’Italie.

L’étude de Kazi *et al.* (2014) réfute toutes les conclusions émises précédemment puisque les auteurs affirment qu’aucun effet de contagion en provenance de la Grèce n’est survenu pendant la période de turbulence. Pour arriver à cette conclusion, ils effectuent une régression AR(1) sur les corrélations conditionnelles des indices boursiers, entre la Grèce et les 14 autres pays de l’OCDE étudiés. Curieusement, seuls le Canada et l’Italie démontrent une corrélation conditionnelle significative entre leur marché et l’indice grec alors que les autres pays affichent des résultats non significatifs. Ces auteurs expliquent l’absence de contagion par la rapidité à réagir de la part de la BCE et le Fonds Monétaire International (FMI) pour limiter les dégâts que pourrait causer l’instabilité

financière de la Grèce sur les nations. Effectivement, c'est en octroyant d'importants prêts à la Grèce que celle-ci a pu respecter ses obligations financières envers ses contreparties et éviter sa défaillance jusqu'à l'été 2015. Kazi *et al.* (2014) affirment que l'unique cause de l'endettement colossal des autres nations, telles que l'Espagne, le Portugal, l'Irlande et l'Italie, est la mauvaise gestion de la dette de la part de leur gouvernement respectif. De plus, selon les auteurs, l'économie grecque est trop petite et n'est pas assez puissante pour influencer les autres marchés internationaux.

3.3.2 Impact des chocs mondiaux sur les rendements boursiers d'institutions financières

Poirson et Schmittmann (2013) confirment la portée mondiale de la crise européenne sur les rendements boursiers de banques internationales. Ils remarquent que pour la plupart de 83 institutions étudiées au sein de 21 pays, entre 2003 et 2011, leur sensibilité face aux facteurs de risque mondial et régional, dénotés par le rendement des indices *MSCI World* et *MSCI Europe*, connaît une hausse fulgurante en 2011. De plus, la figure ci-dessous démontre que la portée du facteur de risque mondial est supérieure que le facteur européen. Les auteurs affirment que cette figure ne démontre pas que le facteur de risque européen est négligeable. Cela démontre plutôt que l'importance systémique de la crise européenne est déjà incorporée dans l'indice *MSCI World*.

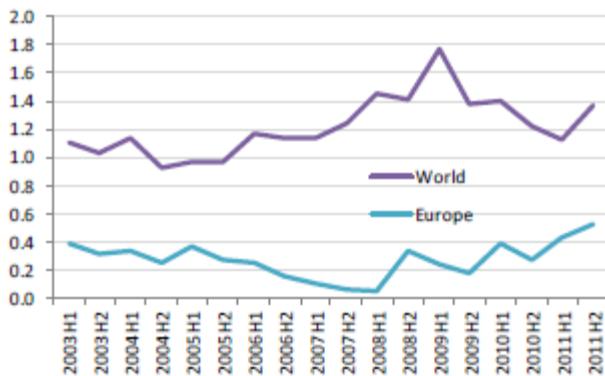


Figure 5: Évolution des facteurs de risque mondial et régional mesurés par les indices du MSCI World et du MSCI Europe

Source : POIRSON, Hélène et Jochen SCHMITTMANN, 2013, « Risk Exposures and Financial Spillovers in Tranquil and Crisis Times: Bank-Level Evidence », *International Monetary Fund, Working Paper*, n°142, p. 1-46.

Poirson et Schmittmann (2013) approfondissent leur analyse en décomposant la variance des rendements boursiers d'institutions financières. Les résultats abondent dans le même sens que Baele (2005) puisqu'ils révèlent que plus du tiers de la volatilité de ces rendements est expliqué par des chocs mondiaux, et ce, depuis la fin de l'année 2006. Pour l'ensemble de la période étudiée, de 2003 à 2011, les chocs nationaux expliquent en moyenne 23% de la variance de ces rendements boursiers.

En 2011, les banques les plus vulnérables aux chocs mondiaux proviennent de la France, les États-Unis, l'Allemagne et la Grande-Bretagne. En effet, 57% de la volatilité du rendement boursier des banques allemandes et américaines est causée par les chocs mondiaux, alors que la proportion est de 59% pour les entités françaises et de 54% pour les institutions de la Grande-Bretagne (Poirson et Schmittmann, 2013).

3.4 Impact des swaps de défaillance sur les marchés boursiers

Il est clair que le marché des *Credit Default Swaps* (CDS) a eu un impact majeur sur la stabilité financière internationale lors de la crise des *subprimes*. D'abord, ce produit dérivé a connu un important essor lors des années 2000. Byström (2005) avance qu'entre 2001 et 2004, les montants notionnels pour les dérivés de crédits ont augmenté de 700 milliards USD à 4 500 milliards USD. Coronado *et al.* (2012) définissent un CDS comme étant un contrat de protection de crédit dans lequel l'acheteur se voit dans l'obligation de verser un paiement annuel au vendeur jusqu'à la maturité du contrat. Or, dans le cas où un événement de crédit affectant l'actif de référence survient, le vendeur doit verser un paiement à l'acheteur, équivalant à la valeur nominale de l'actif. Un CDS est comparable à une police d'assurance protégeant l'acheteur du produit dérivé contre le risque de crédit d'un actif de référence. Byström (2005) allègue que l'écart lié au swap de défaillance (*CDS spread*) est similaire à l'écart entre le taux sans risque et le rendement d'une obligation en situation de défaut. Le *CDS spread* représente le paiement périodique de l'acheteur auprès du vendeur lors du contrat. Hull *et al.* (2004) prennent l'exemple d'un CDS d'une maturité de cinq ans concernant *Ford Motor Credit* où le *spread* est de 300 points de base et la valeur nominale est de 10 millions \$. Ceci implique que l'acheteur du contrat verse annuellement 300 000\$ au vendeur pendant cinq ans. Advenant le défaut de

Ford Motor Credit, non seulement cela met fin aux paiements périodiques de l'acheteur, mais ce dernier a le droit de vendre les obligations de l'entreprise à une valeur nominale de 10 millions \$. Fung *et al.* (2008) avancent qu'étant donné que le marché des CDS est principalement composé d'investisseurs sophistiqués, le *spread* de ce dérivé de crédit devient un indicateur considérable quant à la perception du marché sur le risque de crédit et/ou de défaut de l'actif de référence. Ainsi, lorsque le marché détecte une augmentation du risque de crédit de l'actif de référence d'un CDS, ce produit voit son *spread* à la hausse et vice versa.

La principale différence entre un CDS souverain et un CDS corporatif réside dans la nature de l'événement de crédit (Coronado *et al.*, 2012). Dans le cas d'un CDS souverain, un incident de crédit s'avère être un moratoire ou une répudiation de l'État. Notons qu'un moratoire se définit comme étant la suspension des activités financières du gouvernement pour une période de temps jusqu'au moment où l'État trouve des solutions pour rétablir la précarité de sa situation financière. Une répudiation a lieu lorsque l'État refuse d'honorer ses obligations envers ses contreparties et cesse de verser les paiements qui lui sont exigés. Un événement de crédit pour un CDS corporatif survient lors de la faillite de l'entreprise ou de son incapacité à payer les montants dus aux investisseurs.

Plusieurs études telles que celles Byström (2005), Fung *et al.* (2008), Norden et Weber (2009), et Coronado *et al.* (2012) confirment l'influence des marchés boursiers exercée sur le marché des CDS. D'abord, Byström (2005) allègue qu'il existe une relation *lead-lag* entre les deux marchés, c'est-à-dire une corrélation significative entre une série temporelle retardée d'une ou plusieurs périodes et une série contemporaine. En effet, l'auteur affirme que l'information se transmet à partir des marchés boursiers vers les marchés des swaps de défaillance, puisque le prix retardé d'une période d'un indice boursier est significativement et négativement corrélé aux écarts de CDS actuels. Fung *et al.* (2008) affirment que les marchés boursiers sont davantage efficaces que les marchés des CDS puisqu'ils incorporent plus rapidement le risque de défaut dans leur prix. Pour expliquer ce phénomène, Byström (2005) ainsi que Fung *et al.* (2008) citent la théorie de Merton (1974) concernant la tarification de la dette d'une firme. En considérant que les

marchés sont efficients, l'information concernant la probabilité de défaut d'une firme devrait être incorporée dans le prix de ses actifs. Or, aussitôt que la santé financière de l'entreprise se dégrade, la probabilité de défaut de ses obligations et de ses débentures augmente. Ainsi, le prix de l'action et des obligations de la firme dégringolent, alors que les CDS *spreads* concernant ses titres à revenus fixes augmentent.

Fung *et al.* (2008) ajoutent que l'intensification de la relation *lead-lag* entre les marchés des CDS et boursiers dépend de la qualité de crédit des actifs de références des CDS. Pour ce faire, ils distinguent deux types de marchés CDS, soient les *investment grade* (IG) et les *high-yield*⁴⁵ (HY), dans le but d'apparier les rendements boursiers des firmes composant ces deux marchés. Ces auteurs expliquent que la relation *lead-lag* est davantage prononcée au sein du marché HY, puisque les titres sous-jacents de ces CDS sont plus sujets à varier suite diminution du rendement des marchés boursiers. Les actionnaires aussi détenteurs de CDS concernant la même firme sont d'autant plus préoccupés par une augmentation de son risque de crédit, car advenant sa faillite, ces individus sont les ultimes porteurs du risque. Norden et Weber (2009) renchérissent qu'en raison de leur plus grande liquidité, les marchés boursiers sont davantage sensibles à l'information émise comparativement aux marchés des CDS. Les problèmes liés au manque de liquidité réduisent la capacité du marché des CDS à bien refléter l'information rapidement, et ce, même pour des données à haute fréquence.

Coronado *et al.* (2012) orientent leur étude sur la crise des *subprimes* et la crise de la dette souveraine européenne pour analyser les comouvements entre les deux marchés. Bien qu'elles abondent dans le même sens que Byström (2005), Fung *et al.* (2008) et Norden et Weber (2009), en affirmant que les marchés boursiers influencent les marchés des CDS, elles suggèrent que la relation *lead-lag* s'est inversée, en 2010, puisque ce sont les marchés des CDS qui dominent les marchés boursiers. L'étude de Coronado *et al.* (2012) se concentre principalement sur la relation régnant entre les CDS *spreads*

⁴⁵ Le risque de crédit des *high-yield* (HY) est nettement plus élevé comparativement aux *investment grade* (IG).

souverains européens⁴⁶ et les indices boursiers correspondants. Les auteurs expliquent que les CDS *spreads* atteignent leur apogée, en 2010, puisque les marchés remettent en question la capacité de certains pays à être en mesure de diminuer considérablement leur déficit budgétaire, et ce, sans être secourus par les autorités monétaires et/ou sans se retrouver en situation de défaut. Notons qu'à cette époque, l'économie de certains pays est stagnante. En fait, une détérioration du risque de crédit d'une nation implique que le gouvernement doit se financer sur les marchés à un taux plus élevé. Les perspectives quant aux dépenses et aux investissements sont revues à la baisse et il est fort probable que les contribuables voient leurs taxes à la hausse. Ainsi, les niveaux d'investissement et de consommation diminuent de sorte que la profitabilité des firmes et leur cours de l'action soient revus à la baisse. Coronado *et al.* (2012) allèguent que cette situation impacte négativement le risque de crédit de la firme. De plus, les auteurs remarquent qu'entre 2007 et 2010, les pays fortement atteints par la turbulence, i.e : PIIGS. Leur conclusion confirme les propos de Fung *et al.* (2008) puisque leur étude démontre l'intensité de la relation *lead-lag* entre les marchés des CDS souverains et boursiers dépend de la qualité de crédit du pays. En effet, entre 2007 et 2010, les pays PIIGS se caractérisent par une forte hausse des *spreads* des swaps de défaillance souverains et une chute du rendement des indices boursiers. Fung *et al.* (2008) renchérissent que des marchés boursiers baissiers alimentent la transmission de la volatilité en provenance du marché des CDS.

3.4.1 Sensibilité des marchés boursiers face aux fluctuations des CDS spreads

Dans le même ordre d'idées que les études de Chan-Lau *et al.* (2012), Beltratti et Stulz (2012) et Poirson et Schmittmann (2013) (voir section 3.1.3), Cornett *et al.* (2016) tentent d'identifier les caractéristiques propres aux banques commerciales américaines favorisant leur sensibilité aux fluctuations des CDS *spreads* souverains grecs. Les auteurs concentrent leurs observations des hausses (baisses) de ces *spreads* de plus de 500 points

⁴⁶ Dans le cadre de l'étude de Coronado *et al.* (2012), les CDS souverains étudiés proviennent de la France, l'Allemagne, la Grande-Bretagne et les pays PIIGS.

de base⁴⁷. Bien qu'ils s'attendaient à ce que l'ampleur de la réaction du prix de l'action de l'institution⁴⁸, suite à une importante variation des CDS *spreads* grecs, dépende de la taille de la banque de son exposition transfrontalière⁴⁹ et son niveau de capitalisation, Cornett *et al.* (2016) concluent qu'aucune caractéristique propre aux institutions financières américaines ne semble justifier leur sensibilité sur les marchés boursiers, suite à une fluctuation des *spreads* grecs.

De plus, au courant de la même période, le rôle des institutions financières internationales est non-négligeable, puisque celles détenant une importante exposition sur les banques grecques ont tenté de couvrir leur risque en achetant massivement des CDS souverains grecs (Coronado *et al.*, 2012). Or, Cornett *et al.* (2016) argumentent qu'à l'aube de la crise européenne, les banques commerciales américaines ont amputé leur exposition par rapport à la dette grecque, puisqu'elles ont détecté une augmentation du risque souverain. En outre, étant donné que ces dernières ont été largement affectées par la crise des *subprimes*, leur aversion au risque demeure fort élevée. Ainsi, elles ont diminué leur exposition de 18 milliards USD (décembre 2009) à 5 milliards USD (juin 2010). Les auteurs expliquent que c'est la principale raison pour laquelle l'ensemble des institutions américaines étudiées enregistrent des rendements anormaux non significatifs suite à une fluctuation des *spreads* grecs.

D'ailleurs, Alexander *et al.* (2012) affirment que l'exposition du système bancaire canadien à la dette souveraine des pays PIIGS représente 9% du ratio de capital de catégorie 1 pour l'ensemble des entités du pays. Cette proportion augmente à 20% pour le système bancaire américain. Les auteurs expliquent aussi que les banques canadiennes ont aussi diminué massivement leur exposition directe à la dette souveraine européenne au courant de la pré-crise.

⁴⁷ Une variation de plus de 500 points de bases représente 5% des observations de l'étude de Cornett *et al.* (2016).

⁴⁸ La réaction du prix de l'action se mesure par une hausse (baisse) du prix de l'action suite à la fluctuation des CDS *spreads* grecs.

⁴⁹ La proportion de la valeur des créances étrangères et des prêts aux administrations étrangères par rapport à la totalité des actifs de la banque commerciale américaine.

3.5 L'effet de contagion du système bancaire

La contagion se propage donc à travers les différents marchés internationaux par l'intermédiaire de leurs liens. Des économistes tels que Pericoli et Sbracia (2003) affirment qu'un choc qui se propage à travers des liens « fondamentaux » tels que commerciaux et/ou financiers ne constitue pas une contagion mais illustre plutôt un phénomène d'interdépendance. Il faut que la turbulence soit transmise à travers d'autres canaux « non traditionnels » pour que celle-ci soit considérée comme étant de la contagion. Or, d'autres experts sont en désaccord avec cette définition en rétorquant que des liens « fondamentaux » peuvent justement être susceptibles de propager un stress financier en infectant d'autres marchés internationaux. C'est le cas de Kaminsky et Reinhart (2000) qui attestent que les liens commerciaux entre deux nations favorisent la formation de liens financiers entre elles, et ce particulièrement dans le cas d'accords bilatéraux. Ceux-ci font surtout référence aux prêts interbancaires octroyés entre les pays importateurs et exportateurs pour faciliter la commercialisation des biens et services échangés. Dans le cas où la capacité de remboursement des emprunteurs est en péril, en raison d'une crise financière nationale, cela affecte en retour la banque créitrice. En effet, celle-ci se voit dans l'obligation d'éponger la perte causée par la situation de défaut de son emprunteur. Ce fut le cas lors de la crise asiatique qui est devenue un événement systémique. Les auteurs notent en effet que 54% de la dette thaïlandaise, un pays fortement affecté par cette crise, était détenue par des banques japonaises. En raison de leur forte exposition, ces banques ont été dans l'obligation de rappeler leurs prêts pour justement couvrir la perte engendrée par leurs clients asiatiques. D'ailleurs, les auteurs ont voulu comprendre l'effet qu'avaient ces prêts interbancaires auprès des pays asiatiques fortement atteints par la crise. Les banques japonaises détenaient une importante exposition auprès de la Chine, l'Indonésie, la Corée, la Malaisie, la Thaïlande et les Philippines. Ils remarquent que la probabilité que la crise asiatique affecte un pays quelconque sachant que des pays aux alentours sont fortement affectés par la turbulence grimpe à 83,5%. Cette étude introduit justement un nouveau canal de transmission de la contagion occasionné par les prêts interbancaires entre les nations.

Outre les expositions interbancaires, Guillaumont Jeanneney et Kpodar (2006) ajoutent que les institutions financières peuvent octroyer des prêts risqués à des taux de financement élevés auprès de pays en voie de développement, en espérant qu'ils génèrent un profit élevé. Dans le cas où le pays emprunteur subit un changement économique défavorable, il peut se retrouver dans l'impossibilité d'honorer ses obligations envers leur prêteur. Ce dernier espère que la perte colossale soit endossée par les institutions financières internationales et/ou les autorités financières afin d'éviter un effet de contagion.

3.5.1 Mécanisme de contagion

Advenant le cas où la perte soit prise en charge par les contreparties de la banque défaillante, la turbulence est transmise jusqu'au moment où elle est absorbée par une entité dont le capital est supérieur à cette perte (Nier *et al.*, 2007). C'est en modélisant les expositions interbancaires, grâce à la théorie des réseaux, que les auteurs sont en mesure de comprendre le mécanisme de contagion déclenché par le défaut d'une institution financière. Dans leur modèle, chaque nœud est représenté par une banque et le lien entre les sommets illustre la taille du prêt.

D'abord, dans leur modèle, S_i représente le choc initial affectant la banque i , C_i représente le capital de la banque i , b_i représente les prêts interbancaires de la banque i et d_i représente les dépôts de la banque i . Dans le cas où $S_i > C_i$, le capital de la banque i n'est pas en mesure d'absorber le choc initial et la banque risque d'être en situation de défaut. De ce fait, la perte résiduelle ($S_i - C_i$) est transmise aux créanciers de l'institution financière. Si $(S_i - C_i) < b_i$, la perte résiduelle est transférée aux déposants d_i , où ces derniers devront assumer cette perte résiduelle qui est désormais équivalente à $(S_i - C_i - b_i)$. Dans leur modélisation, les créanciers absorbent une quantité égale de la perte résiduelle transmise par la banque initialement affectée par la turbulence. Si le capital d'un des créanciers, C_j , est supérieur au choc, le mécanisme de contagion est interrompu. Toutefois, si ce n'est pas le cas, la banque est en défaillance; elle propagera le choc et affectera d'autres entités à son tour. La portion du choc transférée à un créancier, S_j , de la banque initiale « i », correspond à $S_j = \frac{(S_i - C_i)}{k}$, où k est le nombre de créanciers de l'entité

i. Le scénario se répète jusqu'au moment où le choc est absorbé par une entité détenant un capital supérieur à la perte engendrée par la transmission de cette turbulence.

Krause et Giansante (2012) expliquent plutôt qu'une banque dont le niveau de capital est inférieur à la valeur de la perte se voit dans l'obligation de rappeler tous les clients à qui elle a octroyé un prêt. Ainsi ses réserves et les fonds amassés servent essentiellement à épouser la perte. La banque procède à un remboursement respectant la séiorité de ses créanciers faisant en sorte que les épargnants sont indemnisés d'abord. Ensuite, elle doit rembourser ses prêts interbancaires. Dans le cas où elle est dans l'impossibilité de couvrir leur totalité, elle rembourse seulement une proportion du montant dû, qui est la même pour l'ensemble des prêts de mêmes rangs. Ainsi, le montant de la dette non couvert affecte à la baisse les capitaux propres de cette banque.

3.5.2 Exposition bancaire et impact sur les marchés boursiers

Guillaumont-Jeanneney et Kpodar (2006) illustrent l'impact que peut avoir la défaillance d'une banque sur les marchés boursiers en citant les événements survenus lors de la crise asiatique. En fait, les banques asiatiques ont emprunté d'importantes sommes en dollars, et ce, dans le but d'octroyer des prêts à long terme, en monnaie nationale, afin de financer des projets immobiliers dans leur pays. Non seulement cela a fortement exposé ces institutions à un risque de change considérable, mais au moment où les investisseurs ont perdu espoir que les autorités monétaires couvrent ces entités en cas de défaillance, les nombreux actionnaires non-résidents ont massivement vendu leurs titres. Ainsi, la monnaie nationale se déprécie, la valeur des prêts en dollars augmente et en raison de la montée fulgurante du niveau d'endettement de ces banques, ces dernières se voient dans l'obligation de vendre leur portefeuille de marché afin d'obtenir le plus de liquidités possible. Finalement, les investisseurs perdent totalement confiance en ces banques et se défont de tout engagement envers celles-ci en vendant leurs actions.

Dans le même ordre d'idées, Bartram *et al.* (2007) éploquent les rapports annuels de plusieurs institutions financières pour recenser les prêts interbancaires au niveau mondial et recueillent les rendements boursiers de ces banques. Ils stipulent que les banques qui ne détiennent aucune exposition aux entités en crise enregistrent de faibles

rendements anormaux, alors que celles ayant une exposition directe se caractérisent par d'importants rendements anormaux en période de turbulence. Les institutions indirectement exposées à une entité en crise enregistrent tout de même un rendement anormal, en raison d'un intermédiaire qui détient quant à lui une exposition directe à cette entité en question. Hale *et al.* (2013) renchérissent qu'il faut non seulement tenir compte des connexions contemporaines entre les entités, mais aussi des liens passés. Notons que ces auteurs ont plutôt eu recours au marché des prêts syndiqués pour la construction de ce réseau bancaire. Selon eux, suite à la maturation d'un prêt syndiqué avec un ou plusieurs partenaires, une institution peut avoir l'intention d'établir de nouvelles relations d'affaires avec ces derniers, ce qui expliquerait l'importance de ne pas négliger les connexions passées du réseau bancaire. En fait, les pires rendements observés au sein du réseau appartiennent aux entités détenant une exposition actuelle ou passée à une banque en crise.

Dans le cas de la crise européenne, Ahmad *et al.* (2013) affirment que l'exposition interbancaire est un important facteur susceptible de transmettre la contagion sur les marchés boursiers. En effet, c'est le cas de l'Afrique du Sud, le Brésil, l'Inde et la Corée du Sud qui ont tous été affectés par un effet de contagion en provenance des pays PIIGS en raison de leur importante exposition à ces nations en crise. Le secteur bancaire sud-africain a une forte exposition par rapport à l'Espagne, l'Irlande, la Grèce et le Portugal. De plus, 27% des échanges commerciaux sud-africains sont effectués avec l'Europe. Dans le cas du Brésil, les auteurs mentionnent quatre causes ayant causé un effet de contagion au pays : 1) les banques espagnoles et italiennes ont une importante exposition au Brésil, 2) entre 2011 et 2012, plus du 2/3 des investissements étrangers proviennent d'Europe, 3) au courant la même période, un montant similaire à celui des investissements étrangers européennes ont été remis à l'Europe en dividendes et en bénéfices, et 4) près de 20% des échanges commerciaux brésiliens mettent en scène l'Europe de sorte que la diminution de la demande européenne pour des biens brésiliens ont mené à une baisse de la profitabilité des firmes, ce qui a eu un effet sur leur cours de l'action. Dans le cas de l'Inde, un effet de contagion y est détecté en provenance de l'Irlande, puisque l'économie irlandaise est fortement influencée par les conditions de

marché de la Grande-Bretagne. De ce fait, l'Europe a une exposition de 17% à ce pays, dont 10% est imputable à la Grande-Bretagne. En ce qui concerne la Corée du Sud, les États-Unis, la France, l'Allemagne ainsi que la Grande-Bretagne détenaient une importante exposition dans ce marché financier. En plein cœur de la turbulence, ces pays ont dû sortir leur capital du marché sud-coréen afin d'éponger leur perte imposante vis-à-vis les pays PIIGS.

Irresberger *et al.* (2015) se sont penchés sur un autre type d'exposition détenue par une institution afin d'expliquer sa performance boursière. D'abord, contrairement à Ahmad *et al.* (2013) et Bartram *et al.* (2007) qui étudient l'impact des expositions interbancaires, Irresberger *et al.* (2015) calculent l'exposition d'une institution au risque systémique en calculant la perte marginale attendue (*marginal expected shortfall ou MES*), qui consiste au rendement moyen négatif d'un titre lorsque le marché enregistre le 5% de ses pires résultats lors de la crise. Les auteurs remarquent que le rendement des grandes banques détenant une forte exposition n'est pas affecté par le sentiment de crise généralisé par l'ensemble du marché, alors que la performance des institutions n'ayant pas d'exposition est influencée par l'indice de sentiment de crise. Encore une fois, selon les auteurs, c'est principalement imputable à l'éventuel *bailout* destiné aux institutions les plus vulnérables lors de la crise.

En somme, un accroissement des liens commerciaux entre deux pays favorise la formation de liens financiers, dénotés par des prêts interbancaires octroyés par les nations importatrices et exportatrices pour faciliter la commercialisation des biens et services échangés. Une banque exposée directement ou indirectement à une entité en crise enregistre des rendements boursiers anormaux lors d'une turbulence. D'ailleurs, la performance des banques ne détenant pas d'exposition aux institutions en crise semble être influencée par l'indice de sentiment de crise.

3.6 Comportement moutonnier des investisseurs

Suite aux nombreuses crises survenues au courant des dernières années, le comportement moutonnier des investisseurs a suscité un large intérêt au sein de la littérature. Rigobon (2002) mentionne que le comportement des investisseurs devient un

canal de transmission de la contagion sur les marchés boursiers, puisque cela alimente la synchronisation des comouvements de leurs rendements. De façon générale, Bikhchandani et Sharma (2001) qualifient un investisseur moutonnier comme étant un individu qui modifie sa stratégie d'investissement en fonction de ce que les autres joueurs sur le marché effectuent, et ce, sans que cet individu soit au courant des informations détenues par ceux-ci. Un investisseur peut être motivé à baser sa stratégie d'investissement sur le mimétisme puisque les transactions réalisées par les autres acteurs du marché révèlent de l'information concernant le rendement du titre en question. Un investisseur moutonnier irrationnel copie la stratégie d'investissement d'un autre joueur aveuglement, et ce en ne se préoccupant pas de ses propres croyances et/ou informations (Devenow et Welch, 1996). Villatoro (2009) ajoute que les investisseurs individuels ont souvent tendance à copier les actions d'intermédiaires financiers tels que les compagnies d'assurances, les fonds d'investissement, les fonds de pension ou les investisseurs ayant une bonne réputation, puisque ces derniers ont souvent déboursé pour détenir davantage d'information dans le but de mieux orienter leurs stratégies. Ainsi, les investisseurs individuels bénéficient indirectement de ces informations privées en répliquant leurs transactions. Bikhchandani et Sharma (2001) définissent plutôt l'irrationalité d'un investisseur moutonnier lorsque ses sentiments motivent ses stratégies d'investissement. Or, un comportement moutonnier rationnel se définit lorsque des investisseurs, indépendants les uns des autres, et ayant accès à la même information, effectuent des transactions similaires.

Venezia *et al.* (2011) observent le comportement grégaire des investisseurs amateurs et professionnels sur les marchés boursiers. Dans le cadre de leur étude, un investisseur amateur se définit par un individu n'ayant pas recours à l'expertise d'un gestionnaire de portefeuille pour effectuer ses transactions. Les auteurs affirment qu'un gestionnaire de portefeuille peut avoir tendance à adopter ce comportement pour des raisons réputationnelles et/ou de compensations salariales tandis qu'un investisseur amateur imite les faits et gestes d'autrui pour des motifs liés à son manque d'information sur les marchés. Étant donné que les investisseurs professionnels détiennent davantage d'informations, ces derniers ont moins tendance à répliquer les transactions. Les auteurs

allèguent qu'en raison de leur formation académique en finance et leur connaissance du marché, les investisseurs professionnels ont moins tendance à se laisser influencer par les signaux du marché.

3.6.1 Modèles pour mesurer le comportement moutonnier

Christie et Huang (1995) proposent un modèle qui mesure les écarts-types transversaux (*cross-sectional standard deviation*) des rendements boursiers par rapport au marché afin d'observer le comportement moutonnier des investisseurs :

$$CSSD_t = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^N (R_{i,t} - R_{m,t})^2}{N-1}} \quad (13)$$

Où, $CSSD_t$ est l'écart-type transversal du rendement boursier par rapport au marché, $R_{i,t}$ est le rendement du titre i , au temps t , $R_{m,t}$ est le rendement du marché, au temps t et N est le nombre d'actions composant le portefeuille de marché.

À partir des écarts-types transversaux calculés, les auteurs effectuent une régression multiple en incorporant des variables dichotomiques afin d'observer le comportement moutonnier lorsque le marché enregistre des rendements élevés ou faibles :

$$CSSD_t = \alpha + \beta^L D^L + \beta^U D^U + \varepsilon_t \quad (14)$$

Où, α est un intercepte et ε un terme d'erreur.

$$D^U$$

$$= \begin{cases} 1 & \text{si } R_{m,t} \text{ se situe dans la queue inférieure de la distribution des rendements} \\ 0 & \text{autrement} \end{cases}$$

$$D^L =$$

$$\begin{cases} 1 & \text{si } R_{m,t} \text{ se situe dans la queue supérieure de la distribution des rendements} \\ 0 & \text{autrement} \end{cases}$$

Selon le modèle d'évaluation des actifs (*CAPM*), un stress financier, accompagné d'un niveau élevé de la volatilité du prix des actifs, contribue à augmenter la dispersion entre le rendement d'un titre et celui du marché, soit la mesure *CSSD*. Cette déviation de rendement est principalement imputable au β de chaque titre qui mesure sa sensibilité par

rapport aux variations du marché dans le modèle *CAPM*. Ceci sous-entend que la stratégie d'investissement entreprise par chaque individu est basée selon leurs propres informations et croyances, indépendantes les unes des autres. Dans ce cas-ci, le modèle *CSSD* sous-entend que la relation entre la dispersion des rendements d'un titre et celui du marché est linéaire. Or, si les investisseurs adoptent un comportement moutonnier, Christie et Huang (1995) affirment que les rendements sont de moins en moins dispersés par rapport au marché, puisque les individus ne tiennent pas compte de leurs informations et préfèrent imiter les autres joueurs sur le marché. Dans ce cas-ci, ce type de comportement est détectable lorsque β^L et/ou β^U sont significativement négatifs dans la régression multiple du *CSSD*.

Chang *et al.* (2000) critiquent les travaux de Christie et Huang (1995) en affirmant que le modèle *CSSD* n'est pas adéquat, puisque la relation linéaire décrite ci-dessus ne tient plus la route aussitôt que les investisseurs adoptent un comportement moutonnier. En fait, Chang *et al.* (2000) attestent plutôt qu'en période de turbulence, cette relation est soit négative ou augmente à un rythme décroissant, mais elle n'est définitivement pas linéaire. Pour remédier à la situation, ils proposent le modèle d'écart absolu transversal des rendements, *CSAD* :

$$CSAD_t = 1/N \sum_{i=1}^N |R_{i;t} - R_{m;t}| \quad (15)$$

Où, *CSAD* est l'écart absolu transversal du rendement boursier par rapport au rendement du marché, $R_{i;t}$ est le rendement du titre i , au temps t , $R_{m;t}$ est le rendement du marché au temps t , et N est le nombre d'actions composant le portefeuille de marché.

La régression multiple *CSAD* (équation (15)) proposée ajoute comme variable exogène, $R_{m;t}^2$, afin d'illustrer la relation non linéaire entre la déviation des rendements d'un titre et celui du marché. Un coefficient γ_2 significativement négatif traduit que les investisseurs ont adopté un comportement moutonnier. La relation linéaire est illustrée par le coefficient γ_1 . Les auteurs ont opté pour mettre le rendement du marché en valeur absolue pour faciliter l'analyse des différents coefficients γ_1 . Tout comme Christie et Huang (1995), Chang *et al.* (2000) distinguent les rendements baissiers et haussiers du marché.

$$CSAD_t^{UP} = \alpha + \gamma_1^{UP} |R_{m;t}^{UP}| + \gamma_2^{UP} (R_{m;t}^{UP})^2 + \varepsilon_t \quad (16)$$

$$CSAD_t^{DOWN} = \alpha + \gamma_1^{DOWN} |R_{m;t}^{DOWN}| + \gamma_2^{DOWN} (R_{m;t}^{DOWN})^2 + \varepsilon_t \quad (17)$$

Étant donné que les modèles (16) et (17) du *CSAD* s'apparentent à une équation quadratique, les auteurs déterminent qu'au moment où le rendement atteint un seuil équivalant à $R^*_{m;t} = -(\gamma_1/2\gamma_2)$, la dispersion diminue. Autrement dit, les investisseurs adoptent un comportement moutonnier. Notons que ce seuil provient de l'équation quadratique, $\frac{-b \pm \sqrt{b^2 - 4ac}}{2a}$, en considérant que le discriminant est nul.

De façon générale, Christie et Huang (1995) et Chang *et al.* (2000) affirment qu'une hausse du rendement du marché contribue à une augmentation de la dispersion des rendements des titres, mais à un certain niveau d'importantes variations de prix des actifs, les investisseurs ont tendance à adopter un comportement moutonnier, particulièrement lorsque le marché est baissier. En effet, les auteurs notent que les mesures de dispersions sont supérieures lorsque les marchés sont haussiers.

Economou *et al.* (2011) se sont intéressés au comportement moutonnier sur les marchés boursiers européens, principalement ceux en provenance de la Grèce, l'Italie, l'Espagne et le Portugal. Notons que ce sont quatre pays ayant été affectés par la crise européenne. Les auteurs se sont inspirés du modèle *CSAD* pour observer les dispersions des rendements selon que le marché est haussier ou baissier. Dans le cadre de cette étude, le $R_{m;t}$ est calculé à partir d'un portefeuille de marché uniquement composé des quatre économies étudiées.

$$CSAD_t = \alpha + \gamma_1 D^{UP} |R_{m;t}| + \gamma_2 (1 - D^{UP}) |R_{m;t}| + \gamma_3 D^{UP} (R_{m;t})^2 + \gamma_4 (1 - D^{UP}) (R_{m;t})^2 + \varepsilon_t \quad (18)$$

$$D^{UP} = \begin{cases} 1 & \text{si } R_{m;t} > 0 \\ 0 & \text{si } R_{m;t} \leq 0 \end{cases}$$

Tout comme Christie et Huang (1995) et Chang *et al.* (2000), Economou *et al.* (2011) observent un comportement moutonnier des investisseurs lorsque le marché est

baissier pour l'ensemble des pays étudiés, sauf dans le cas de la Grèce. En effet, les coefficients γ_3 et γ_4 sont significativement négatifs, ceci implique que le comportement moutonnier est observable lorsque le marché grec est haussier et baissier.

Demirer *et al.* (2010) avancent que le concept d'aversion aux pertes de l'investisseur, développé par Tversky et Kahneman (1991), explique la présence de comportements moutonniers lorsque le marché est baissier. La figure 6 démontre que « la perte d'utilité associée à l'abandon d'un bien est supérieure au gain d'utilité lié à l'acquisition de ce bien⁵⁰. » Autrement dit, l'investisseur préfère éviter les pertes liées à ses investissements plutôt qu'obtenir un gain. Ainsi, en période de marché baissier, en raison de cette crainte, répliquer les stratégies d'investissement d'autrui semble être la meilleure solution pour limiter les pertes.

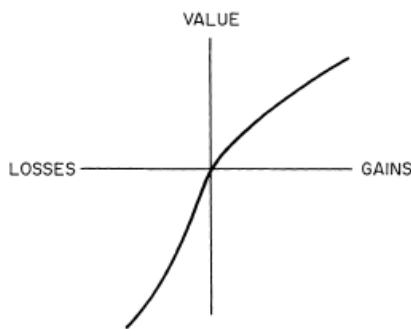


Figure 6 : Fonction d'utilité liée à l'acquisition et la perte d'un bien

Source : TVERSKY, Amos et Daniel KAHNEMAN, 1991, « Loss Aversion and Riskless Choice : A Reference-Dependent Model ». *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 106, n°4, 1039-1061

3.6.2 Présence du comportement moutonnier en temps de crise

Dans le même ordre d'idées, Economou *et al.* (2011) effectuent une régression multiple similaire à celle décrite précédemment, sauf que la variable dichotomique distingue les périodes de hautes et faibles volatilités.

⁵⁰ Traduction libre de TVERSKY, Amos et Daniel KAHNEMAN, 1991, « Loss Aversion and Riskless Choice : A Reference-Dependent Model ». *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 106, n°4, 1039-1061

$$CSAD_t = \alpha + \gamma_1 D^{HVolatility} |R_{m,t}| + \gamma_2 (1 - D^{HVolatility}) |R_{m,t}| + \gamma_3 D^{UP} (R_{m,t})^2 + \gamma_4 (1 - D^{HVolatility}) (R_{m,t})^2 + \varepsilon_t \quad (19)$$

$D^{HVolatility}$

$$= \begin{cases} 1 & \text{si la volatilité observée} > \text{moyenne mobile 30 jours de la volatilité} \\ 0 & \text{si la volatilité observée} < \text{moyenne mobile 30 jours de la volatilité} \end{cases}$$

Entre janvier 1998 et décembre 2008, les auteurs observent la présence d'investisseurs moutonniers sur les marchés boursiers grecs, et ce peu importe le niveau de volatilité. En ce qui concerne l'Espagne et le Portugal, les coefficients γ_3 et γ_4 sont positifs et non-significatifs alors que le comportement moutonnier est présent seulement en Italie lorsque la volatilité est faible. Mesis et Zapranis (2014) renchérissent en admettant que l'introduction de l'Euro, la crise des *subprimes* ainsi que l'important déficit du pays ont incité les investisseurs à adopter un comportement moutonnier sur le marché grec. Les auteurs décèlent l'existence de ce comportement quelques mois précédant le plan de secours élaboré par le FMI, la BCE et la Commission Européenne, en mai 2010. Ceci a mené à la propagation d'un effet de contagion auprès d'autres nations de l'UE. Economou *et al.* (2011) allèguent que le comportement moutonnier est corrélé positivement et significativement avec une hausse de la volatilité du marché.

Le comportement moutonnier contribue à amplifier l'effet de contagion sur les marchés. En effet, Chiang *et al.* (2007) remarquent que la crise asiatique se divise en deux sous-périodes. La première se caractérise par une hausse de la corrélation entre les marchés boursiers de la région, ce qui traduit l'effet de contagion. La deuxième phase coïncide avec le second semestre de 1997, où la corrélation demeure aussi élevée. Les auteurs stipulent que cette phase est plutôt causée par le comportement moutonnier des investisseurs. Au moment où la crise faisait la une des manchettes internationales, cela a alimenté le comportement moutonnier des investisseurs. De plus, au courant de cette période, la collecte d'information s'avère assez dispendieuse de sorte que seuls les investisseurs institutionnels étaient en mesure de s'en procurer. Ainsi, les investisseurs, dans l'incapacité de se procurer ces informations, répliquent les stratégies d'investissement des investisseurs institutionnels. De plus, selon Chiang et Zhen (2010),

les crises financières incitent les investisseurs à adopter un comportement moutonnier, ce qui a pour effet de propager l'effet de contagion au sein des nations voisines au pays en crise originellement.

Or, Venezia *et al.* (2011) affirment, qu'au contraire, le comportement moutonnier cause, au sens de Granger, la hausse de la volatilité des marchés. Ils reconnaissent que ce sont les investisseurs « amateurs » qui contribuent largement à l'instabilité financière, puisqu'ils sont davantage enclins à adopter ce comportement. Comme Chiang *et al.* (2007) le mentionnent ci-haut, le manque d'information est un incitatif pour imiter les faits et gestes d'autrui, puisque cela rend l'investisseur amateur moins confiant concernant les transactions à effectuer. Le scénario se répète pour la bourse athénienne, puisque le comportement moutonnier des investisseurs cause aussi, au sens de Granger, la volatilité du marché (Massis et Zapranis, 2014).

Chiang et Zhen (2010) ainsi que Economou *et al.* (2011) effectuent des régressions multiples dans le but de déterminer si les marchés boursiers sont dépourvus ou non d'activités moutonnières au courant de la crise des *subprimes*.

Modèle *CSAD* de Chiang et Zhen (2010) :

$$CSAD_t = \alpha + \gamma_1 R_{m;t} + \gamma_2 |R_{m;t}| + \gamma_3 (R_{m;t})^2 + \gamma_4 CSAD_{C;t} + \gamma_5 (R_{C;m;t})^2 + \varepsilon_t \quad (20)$$

Où, $CSAD_{C;t}$ est l'écart absolu transversal du rendement boursier par rapport au rendement boursier du pays en crise (États-Unis) et $R_{C;m;t}$ est le rendement boursiers du pays en crise (États-Unis).

Les auteurs incluent dans leur modèle la relation linéaire entre le rendement du marché et la $CSAD_t$ avec et sans valeur absolue. « C'est pour mieux capter l'asymétrie du comportement des investisseurs sous différentes conditions du marché, où $\gamma_1 + \gamma_2$ capture la relation entre la dispersion des rendements et le rendement du marché, lorsque $R_{m;t} > 0$, alors que $\gamma_1 - \gamma_2$ démontre cette relation lorsque $R_{m;t} \leq 0$. Le ratio $(\gamma_1 + \gamma_2)/(\gamma_1 - \gamma_2)$ quantifie

l'asymétrie entre la déviation des rendements et le rendement du marché.⁵¹ » Pour l'ensemble des pays étudiés⁵², le coefficient γ_4 est significativement positif, ce qui implique que la déviation des rendements du marché américain a bel et bien influencé la dispersion des rendements sur les marchés internationaux. C'est un indicateur de la présence d'un effet de contagion. De plus, la régression multiple révèle l'absence de comportements moutonniers au sein des marchés français, allemands, anglais, argentins, mexicains et chinois, contrairement aux autres nations observées. Or, la majorité des coefficients γ_5 sont positifs ou non significatifs. Malgré ces résultats, les auteurs n'excluent pas l'absence de comportement moutonnier en provenance des États-Unis, puisqu'étant donné que la crise des *subprimes* s'est propagée internationalement, les informations concernant $R_{C.m.t}$ se sont principalement reflétées au sein des marchés nationaux, soit $R_{m;t}$. En effet, les coefficients de ce dernier démontrent la présence de comportement moutonnier pour plusieurs pays étudiés, puisque γ_3 est significativement négatif. C'est le cas de l'Australie, les États-Unis, Hong Kong, le Japon, le Brésil, le Chili, le Mexique, la Corée du Sud et Taïwan.

Modèle d'Economou *et al.* (2011) :

$$CSAD_t = \alpha + \gamma_1 |R_{m;t}| + \gamma_2 (R_{m;t})^2 + \gamma_3 D^{crisis} (R_{m;t})^2 + \varepsilon_t \quad (21)$$

$$D^{crisis} = \begin{cases} 1 & \text{si jour de crise} \\ 0 & \text{autrement} \end{cases}$$

Notons que les auteurs considèrent deux sous-périodes de la crise soient entre le 1^{er} août 2007 au 31 décembre 2008 afin de couvrir la totalité de la turbulence ainsi qu'entre le 1^{er} septembre 2008 au 31 octobre 2008 pour isoler la chute de *Lehman Brothers*. Les résultats de ce modèle révèlent que les quatre marchés européens sont dépourvus de comportement moutonnier lors de la crise des *subprimes*, puisque les coefficients γ_3 sont significativement positifs ou négatifs et non significatifs. Ces

⁵¹ Traduction libre de CHIANG, Thomas C. et Dazhi Zhen, 2010, « An empirical analysis of herd behavior in global stock markets ». *Journal of Banking & Finance*, vol. 34, 1911-1921

⁵² Les pays inclus dans l'échantillon de l'étude de Chiang et Zhen (2010) sont les États-Unis, l'Australie, la France, l'Allemagne, Hong Kong, la Grande-Bretagne, l'Argentine, le Chili, le Brésil, le Mexique, la Chine, la Corée du Sud, Taiwan, l'Indonésie et la Malaisie.

conclusions contredisent les propos de Chiang et Zhen (2010), mais notons que ces derniers utilisent des indices boursiers pour illustrer le rendement du marché tandis qu’Economou *et al.* (2011) créent un portefeuille de marché uniquement composé des quatre économies européennes observées et non un indice boursier.

3.6.2.1 Un comportement moutonnier influencé par les autres marchés boursiers

Economou *et al.* (2011) observent que le coefficient, δ_j , du modèle ci-dessous, est significativement positif pour l’ensemble des pays étudiés⁵³. Ce coefficient dénote si la dispersion des rendements en provenance des autres marchés européens exerce une influence sur le *CSAD* d’un pays en particulier. L’analyse du modèle révèle une relation significativement positive entre les différentes dispersions. D’ailleurs, la plus forte influence découle entre l’Espagne et le Portugal ainsi que l’Espagne et l’Italie. Ceci confirme que la théorie de « *herding force* » règne au sein de ces marchés, puisque le comportement moutonnier contribue à la synchronisation des différentes dispersions de rendements. Les auteurs abondent dans le même sens que Venezia, *et al.* (2011) en alléguant que c’est une véritable menace pour la stabilité financière des marchés européens, car le comportement moutonnier devient un réel catalyseur pour amorcer une crise financière régionale, et ce, en raison de la grande taille de ces quatre économies au sein de l’UE et de leurs importants liens financiers avec d’autres nations européennes, illustrés par Gentile et Giordano (2012).

$$CSAD_{i;t} = \alpha + \gamma_1 |R_{m;t}| + \gamma_2 (R_{m;t})^2 + \sum_{j=1}^3 \delta_j CSAD_{j;t} + \varepsilon_t \quad (22)$$

L’influence du marché boursier américain est notable sur les marchés internationaux. En effet, Economou *et al.* (2011) incorpore le rendement au carré de la bourse de New York au sein de leur modèle ci-dessous. Notons qu’ils ont décalé la temporalité de $R_{US;t-1}$, car l’ouverture des marchés boursiers européens et américains diffère de quelques heures en raison du décalage horaire. Leur modèle révèle que le comportement moutonnier des investisseurs européens est influencé par les rendements

⁵³ Notons que les marchés boursiers étudiés proviennent de l’Espagne, la Grèce, l’Italie et le Portugal.

du marché des États-Unis, car le coefficient γ_3 est significativement positif pour l'ensemble des quatre pays européens.

$$CSAD_{i,t} = \alpha + \gamma_1 |R_{m;t}| + \gamma_2 (R_{m;t})^2 + \gamma_3 (R_{US;t-1})^2 + \varepsilon_t \quad (23)$$

Chiang et Zhen (2010) émettent une conclusion similaire, puisqu'au sein des marchés asiatiques, la bourse de New York y exerce aussi son influence. Selon eux, « c'est principalement causé par le traitement de l'information mondiale. Les investisseurs asiatiques tentent de suivre les nouvelles internationales et construisent leur stratégie d'investissement à partir des faits et gestes des investisseurs institutionnels de *Wall Street*. Ces derniers sont considérés comme étant un centre de traitement et de diffusion de l'information concernant l'investissement mondial. Les investisseurs internationaux accordent beaucoup d'importance et de crédibilité aux nouvelles en provenance de *Wall Street*, ils forment ainsi un consensus par rapport aux décisions d'investissement à entreprendre de sorte que le comportement moutonnier soit adopté par les individus⁵⁴. »

3.6.3 Le secteur bancaire sur les marchés boursiers et le comportement moutonnier

Huang et al. (2015) étudient le comportement moutonnier des investisseurs au sein du secteur bancaire et financier du marché boursier taiwanais. L'analyse de la régression CSAD, introduite par Chang et al. (2000), révèle que la crise financière de 2008 a incité les investisseurs à adhérer à ce comportement. En fait, leurs résultats démontrent, qu'au courant de la turbulence, le comportement moutonnier est davantage prononcé lorsque le marché est haussier. Dans le cas contraire, les coefficients de la régression sont négatifs et non-significatifs, ceci traduit l'absence de comportement. Dans le même ordre d'idées, Cakan et Balagyozyan (2014) effectuent la même analyse, mais au sein du marché boursier turc. Or, ils affirment que le secteur bancaire est dépourvu de comportement moutonnier lors de la crise des *subprimes*

⁵⁴ Traduction libre de CHIANG, Thomas C. et Dazhi Zhen, 2010, « An empirical analysis of herd behavior in global stock markets ». *Journal of Banking & Finance*, vol. 34, 1911-1921

Bien que les études de Huang *et al.* (2015) et de Cakan et Balagyozyan (2014) n'apportent aucune explication financière concernant leurs résultats, Venezia *et al.* (2011) rapportent que le comportement moutonnier peut être influencé selon certaines caractéristiques propres aux titres. C'est le cas pour les titres affichant un important risque idiosyncratique. En effet, ces auteurs remarquent une corrélation positive et significative entre le risque idiosyncratique d'un titre et le comportement moutonnier des investisseurs amateurs. Étant donné que ces derniers détiennent moins d'information qu'un investisseur professionnel, un amateur peut avoir moins confiance en ses connaissances pour détenir un titre de ce type. Ainsi, imiter les faits et gestes d'un professionnel s'avère une solution envisageable pour en posséder. Les auteurs renchérissent en admettant qu'un investisseur professionnel a moins tendance à se laisser influencer par cette variable en raison de sa formation académique en finance. De ce fait, Yang et Tsatsaronis (2012) allèguent qu'un levier financier élevé d'une banque contribue à hausser le risque idiosyncratique de son titre sur les marchés boursiers.

En résumé, le comportement moutonnier irrationnel des investisseurs est principalement motivé par leurs émotions puisqu'ils ne se préoccupent pas de leurs propres croyances et/ou informations. Or, un comportement rationnel se définit lorsque les investisseurs, indépendants les uns des autres, et ayant accès à la même information, effectuent des transactions similaires. Des gestionnaires de portefeuille peuvent baser leurs stratégies d'investissement sur le mimétisme pour des motifs réputationnels et/ou de compensations salariales. Les investisseurs individuels peuvent imiter les autres joueurs pour bénéficier indirectement des informations détenues par intermédiaires financiers tels que les compagnies d'assurances, les fonds d'investissement, les fonds de pension ou les investisseurs ayant une bonne réputation. Le comportement moutonnier est principalement observable lorsque les marchés sont baissiers, fort volatiles, spécialement lors d'une crise financière. D'ailleurs, le comportement grégaire contribue à l'amplification de l'effet de contagion sur les marchés, puisque la seconde phase d'une crise, suivant une hausse de la corrélation, cette mesure demeure tout aussi élevée.

3.7 Sentiment de crise ressenti par les investisseurs

Tel qu'il est expliqué ci-haut, non seulement les actions entreprises par les investisseurs ont un impact sur le rendement des titres en question, mais elles traduisent aussi un sentiment de crise lors de la turbulence. D'ailleurs, Irresberger *et al.* (2015) ont développé un indice mesurant le sentiment de crise chez les investisseurs, *crisis sentiment index (CSI)*, à partir des tendances de recherche effectuée sur *Google*, lors de la crise des *subprimes*, et ce dans le but d'expliquer les performances boursières des banques. D'abord, au courant de cette période, ils se sont intéressés aux tendances de recherches relatant ces termes exacts : *financial crisis*, *credit crisis*, *bank crisis* et *subprime crisis* afin de créer un indice « général » reflétant le sentiment de crise pour l'ensemble du marché boursier. Dans le cas de ces quatre grandes institutions telles que *HSBC*, *BNP Paribas*, *Citigroup* et *JP Morgan*, le niveau de l'indice de sentiment de crise est élevé au courant de la turbulence, particulièrement suite à la faillite de *Lehman Brothers*, alors que le prix des banques américaines est en chute libre. Pour ce qui est des deux banques européennes, certes le prix de leur titre a été fort affecté, mais leur indice de sentiment de crise est moins prononcé que celui des institutions financières américaines. Selon les auteurs, c'est en raison de l'importante attention médiatique portée pour les institutions des États-Unis qui est le pays d'origine de cette turbulence.

De plus, Irresberger *et al.* (2015) se sont intéressés aux banques ayant été les plus recherchées sur le moteur de recherche afin d'illustrer la perception des investisseurs concernant les institutions financières et la crise financière. Leurs résultats révèlent que les grandes banques ne bénéficiant pas d'un éventuel *bailout*, orchestré par l'État, voient leur performance boursière chuté et ce, en raison du sentiment de crise fort prononcé par les investisseurs. Mink et De Haan expliquent que la possibilité d'un *bailout* envoie un signal favorable aux investisseurs, puisque cela implique que l'État désire les protéger contre les pertes encourues. En effet, ces institutions européennes ont enregistré des rendements anormaux moins prononcés que celles ne bénéficiant pas de ce sauvetage financier. Mink et De Haan (2013) expliquent que la possibilité d'un *bailout* envoie un signal favorable aux investisseurs, puisque cela implique que l'État désire les protéger

contre les pertes encourues. Un gouvernement décidant de ne pas effectuer un *bailout* envoie un signal alarmant sur les marchés, puisque cela exprime sa ferme intention de ne pas secourir le secteur financier malgré sa précarité. Notons que ce scénario s'est produit pour les banques détenant une exposition avec la Grèce ou tout autre pays du PIIGS.

De plus, Mink et De Haan (2013) ajoutent que les nouvelles concernant la conjoncture économique grecque ont seulement un impact sur les rendements obligataires des pays PIIGS et non sur les rendements boursiers des banques européennes. En effet, les rendements obligataires anormaux, suite à l'annonce de ces nouvelles, sont principalement imputables à un effet d'apprentissage (*learning effect*) sur les marchés. Cela consiste à ce que l'information diffusée, lors d'une crise nationale, incite les investisseurs à réévaluer la vulnérabilité des autres pays pouvant être affectés par cette turbulence. Notons que cet effet contribue à la propagation transfrontalière de la crise. Chan-Lau *et al.* (2012) ajoutent que, suite à la crise des *subprimes*, les rendements boursiers des banques européennes réagissent principalement aux nouvelles concernant les perspectives de croissance et le risque souverain. « Les pertes attribuées à la détention d'obligations diminuent la capacité de la banque d'offrir du crédit, ce qui impute les perspectives de croissance. Ce phénomène limite le rythme d'acquisition de dette souveraine et entraîne un plus grand risque de pertes attribuables à des défauts, ce qui a des impacts sur la capacité d'un pays de s'acquitter de ses dettes.⁵⁵ »

4. CADRE THÉORIQUE

L'objectif principal de cette recherche est d'étudier l'impact de la crise européenne sur les prix des titres boursiers des six D-Sibs canadiennes et celles provenant des pays PIIGS, sur une période de 14 ans englobant la crise des *subprimes*. Bien que ce soient principalement les institutions financières américaines et européennes qui ont été le plus durement touchées par la crise, le but de ce mémoire est de tester si les banques canadiennes ont été affectées ou non.

⁵⁵ Traduction libre de CHAN-LAU, Jorge A., Estelle X. LIU et Jochen SCHMITTMANN, 2012, « Equity Returns in the Banking Sector in the Wake of the Great Recession and the European Sovereign Debt Crisis », *International Monetary Fund*, Working Paper, n°12/174, 1-22

4.1 Le système bancaire canadien et l'effet de contagion

Marc Carney, ancien Gouverneur de la Banque du Canada, affirme que la robustesse et la résilience du système bancaire canadien, lors de la crise financière américaine, ont été mises à rude épreuve. Or, il soulève que le Canada est le pays qui s'est le mieux rétabli parmi les nations du G7, puisqu'il a été en mesure de rétablir, dès 2010, les niveaux d'emploi et d'activité économique de la pré-crise. De plus, le PIB réel canadien a enregistré une diminution cumulative de 3,4%, comparativement à plus de 4% pour les États-Unis, 5% dans la zone euro et 8% au Japon. Bien que le système bancaire canadien se soumette aux exigences du Comité de Bâle, il est aussi assujetti à une stricte réglementation exigée par le BSIF. C'est une des raisons pour laquelle l'économie canadienne a moins ressenti les conséquences de cette turbulence. Carney (2010) allègue qu'au courant de la pré-crise des *subprimes*, le ratio minimal d'équité de catégorie 1 et le ratio total de fonds propres exigés par le BSIF étaient respectivement de 7% et 10%, alors que les exigences de Bâle II nécessitaient des ratios de 4% (ratio minimal d'équité de catégorie 1) et de 8% (ratio total de fonds propres). De plus, le BSIF requérait qu'au moins 75% de l'équité de catégorie 1 soit constitué de capital d'actions ordinaires. Lors de la chute de *Lehman Brothers*, les ratios de capital des banques canadiennes étaient au-dessus des cibles préétablies par le BSIF. De ce fait, elles n'ont jamais été contraintes à réduire le dividende versé aux actionnaires et aucun *bailout* de la part du gouvernement n'a été nécessaire. D'ailleurs, l'étude de Beltratti et Stulz (2012) suggère que la relation entre la performance boursière d'une institution financière et la sévérité de la réglementation bancaire à laquelle l'entité est assujettie est positive. En effet, les auteurs allèguent qu'une réglementation visant à hausser les ratios de capital réglementaire, à intensifier la surveillance privée des banques et à restreindre leurs activités bancaires a un effet bénéfique sur la performance boursière des institutions financières. Carney (2010) renchérit en alléguant que les institutions lourdement atteintes par la crise des *subprimes* respectaient déjà les exigences de Bâle II. En effet, dans le cas des banques européennes, le CRD imposait que ces dernières respectent les ratios de capital de Bâle II. Das et Sy (2012) renchérissent en affirmant que les investisseurs ont perdu confiance envers les ratios de capital et ont plutôt privilégié les banques moins tributaires du financement de

gros et détenant moins de prêts défaillants. En effet, ils ont accordé moins d'importance à la qualité des fonds propres et des actifs pondérés au risque selon les définitions de la BRI. Dans le cas des banques européennes, la performance boursière de celles détenant moins d'actifs pondérés au risque n'est pas supérieure à celle d'entités en détenant davantage. Cela traduit que ces actifs manquent de crédibilité aux yeux des investisseurs.

De ce fait, les banques ayant moins eu recours au financement de gros ont enregistré de meilleurs rendements boursiers lors des périodes de turbulences (Chan-Lau *et al.*, 2012; Beltratti et Stulz, 2012; Poirson et Schmittmann, 2013). D'abord, Chan-Lau *et al.* (2012) avancent que les institutions se finançant davantage avec leurs dépôts ont moins été affectées par les turbulences, puisqu'ils représentent une source de financement plus stable. Poirson et Schmittmann (2013) admettent aussi que les entités fortement dépendantes au financement de gros sont davantage vulnérables aux chocs mondiaux et nationaux sur les marchés boursiers. Adrian et Shin (2010) expliquent que les institutions peuvent favoriser le financement de gros, puisque cela permet de rapatrier rapidement un important volume de capital, et ce, à des fins de gestion active d'un levier financier procyclique. Adrian et Shin (2010) expliquent que la titrisation des prêts hypothécaires a été l'une des principales causes de la chute du financement de gros, puisque les nombreux défauts sur les hypothèques à risque mettent en péril la solvabilité des institutions financières. Ainsi, la liquidité du marché des titres adossés aux actifs diminue considérablement de sorte que les entités détenant des titres de financement de gros tentent de s'en départir. De plus, les pertes provenant des titres hypothécaires ont fortement motivé les banques à vendre hâtivement ces produits, puisque cela érode leur capital, mais c'est aussi pour tenter de réajuster leur levier.

Dans le cas du système bancaire canadien, Carney (2010) admet que les institutions financières ont été moins tributaires du financement de gros. Bien que leurs exigences et leurs critères quant à l'octroi d'un prêt soient assez stricts, les entités ont gardé, en grande partie, les risques liés à ces produits. Seul 30% des prêts hypothécaires canadiens ont été titrisés au courant la crise des *subprimes*. De plus, 85% des actifs titrisés est composé de titres adossés à des créances hypothécaires garantis par le

gouvernement. Les banques américaines et européennes ont eu davantage recours au financement de gros comparativement aux entités canadiennes. La présence du marché de financement de gros canadien est nettement moins imposante comparativement à celle des autres pays. En effet, la proportion du marché canadien des pensions équivaut au cinquième de la taille d'autres pays et le marché du papier commercial canadien est nettement moindre. Carney (2010) ajoute que le tiers du levier des institutions de la zone euro, de la Grande-Bretagne et des banques d'investissement américaines a été financé par les marchés monétaires à court terme.

Dans un autre ordre d'idées, Cornett *et al.* (2016) affirment que la variation des *spreads* de CDS souverains grecs de plus de 500 points de base n'a aucunement impacté le rendement boursier des banques commerciales américaines. Les auteurs argumentent que l'aversion au risque de ces dernières demeure élevée, puisqu'elles ont été lourdement affectées par la crise des *subprimes*. À l'aube de la crise européenne, ces institutions ont amputé leur exposition par rapport à la dette grecque, puisqu'elles ont décelé une hausse du risque souverain. En effet, leur exposition a diminué de 13 milliards \$US, passant de 18 milliards \$US (décembre 2009) à 5 milliards \$US (juin 2010). C'est la principale explication justifiant que ces banques ont enregistré des rendements boursiers anormaux mais non significatifs. Dans le cas du Canada, Alexander *et al.* (2012) allèguent que la dette souveraine des pays PIIGS représente 9% du ratio de capital de catégorie 1 pour l'ensemble du système bancaire. Les auteurs ajoutent qu'au courant de la pré-crise, les institutions financières ont aussi diminué leur exposition par rapport à la dette souveraine européenne.

Bien que Baele (2005) affirme que les chocs mondiaux ont atteint davantage les marchés boursiers comparativement aux chocs régionaux et que Kaminsky et Reinhart (2000) suggèrent le contraire, l'étude sur l'effet de contagion transfrontalier des institutions financières des pays PIIGS sur les marchés boursiers de Poirson et Schmittmann (2013) révèle que la crise ne semble pas avoir franchi les frontières du continent. Seuls les rendements des banques britanniques, soient *Barclay's* et *HSBC*, sont synchronisés avec des entités américaines (*Axa*, *Bear Sterns*, *Wachovia Corporation*,

Lehman Brothers, Fannie Mae, Freddie Mac), brésiliennes (Banco Bradesco) et chinoises (Industrial & Commercial Bank of China) lors de la pré-crise de la dette européenne. Lors de la période de turbulence, seuls les rendements des banques américaines et britanniques sont synchronisés. À la lumière de ces arguments, cela mène à la première hypothèse de recherche.

Hypothèse 1 : Les liens financiers entre les banques canadiennes et celles provenant des pays PIIGS sont faibles au courant de la crise des subprimes et la crise de la dette souveraine européenne.

Parmi les différentes définitions de l'effet de contagion sur les marchés, on note que ce phénomène peut se manifester par une augmentation significative des liens intermarchés suite à un choc exogène (Rigobon, 2002). Les études préliminaires sur le sujet mesurent les liens financiers en calculant la corrélation entre les rendements de différents indices boursiers en période de turbulence. Lee et Kim (1993) ainsi que King et Wadhwani (1990) affirment que la hausse de la corrélation entre les différents rendements est ponctuée par une augmentation de la volatilité, marquant souvent une période de crise. Forbes et Rigobon (2002) soulèvent que la hausse de la corrélation est plutôt ponctuée par l'interdépendance des marchés et non par un effet de contagion, en raison d'un biais causé par l'hétéroscléasticité des rendements.

L'analyse de cointégration entre le logarithme des prix quotidiens des différents indices boursiers mondiaux de Chou *et al.* (1994) révèle que les marchés se sont grandement intégrés entre 1976 et 1989. De façon plus précise, entre 2006 et 2007, Mylordinis et Kollias (2010) démontrent que le degré d'intégration des marchés boursiers italiens, espagnols, allemands et français s'est amplifié en raison de l'importante croissance économique qu'a connue l'Europe, où l'accord du crédit a été fort favorable. En fait, les auteurs allèguent que le niveau d'intégration varie en fonction du cycle économique, puisqu'à l'aube de la crise des *subprimes*, leur degré d'intégration s'est atténué. Yang *et al.* (2014) abondent dans le même sens que Mylordinis et Kollias (2006), puisqu'ils suggèrent qu'au moment où *Lehman Brothers* fait faillite, les coefficients de cointégration entre les différents indices boursiers internationaux augmentent

significativement. Les auteurs illustrent ces relations grâce à la théorie des réseaux, où les liens entre les nœuds représentent les coefficients de cointégration du modèle d'Engle-Granger. De ce fait, Yang *et al.* (2014) observent une hausse fulgurante de la densité du réseau entre la pré-crise des *subprimes* et la défaillance de la banque d'investissement. Or, la densité du réseau notée à cette période est moindre que celle observée lors de la crise de la dette souveraine européenne. L'étude de Yunus (2013) stipule que les dernières crises financières, survenues au courant des deux dernières décennies, ont nettement contribué à l'amplification du degré d'intégration des marchés développés. En effet, l'auteure constate que l'apparition des vecteurs de cointégration coïncide avec l'arrivée d'une crise financière. C'est le cas pour la crise des pesos (1994), les crises russe et asiatique (1997 et 1998), la bulle technologique (2000) et la crise de 2008-2009. Selon Yunus (2013), les premiers vecteurs apparus entre 1993 et 1994 sont imputables à l'interdépendance des marchés. En outre, Phylaktis et Xia (2009) renchérissent en affirmant que le niveau d'intégration du secteur financier s'est aussi amplifié grâce aux dernières turbulences. De façon générale, les périodes de pré-crise et de crises financières sont ponctuées par une augmentation des liens financiers entre les marchés boursiers internationaux, dénotés par des mesures de cointégration ou de corrélation plus élevées.

La relation entre l'effet de contagion transfrontalier et le degré d'intégration des marchés boursiers est ambiguë. D'une part, certains auteurs admettent que des marchés intégrés sont davantage en mesure d'absorber les chocs exogènes, alors que d'autres experts suggèrent que de forts liens financiers contribuent à la transmission de l'effet de contagion (Baele, 2005; Phylaktis et Xia, 2009; Beine *et al.*, 2010). En effet, Baele (2005) allègue que l'effet de contagion s'est nettement intensifié au sein des marchés boursiers européens en raison de la hausse de leur intégration, initiée lors de l'Acte Unique Européen en 1986. Cet accord était destiné à libéraliser les marchés dans le but de favoriser davantage les échanges commerciaux entre les nations européennes. De plus, Beine *et al.* (2010) abondent dans le même sens, en suggérant qu'une importante intégration des marchés boursiers alimente la transmission transfrontalière d'un stress financier. En effet, lorsque des marchés fortement intégrés enregistrent des rendements négatifs entre le 5^e et le 25^e centile, soit le côté gauche de la distribution, les auteurs

affirment une hausse significative de leur comouvement. En outre, Phylaktis et Xia (2009) concluent que l'importante hausse d'intégration du secteur financier alimente la propagation de la contagion sur les marchés.

Or, Umutlu *et al.* (2010) s'opposent aux dernières conclusions, puisqu'ils affirment qu'une hausse de l'intégration des marchés ne mène pas à une amplification de l'effet de contagion. En effet, selon l'hypothèse de l'élargissement d'investisseurs, l'intégration des marchés a permis un meilleur accès aux marchés internationaux pour des investisseurs étrangers. Ainsi, un plus grand bassin de joueurs contribue à la précision de l'information disponible sur les marchés. En supposant que l'information connue diffère d'un investisseur à un autre, l'ajout de plusieurs joueurs sur les marchés rend l'information davantage précise et accessible, puisque chacun y apporte ses connaissances. Dans le même ordre d'idées, Bekaert *et al.* (2014) allèguent qu'il n'existe pas de relation positive entre le degré d'intégration des pays au marché mondial et l'intensité de l'effet de contagion. Selon les auteurs, l'hypothèse du *wake up call* est l'un des principaux facteurs justifiant la propagation de la contagion sur les marchés. Cette hypothèse stipule que même si une crise se limite à un seul pays et/ou marché, cela peut tout de même fournir des informations qui peuvent motiver les investisseurs à réévaluer la vulnérabilité des autres marchés pouvant être atteints par le choc. Autrement dit, des pays ne détenant pas de liens financiers avec la nation en crise peuvent tout de même être atteints par ce choc. En fait, la perception des investisseurs concernant le pays pouvant être affecté par la turbulence joue un grand rôle quant à la transmission de la contagion transfrontalière. En effet, lorsque l'ensemble des joueurs croient qu'un pays est fortement vulnérable face à la crise, ils peuvent y retirer leurs investissements, incitant par le fait même d'autres investisseurs à en faire de même. Cette situation traduit un comportement grégaire. Notons que Chiang *et al.* (2007) suggèrent que le comportement moutonnier alimente l'effet de contagion en temps de crise, puisque la corrélation entre les marchés boursiers internationaux est demeurée élevée au courant de la seconde phase de la crise asiatique. Dans le même ordre d'idées, Bae et Zhang (2015) démontrent que la relation entre le niveau d'intégration au marché international et le rendement boursier d'un marché national est négative lors d'une turbulence, en raison de la gestion procyclique

des actifs de la part des gestionnaires de portefeuilles internationaux. En fait, lorsque le cycle économique d'un pays étranger est défavorable, les gestionnaires retirent leurs investissements. Lorsque l'économie du pays étranger est favorable, les investisseurs ont tendance à y allouer une importante proportion de leur fonds. Bien que l'étude d'Umutlu *et al.* (2010) conclut qu'une forte intégration des marchés n'amplifie pas l'effet de contagion, l'hypothèse du *wake-up call* abonde tout de même dans le même sens que les propos précédents, affirmant qu'une période de crise alimente une hausse des liens financiers entre les marchés.

Hypothèse 2 : Les périodes de pré-crise et de crise se caractérisent par une augmentation des liens financiers entre les prix des actions des banques canadiennes et européennes (i.e. ils sont davantage interdépendants)

4.2 Le système bancaire européen et l'effet de contagion

Selon Baele (2005), Hardouvelis *et al.* (2006) ainsi que Mylordinis et Kollias (2010), deux facteurs structurels ont contribué à l'amplification de l'intégration des marchés boursiers européens : l'Acte Unique Européen, signé en 1986, permettant leur libéralisation et l'introduction de l'euro le 1^{er} janvier 1999. Par conséquent, ces événements ont intensifié l'effet de contagion sur les marchés boursiers européens, principalement au sein du secteur financier de cette région (Gropp *et al.*, 2006). En effet, les banques européennes ont été fortement exposées à l'effet de contagion lors de la crise financière de 2008-2009. Au courant de cette période, le CRD exigeait que ces institutions se plient à la réglementation des accords de Bâle II. Or, la pondération des actifs risqués selon les accords de Bâle II a perdu toute crédibilité, puisque la majorité des grandes banques internationales secourues par l'État ou ayant fait défaut respectaient les exigences de capital réglementaire de la BRI (Carney, 2010). Das et Sy (2012) renchérissent en affirmant que les entités détenant moins d'actifs pondérés au risque ont enregistré de meilleures performances boursières au cours de cette crise. Les investisseurs ne se sont pas fiers à ce critère, puisqu'ils n'ont pas valorisé les institutions européennes détenant une faible proportion de ces actifs. De plus, le fait que le tiers de la hausse du levier financier des grandes institutions de la zone euro ait été financé par les

marchés monétaires à court terme a nettement contribué à leur vulnérabilité (Carney, 2010). Phylaktis et Xia (2009) renchérissent en suggérant que le secteur financier européen constitue un important canal de transmission de la contagion. Leur étude révèle aussi qu'il est davantage sensible aux chocs régionaux que mondiaux.

Dans le même ordre d'idées, Poirson et Schmittmann (2013) allèguent que les effets sur les marchés boursiers de la crise de la dette souveraine se sont limités à l'Europe. En effet, les rendements boursiers des banques de la zone euro sont fortement synchronisés entre eux. Or, seuls les rendements des banques britanniques (i.e. *Barclay's* et *HSBC*) sont synchronisés avec des entités américaines lors des périodes de pré-crise et post-crise. Yilmaz (2011) renchérit que la stratégie de rachat des obligations espagnoles et italiennes élaborée par la BCE, en août 2010, en échange d'importantes réformes fiscales a rendu les institutions *Banco Santander*, *BBVA* et *Intesa San Paolo* susceptibles de transmettre la contagion sur les marchés boursiers. La banque *Unicredit* est plutôt vulnérable face aux chocs exogènes, mais elle le devient de moins en moins à partir de mai 2010. De façon générale, Bekaert *et al.* (2014) suggèrent qu'un important taux de chômage, un risque politique et un déficit budgétaire élevés favorisent l'exposition d'un pays au risque de contagion. Remarquons que les pays PIIGS affichent tous un important déficit budgétaire lors de la pré-crise européenne. D'ailleurs, Gentile et Giordano (2012) illustrent que cette turbulence a altéré les relations entre les marchés boursiers européens. Effectivement, au courant de la crise de 2008-2009, l'Allemagne et la France ont exercé un rôle dominant sur les marchés, alors qu'à partir de janvier 2012, ce sont plutôt les pays périphériques tels que la Grande-Bretagne et les nations PIIGS qui ont contribué à la propagation de la contagion. Ces arguments mènent à notre troisième hypothèse de recherche :

Hypothèse 3 : Les périodes de crise se caractérisent par une forte interdépendance entre les banques européennes.

Bien que l'étude d'Ahamad *et al.* (2013) se concentre sur les marchés émergents, les auteurs recensent les pays PIIGS les plus contagieux sur les marchés boursiers. Ils affirment que c'est plutôt l'effet combiné de ces cinq nations qui contribue davantage à

propager la contagion et non leur influence individuelle. De plus, Poirson et Schmittmann (2013) décèlent la présence de regroupement d'institutions financières britanniques, françaises et allemandes lors des deux crises. Or, il est à noter que leur échantillon ne comprend pas les banques grecques et irlandaises, puisqu'ils ont recensé les plus grandes banques du continent, d'un point de vue des actifs. Toutefois, Poirson et Schmittman (2013) démontrent que les rendements boursiers des banques françaises sont synchronisés avec les institutions italiennes et espagnoles. Ces deux éléments constituent une sous-hypothèse comme suit.

Hypothèse 3a : Les périodes de crise se caractérisent par la présence de cliques d'institutions européennes (i.e. des banques interconnectées par leurs liens financiers)

4.3 Influence du comportement grégaire sur les liens financiers entre les banques

Tel que mentionné à la section 4.1, le comportement grégaire contribue à l'amplification de l'effet de contagion lors d'une crise financière. Chiang *et al.* (2007) affirment que la seconde phase de la crise asiatique se distingue par une corrélation entre les marchés toujours aussi élevée. Au courant de cette période, la collecte d'information est fort dispendieuse de sorte que seuls les investisseurs institutionnels sont en mesure de s'en procurer. Ainsi, les autres joueurs bénéficient indirectement de ces informations en adoptant un comportement grégaire. Dans le cas des marchés européens, Economou *et al.* (2011) étudient l'influence des dispersions de rendements des marchés boursiers provenant du Portugal, de la Grèce, de l'Espagne et de l'Italie sur la mesure *CSAD* d'une nation en particulier. La forte influence entre l'Espagne et le Portugal ainsi qu'entre l'Espagne et l'Italie confirme la théorie de *herding force* stipulant que le comportement moutonnier alimente la synchronisation des différentes dispersions de rendements. Les auteurs admettent que c'est une réelle menace pour la stabilité financière de la région, puisqu'en raison de la grande taille de ces quatre économies et de leurs liens avec d'autres nations européennes, le comportement grégaire devient un réel catalyseur pour amorcer une crise financière régionale.

De façon générale, le comportement grégaire survient surtout lorsque les marchés boursiers sont baissiers et sont fortement volatiles (Christie et Huang, 1995; Chang *et al.*,

2000; Economou *et al.*, 2011). Seul le cas de la Grèce démontre aussi la présence de comportement gréginaire lorsque le marché est haussier et peu volatile. Messis et Zapranis (2014) suggèrent que l'introduction de l'Euro, la crise des *subprimes* ainsi que le déficit fort élevé du pays ont incité les investisseurs à adopter un comportement gréginaire sur le marché grec. Demirer *et al.* (2010) avancent que le concept d'aversion aux pertes de l'investisseur, développé par Tversky et Kahneman (1991), est le principal incitatif pour adopter un comportement gréginaire. En fait, un individu préfère éviter les pertes liées à ces investissements plutôt qu'obtenir un gain.

Venezia *et al.* (2011) suggèrent que les investisseurs amateurs ont tendance à adopter ce comportement pour les titres dont le risque idiosyncratique est élevé. Les auteurs suggèrent qu'étant donné que les investisseurs amateurs détiennent moins d'information que les investisseurs professionnels; un amateur a moins confiance en ses connaissances pour détenir un titre de ce type de sorte que le comportement gréginaire devient une solution envisageable pour en posséder. Un investisseur professionnel a moins tendance à se laisser influencer par le risque idiosyncratique du titre en raison de sa formation académique en finance. De ce fait, Yang et Tsatsaronis (2012) allèguent qu'une banque dont le levier financier est élevé voit le risque idiosyncratique de son titre augmenter. De plus, en stipulant l'hypothèse du *wake-up call*, expliquée à la section 4.1, il est possible qu'au courant de la crise européenne les investisseurs aient réévalué la vulnérabilité des banques canadiennes, de sorte que même si elles détenaient peu de liens financiers avec les pays PIIGS, cela a motivé les joueurs à adopter un comportement gréginaire. À la lumière de ces arguments, nous posons la quatrième hypothèse.

Hypothèse 4 : Les périodes de crise sont ponctuées par une présence accrue d'un comportement moutonnier des investisseurs.

5. DONNÉES ET MÉTHODOLOGIE

5.1 Échantillon et données

D'abord, l'identification des D-Sibs est établie selon la banque centrale ou l'autorité réglementaire propre à chaque pays. En Europe, l'Autorité Bancaire Européenne (EBA) utilise un autre terme pour désigner D-Sibs, soit les *Other Systemically Important Institutions* (O-SIIs), même si la méthodologie utilisée est similaire à celle qui est pratiquée pour identifier les D-Sibs et les G-Sibs. L'identification des O-SIIs repose sur quatre critères équipondérés, plutôt que cinq dans le cas des G-Sibs puisque l'EBA a regroupé les critères de complexité et d'activités multi-juridictionnelles de l'institution financière. Le tableau 4 démontre les O-SIIs du Canada et des pays PIIGS qui seront analysées. À partir de la base de données *Bloomberg*, nous avons recensé le prix hebdomadaire, ajusté pour les dividendes et les fractionnements, propre à chaque institution ainsi que le taux de change EURO/CAD pour convertir les prix des actions européennes en dollars canadiens. Étant donné que les relations de codépendance mettent en scène des firmes spécifiques, il est préférable d'opter pour des données hebdomadaires plutôt que quotidiennes, puisque cela élimine davantage le bruit statistique. Notons que l'étude de Yang *et al.* (2014) se concentre sur différents indices boursiers internationaux, ce qui justifie l'utilisation de données quotidiennes dans leur cas. Nous avons recensé des données du 4 janvier 2002 au 25 décembre 2015. La division de l'échantillon en sous-périodes s'inspire de la méthodologie de Yang *et al.* (2014), puisque cela nous permet de suivre l'évolution des relations de codépendance entre les institutions. De plus, cela nous permet d'isoler l'impact de quelques événements clés survenus pendant la crise des *subprimes* et la crise de la dette souveraine européenne.

Les cinq sous-périodes identifiées sont les suivantes :

- Période 1 : Pré-crise des *subprimes* du 4 janvier 2002 au 30 décembre 2005
- Période 2 : 1^{ère} phase de la crise des *subprimes* du 6 janvier 2006 au 12 septembre 2008
- Période 3 : 2^e phase de la crise des *subprimes*, marquée par la faillite de la banque d'investissement *Lehman Brothers* du 19 septembre 2008 au 25 décembre 2009
- Période 4 : 1^{ère} phase de la crise de la dette souveraine européenne du 1^{er} janvier 2010 au 20 avril 2012

- Période 5 : 2^e phase de la crise européenne marquant la faillite de la Grèce lors de l'été 2015 du 27 avril 2012 au 25 décembre 2015

Tableau 4 : Identification des O-SIIIs/D-Sibs du Canada et des pays PIIGS

<u>Pays</u>	<u>Organisme</u>	<u>Date de l'annonce</u>	<u>O-SIIIs/D-Sibs</u>	<u>Symbol</u>
Canada	BSIF	Décembre 2014	Banque Toronto-Dominion du Canada	TD
			Banque Royale du Canada	RY
			Banque Nationale du Canada	NA
			Banque Canadienne Impériale de Commerce	CM
			Banque Scotia	BNS
			Banque de Montréal	BMO
Irlande	Central Bank of Ireland	8 décembre 2015	Bank of Ireland	BKIR
			Allied Irish Banks plc	ALBK
Espagne	Banco de España	24 novembre 2015	Banco Santander	SAN
			Banco Bilbao Vizcaya de Argentaria	BBVA
			Caixabank	CABK
			Bankia	BKIA
			Banco Popular Español	POP
			Banco de Sabadell	SAB
Grèce	Bank of Greece	3 décembre 2015	National Bank of Greece	ETE
			Alpha Bank	ALPHA
			Piraeus Bank	TPEIR
			Eurobank Ergasias	EUROB
Portugal	Banco de Portugal	20 décembre 2015	Banco Comercial Português	BCP
			Banco BPI	BPI
Italie	Banca d'Italia	22 janvier 2016	UniCredit	UCG
			Intesa Sanpaolo	ISP
			Monte dei Paschi di Siena	BMPS

La liste des D-Sibs portugaises inclut aussi les institutions *Banco Santander Totta*, *Novo Banco* et *Caixa Geral de Depósitos*. Cependant, *Banco Santander Totta* ne figure pas dans notre échantillon, puisqu'elle a été acquise par l'institution espagnole *Banco Santander* le 11 novembre 2000. Cette firme est donc incorporée au prix de l'action *Banco Santander*, cotée à la bourse espagnole. Toutefois, cette importante filiale portugaise est fort présente au sein du secteur bancaire du pays, puisque suite à l'acquisition de la *Banco Internacional do Funchal* (Banif), en 2015, *Banco Santander*

Totta devient la seconde plus grande banque du Portugal⁵⁶. Dans le cas de *Novo Banco*, elle n'est pas transigée sur les marchés boursiers et a été fondée le 4 août 2014 suite au *bailout* d'une entité du même pays, soit *Banco Espírito Santo*. Notons que certaines banques sont entrées en bourse au cours de la période étudiée. C'est entre autres le cas de *Caixabank* (12 octobre 2007), *Bankia* (22 juillet 2011) et *Caixa Económica Montepio Geral* (20 décembre 2013). Pour ces trois banques, ceci implique que les relations de cointégration ne peuvent être considérées qu'à partir de la période 3 (*Caixabank*) et de la période 5 (*Bankia*). En ce qui concerne la banque *Caixa Económica Montepio Geral*, celle-ci ne sera pas considérée à la phase 5, puisque la période 5 commence à partir du 20 avril 2012. En effet, introduire cette banque à cette phase impliquerait aussi supprimer des données de banques canadiennes entre le 20 avril 2012 au 20 décembre 2013 pour être en mesure d'effectuer des tests de cointégration coïncidant avec l'entrée en bourse de l'entité portugaise.

Au cours des 14 années recensées, seule la bourse grecque a été fermée entre le 3 juillet 2015 et le 31 juillet 2015, en raison de la grande incertitude liée à l'éventuel défaut du pays. Dans le cadre de notre étude, cela a un impact sur cinq données hebdomadaires pour chacune des quatre institutions grecques de notre échantillon sur un total de 192 observations lors de la cinquième sous-période. Remplacer ces cinq données par l'observation du 19 juin 2015 causerait un important biais, puisqu'il est irréaliste de créer un plateau de 5 données dans notre série pour ensuite créer une chute abrupte dès l'ouverture de la bourse la semaine du 7 août 2015. En effet, cela biaiserait les relations de cointégration entre les banques grecques et les institutions canadiennes dont leurs titres se sont transigés au cours de cette période. Pour corriger ce manque de données, nous allons plutôt effectuer une interpolation linéaire. Nous posons donc l'hypothèse que la diminution du prix des actions grecques est linéaire en juillet 2015. Cela vient biaiser les coefficients de cointégration mettant en scène les banques grecques, mais il est nettement plus réaliste d'illustrer la baisse du prix de leurs actions plutôt que de créer un plateau au cours de cette période.

⁵⁶BANCO SANTANDER, 2015, *Rapport Annuel*, p. 20.

5.2 Méthodologie

Pour chacune des hypothèses proposées à la section 4 et dans le but de déterminer l'impact de la crise européenne sur les D-Sibs canadiennes et des pays PIIGS sur les marchés boursiers, la méthodologie utilisée est fortement inspirée de l'étude de Yang et al. (2014).

5.2.1 Test des hypothèses 1, 2 et 3

Hypothèse 1 : Les liens financiers entre les banques canadiennes et celles provenant des pays PIIGS sont faibles au courant de la crise des subprimes et la crise de la dette souveraine européenne.

Hypothèse 2 : Les périodes de pré-crise et de crise se caractérisent par une augmentation des liens financiers entre les prix des actions des banques canadiennes et européennes, i.e : ils sont davantage interdépendants.

Hypothèse 3 : Les périodes de crise se caractérisent par une forte interdépendance entre les banques européennes.

Hypothèse 3a : Les périodes de crise se caractérisent par la présence de cliques d'institutions européennes (i.e : des banques dont leurs liens financiers sont interconnectés).

Le test des trois premières hypothèses consiste à établir des liens de codépendance entre le prix des actions de banques canadiennes et européennes au cours des cinq périodes décrites à la section 5.1 et ce, dans le but d'analyser l'évolution de ces liens à travers la crise des *subprimes* et la crise européenne. Cela nous permettra de déterminer s'il y a eu ou non un effet de contagion sur les marchés. Notre choix d'utiliser la cointégration pour mesurer la codépendance entre les prix est motivé par les propos de Chou *et al.* (1994) qui allèguent que cet outil est davantage adéquat pour des séries temporelles de longs horizons, puisque la corrélation simple empêche d'observer les relations à long terme entre les marchés. Contrairement à la corrélation, la cointégration détermine la présence d'une relation d'équilibre à long terme entre deux séries

temporelles. Elle indique si les variables ont tendance à varier similairement, dans une perspective à long terme, et ce,

Cartographier les relations de cointégration entre les entités canadiennes et européennes grâce à un réseau est très pertinent pour être en mesure d'observer et de comprendre les différentes interactions entre les acteurs. Cela nous permet d'illustrer l'effet de contagion entre les différents systèmes bancaires. De plus, nous serons en mesure d'identifier clairement les institutions européennes ayant le plus contaminé les banques canadiennes au courant des deux crises étudiées. Créer des réseaux pour chacune des sous-périodes nous permet de suivre l'évolution des liens de co-dépendances entre les institutions. Nous pourrons ainsi répondre au second sous-objectif de notre recherche qui consiste à déterminer si les banques canadiennes étaient déjà vulnérables aux institutions européennes avant la crise de la dette souveraine. Dans ce contexte, les nœuds du réseau équivalents sont représentés par les banques figurant dans notre échantillon, tel qu'illustré au tableau 4 de la section 5.1, et les liens entre les nœuds dénotent la présence de cointégration entre les deux banques.

Pour tester les deux premières hypothèses, nous construisons un réseau mettant en scène les relations de co-dépendance entre chaque O-SII canadienne et les institutions européennes. Cela nous donnera sept réseaux pour chacune des cinq sous-périodes étudiées, soit un réseau individuel pour chacune des six D-Sibs canadiennes et un réseau complet toutes les D-Sibs canadiennes et celles des pays PIIGS (réseau COMPLET). Il est à noter que ces réseaux incluent aussi les relations de cointégration entre les D-Sibs européennes afin d'être en mesure d'observer les liens indirects entre les entités canadiennes et certains joueurs européens. Le réseau FULL est pertinent advenant le cas où une D-Sib canadienne est uniquement cointégrée avec une autre banque canadienne et que cette dernière est liée à une ou des institution(s) européenne(s). Ainsi, nous serons en mesure de capter l'impact indirect des O-SIIs des pays PIIGS sur la D-Sib canadienne détenant une seule relation de cointégration. Nous pouvons ainsi suivre l'évolution des relations de co-dépendance entre les joueurs pour être en mesure de déceler la présence d'un effet de contagion, c'est-à-dire, une hausse du nombre de liens au sein du réseau à

travers les différentes phases. Cela rejoint une des définitions de la contagion impliquant une hausse significative des liens inter-marchés (*cross-market linkages*) suite à un choc exogène (Pericoli et Sbracia, 2003). Nous définissons donc la présence d'un effet de contagion lorsqu'une institution canadienne devient cointégrée avec une banque européenne lors d'une période de crise, alors qu'elle ne l'était pas lors de la période 1. Nous pouvons aussi déceler une interdépendance entre les firmes lorsque deux entités, initialement cointégrées à la période 1, demeurent liées lors d'une période de turbulence.⁵⁷ Or, la présence d'une forme interdépendance entre deux firmes les rend vulnérables aux effets de contagion, en raison du lien qui les unit.

Finalement, pour tester la troisième hypothèse, pour chaque période, nous construisons un réseau uniquement composé d'institutions européennes. Il est plus robuste de déterminer s'il y a eu un effet *clustering* entre celles-ci.

Tel que mentionné à la section 5.1, nous convertissons les prix des actions de banques européennes en dollars canadiens afin d'établir toutes les séries sur une même base. Ce choix est motivé par les propos de Hung et Cheung (1995). Ces auteurs effectuent deux fois des tests de cointégration d'Engle-Granger entre différents indices boursiers asiatiques, soit en conservant la devise d'origine et en convertissant tous les prix en dollars US. Leurs résultats révèlent qu'il y a davantage de relations de cointégration entre les différents indices lorsque ceux-ci sont convertis en dollar US. Ce résultat est imputable à l'importance accordée par les investisseurs internationaux, principalement composés d'investisseurs américains, au taux de change entre le dollar US et les devises asiatiques, puisque ces derniers convertissent les rendements de leur portefeuille en devise américaine. Yang *et al.* (2003) confirment les propos de Hung et Cheung (1995) en utilisant une démarche similaire qui se concentre sur la crise asiatique en 1997. Le scénario se répète pour Bessler et Yang (2003) qui se concentrent sur le prix de fermeture quotidien des indices boursiers internationaux. En effet, ils notent qu'il y a davantage de relations de cointégration lorsque les prix sont exprimés dans la même

⁵⁷ Notons que notre réseau est binaire (vs pondéré) à cause de notre choix pour le test de cointégration qui est fait à l'aide du test de Johansen et non avec un modèle univarié (voir discussion à la section 5.2.1.2).

devise. Pour notre étude, nous choisissons donc de convertir les cours des actions des banques européennes en dollars canadiens afin d'exprimer la perspective d'un investisseur canadien.

5.2.1.1 Mesures de réseau

Les mesures de réseaux, décrites en détails ci-après, permettent de capter les changements topologiques à travers les deux crises. De plus, elles nous permettent de répondre aux sous-objectifs de l'étude qui consistent à étudier l'évolution du réseau de co-dépendance entre les prix des actions de banques canadiennes et européennes et aussi identifier les entités et/ou les cliques des pays PIIGS ayant transmis la contagion auprès du secteur financier canadien. Nous allons donc nous concentrer sur le diamètre, la densité, la taille, le degré, la *betweenness*, la *closeness* et le coefficient de regroupement (*clustering coefficient*) du réseau.

D'abord, notons que la longueur d'une promenade entre deux nœuds fait appel au nombre d'arrêtes qui les lient. La distance géodésique réfère à la longueur la plus courte entre deux nœuds et le diamètre se définit par la distance la plus longue entre deux nœuds. La densité se détermine comme étant la proportion du nombre d'arrêtes composant le réseau par rapport au nombre de liens possibles. Souvent, le diamètre d'un réseau fortement dense est peu élevé. D'un point de vue global, une densité accrue du réseau à travers les différentes périodes de turbulence traduit un phénomène de contagion ou d'interdépendance entre les banques (dépendamment de leurs liens lors de la pré-crise). Ceci implique qu'il y a davantage de liens de cointégration entre les firmes, ce qui viendrait confirmer l'hypothèse 2. La taille se détermine par le nombre de sommets composant le réseau.

La première mesure de centralité définie par Freeman (1979) est le degré du réseau, défini par l'équation (24) ci-dessous. Bien que le degré d'un nœud fasse référence au nombre de liens qui s'y attachent, l'auteur suggère qu'un sommet est davantage central lorsqu'il détient la quantité maximale de liens possibles et que sa distance par rapport aux autres points du réseau est minimisée.

$$C_D(p_k) = \sum_{i=1}^N a(p_i; p_k) \quad (24)$$

Où $C_D(p_k)$ est le degré de centralité du sommet p_k , $a(p_i; p_j)$ est l'élément de la matrice d'adjacence⁵⁸.

Dans le contexte de notre étude, une institution centrale implique que celle-ci est davantage vulnérable aux effets de contagion en temps de crise, puisque c'est elle qui détient le plus de liens de cointégration avec les autres acteurs du réseau. Une hausse de son degré entre deux phases démontre aussi une présence accrue d'un effet de contagion, puisque la firme a créé de nouveaux liens avec d'autres entités.

Freeman (1979) propose une seconde mesure de centralité : la *betweenness* (équation 25). Elle détermine la probabilité qu'un sommet p_k soit une partie intégrante du chemin géodésique liant les points p_i et p_j , et ce, même si le choix de ce chemin emprunté importe peu pour p_i et p_j . Dans notre étude, une institution dont la mesure *betweenness* est élevée indique qu'elle risque d'être rapidement affectée par un effet de contagion en raison de ses nombreuses interconnexions directes et indirectes. De plus, elle représente une menace systémique puisqu'elle risque de transmettre les chocs rapidement aux autres entités.

$$b_{i;j}(p_k) = 1/g_{i;j} \cdot g_{i;j}(p_k) = \frac{g_{i;j}(p_k)}{g_{i;j}} \quad (25)$$

Où $b_{i;j}(p_k)$ est la mesure *betweenness* du point p_k , $g_{i;j}$ est le nombre de chemins géodésiques possibles liant les points p_i et p_j , $1/g_{i;j}$ est la probabilité d'avoir emprunté un chemin géodésique figurant dans l'ensemble $\{g_{i;j}\}$, et $g_{i;j}(p_k)$ est le nombre de chemins géodésiques possibles liant les points p_i et p_j dont le sommet p_k y figure.

La troisième mesure de centralité suggérée par Freeman (1979) est basée sur les travaux de Sabidussi (1966), soit la statistique *closeness* (équation 26). Sabidussi (1966) stipule que la centralité d'un point se détermine selon la sommation des distances géodésiques entre un point p_k et tous les autres points du réseau. Freeman (1979)

⁵⁸ C'est une matrice binaire nxn, où $a_{i;j}=1$ si le sommet p_i est adjacent (lié) au sommet p_j et $a_{i;j}=0$ autrement.

argumente que c'est plutôt une mesure de centralité inverse, puisque la relation entre cette statistique et la distance entre le sommet p_k et les autres points p_i est positive. Dans le contexte de notre étude, une banque dont la mesure *closeness* est élevée implique qu'elle est près de la majorité des autres acteurs du réseau. Ainsi, elle est vulnérable face aux chocs exogènes sur les marchés boursiers, mais elle est susceptible de transmettre un effet de contagion, en raison de ses nombreuses interconnexions directes et indirectes.

$$C_c(p_k)^{-1} = \sum_{i=1}^N d(p_i; p_k) \quad (26)$$

Où $C_c(p_k)^{-1}$ est la mesure de centralité inverse (*closeness*), N est le nombre de sommets composant le graphe et $d(p_i; p_k)$ est le nombre d'arêtes composant la distance géodésique entre les sommets p_i et p_k .

Il est à noter que pour chacun des réseaux, nous calculons aussi les mesures globales des trois mesures de centralité de Freeman (1979), soit un degré moyen, une *betweenness centrality* et une *closeness centrality*. Ces mesures sont utiles pour donner une vue d'ensemble de la topologie des réseaux. Le degré moyen se calcule à partir du quotient de tous les degrés propres à chaque nœud sur la taille du réseau. La *betweenness centrality* est calculée à partir de tous les chemins géodésiques liant deux points, p_i et p_j , en passant par le nœud p_k . Cette statistique est un ratio entre la *betweenness* du réseau étudié et celle d'un réseau de type « étoile⁵⁹ » de même taille. L'architecture de ce dernier se résume à un nœud central et des sommets périphériques gravitant autour du noyau. Une statistique élevée indique que le réseau s'apparente à un *star network*, c'est-à-dire qu'il est grandement affecté par les entités centrales reliant tous les autres sommets. C'est un indicateur marquant l'importance du noyau au sein du réseau. La *closeness centrality* est aussi calculée à partir du ratio de notre réseau et un *star network*. Cette mesure sert d'indicateur de proximité globale entre tous les acteurs. Ces trois statistiques globales ne nous permettent pas d'identifier les D-Sibs menaçantes ou vulnérables. Les mesures (24) à (26) sont donc nécessaires.

⁵⁹ C'est le type de réseau dont la *betweenness* est la plus élevée.

Les trois mesures de centralité de Freeman (1979) sont pertinentes pour les réseaux mettant en scène les connexions directes et indirectes entre une D-Sib canadienne et les autres institutions des pays PIIGS. Suivre l'évolution de ces mesures, qu'elles soient globales ou non, à travers les cinq sous-périodes nous permet de tester les hypothèses 1 et 2. En effet, une augmentation significative du degré moyen ou celui d'une banque canadienne entre deux phases, pour le même réseau, traduit un effet de contagion. De plus, malgré cette hausse significative, un degré moyen relativement faible, lors des sous-périodes 2 à 5, pour le même réseau, confirmerait l'hypothèse 2.

Les coefficients de regroupement (*clustering*) global et local sont pertinents pour tester, entre autres, l'hypothèse 3. Le coefficient de regroupement global (équation 27) décèle la présence d'un effet de clique au sein du réseau non-pondéré (i.e. où aucun poids n'est alloué aux arrêtes.)

$$C = \frac{\Sigma \lambda}{\Sigma \tau} \quad (27)$$

Où λ est le nombre de triplets fermés et τ est le nombre de triplets fermés et ouverts.

Triplet fermé (triangle) : trois nœuds connectés par trois liens → 

Triplet ouvert : trois nœuds connectés par deux liens → 

Le *clustering coefficient* local, développé par Watts et Strogatz (1998) permet de détecter à quel point un nœud fait partie intégrante d'une clique :

$$C_i = \frac{\lambda_G(v_i)}{\tau_G(v_i)} \quad (28)$$

Où C_i est le coefficient *clustering* local du nœud v_i , $\lambda_G(v_i)$ est le nombre de triangles auxquels le nœud v_i est attaché au sein du réseau G , $\tau_G(v_i)$ est le nombre de triplets ouverts auxquels le nœud v_i est attaché au sein du réseau G .

Une valeur de 1 indique que les voisins d'un noeud (i.e. les nœuds connectés à v_i) sont aussi connectés à tous les autres sommets formant le « voisinage ». Une valeur de 0 démontre qu'aucun voisin de v_i n'est lié aux autres nœuds du « voisinage ». Notons que

dans le cas où le degré du nœud est 1, son coefficient de regroupement est incalculable. La construction d'un réseau uniquement composé de D-Sibs européennes devient pertinente pour tester l'hypothèse 3a, puisque nous pouvons identifier les entités qui font partie d'une clique.

5.2.1.2 Test de cointégration

Modèle univarié d'Engle et Granger (1987)

De façon générale, Engle et Granger (1987) définissent la cointégration par l'existence d'une tendance stochastique commune entre au moins deux séries temporelles. Autrement dit, la synchronisation des co-mouvements entre ces deux séries, dans une perspective à long terme, s'apparente à une tendance commune⁶⁰. L'équation (29) illustre le modèle de cointégration d'Engle et Granger (1987) en contexte univarié :

$$Y_t = \delta_0 + X_t\beta + u_t \quad (29)$$

Où Y_t est la variable dépendante, δ_0 est un intercepte, X_t est la variable indépendante, β est le coefficient de cointégration et u_t représente les résidus de la régression.

La difficulté avec ce modèle réside dans la détermination des variables dépendante et indépendante pour chacune des relations de cointégration étudiées. Certes, il aurait été intuitif de mettre le logarithme naturel des prix hebdomadaires d'une banque canadienne en tant que variable dépendante et le logarithme naturel du prix hebdomadaire d'une entité des pays PIIGS en tant que variable indépendante, puisque le choc exogène provient de l'Europe. Or, étant donné que nous désirons aussi illustrer les relations de cointégration entre les banques européennes, la détermination de ce qui représente les variables dépendante et indépendante devient arbitraire. Nous privilégions donc l'approche de Johansen (1988, 1991) décrite ci-dessous.

⁶⁰ STOCK, James et Mark W. WATSON, 2011, *Introduction to Econometrics*, Boston, Pearson Education, Inc, p. 649

Modèle multivarié de Johansen (1988, 1991)

Le modèle de Johansen (1988, 1991) permet de s'affranchir de cette difficulté puisqu'il se base sur un processus autoregressif vectoriel d'ordre p en contexte multivarié, VAR(p). L'ordre p correspond au nombre de retards nécessaires pour éliminer l'autocorrélation des résidus du modèle. Ainsi, nous pouvons modéliser au même moment les deux séries temporelles, puisqu'elles sont des variables endogènes. L'équation (30) illustre le modèle VAR(p) généralisée.

$$Y_t = \mu + \sum_{i=1}^p Y_{t-i} \Phi_i + U_t \quad (30)$$

Où Y_t est un vecteur de dimension 1x2 représentant les deux variables endogènes intégrées d'ordre 1, soient le logarithme naturel du prix hebdomadaire des banques A et B étudiées, μ est un vecteur de dimension 1x2 d'interceptes, Φ est une matrice de dimension 2x2 de coefficients $\phi_{i,j}$ et U_t est un vecteur 1x2 de résidus.

La condition première pour procéder à un test de cointégration est que les variables du vecteur Y_t soient intégrées d'ordre 1, c'est-à-dire qu'une seule différenciation⁶¹ est nécessaire pour rendre la variable stationnaire. D'abord, l'ordre d'intégration d'une variable est déterminé par un test Dickey-Fuller Augmenté (1979) (ci-après ADF) afin d'observer la présence d'une racine unitaire ou non dans la série. Une racine unitaire se définit par une série dotée d'une tendance aléatoire causant sa non-stationnarité. Il suffit d'estimer les régressions (31) à (33) ci-dessous de la variable étudiée, soit Y_t ou X_t , dont le nombre de retards p élimine l'autocorrélation des erreurs.

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_j \Delta Y_{t-j} + u_t \quad (31)$$

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_j \Delta Y_{t-j} + u_t \quad (32)$$

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_j \Delta Y_{t-j} + u_t \quad (33)$$

Il est à noter que l'hypothèse nulle du test ADF est rejetée (i.e. la série est stationnaire) lorsque sa statistique est sous la valeur critique. Or, puisque cette statistique

⁶¹ Une différenciation, ΔY_t , est égale à $Y_t - Y_{t-1}$.

ne suit pas une distribution normale, il faut utiliser la table de valeurs critiques ci-dessous, développée par MacKinnon (1990) :

Régresseurs	V.C. à 5%
α_0	-2,86154
α_0 et α_{1t}	-3,41049

Les deux tests les plus utilisés pour choisir le nombre de retards optimal du modèle ADF sont les critères d'information d'Akaike (AIC) et bayésien (BIC) définis par les équations (33) et (34) ci-dessous. Dans les deux cas, il faut choisir le critère minimal correspondant au nombre de retards.

$$BIC(p) = \ln \left[\frac{SRC(p)}{T} \right] + (p+1) \frac{\ln(T)}{T} \quad (34)$$

$$AIC(p) = \ln \left[\frac{SRC(p)}{T} \right] + (p+1) \frac{2}{T} \quad (35)$$

Bien que plusieurs études telles que Mylodinis et Kollias (2014), Yang *et al.* (2014) ainsi que Yunus (2013) utilisent l'un des deux critères, Stock et Watson (2011) allèguent « qu'étant donné que les régressions sont estimées par la méthode MCO, la somme des résidus au carré (SRC) diminue en fonction de l'ajout du nombre de retards, alors que le second terme de l'équation BIC(p) est à la hausse au fur et à mesure que le nombre de retards augmente. La combinaison de ces deux effets contribue à préciser adéquatement le nombre de retards optimal. Le critère AIC devient moins pertinent, puisque le second terme 2/T est inférieur à ln(T)/T; ainsi une faible diminution du SRC est nécessaire pour justifier l'ajout d'un autre retard [...] Ainsi, le second terme du critère AIC n'est pas suffisant pour assurer le nombre de retards adéquat.⁶² » Outre cette explication théorique, Stock et Watson (2011) affirment que le critère AIC demeure une alternative raisonnable. Notons que lorsqu'un critère révèle que $p = 0$, cela revient à effectuer un test Dickey-Fuller au lieu d'un test ADF.

⁶² STOCK, James et Mark W. WATSON, 2011, *Introduction to Econometrics*, Boston, Pearson Education, Inc, p. 649

Toutefois, l'ajout d'un intercepte et/ou d'une tendance déterministe peut s'avérer pertinent pour effectuer le test ADF. Bien que le modèle (31) soit trop restrictif puisqu'il ne contient ni intercepte ni tendance déterministe, le choix optimal pour le test ADF repose entre les modèles 32 et 33, où il suffit de calculer une statistique-F pour déterminer si la présence d'une tendance déterministe est pertinente :

$$Stat - F = \frac{(SRC_{H_0} - SRC_{H_1})/2}{SRC_{H_1}/(n-k)} \quad (36)$$

Où SRC_{H_0} est la somme des résidus au carré du modèle (32), SRC_{H_1} est la somme des résidus au carré du modèle (33), n est le nombre d'observations, k est le nombre de variable indépendante. L'hypothèse nulle est rejetée (i.e. le modèle (33) est optimal) lorsque la statistique-F est supérieure à sa valeur critique (basée sur une distribution de Fisher.)

Le test de Johansen (1988, 1991), expliqué en détails ci-après, s'effectue sur un processus VAR(p) qui s'apparente au modèle vectoriel à correction d'erreur (VECM). Nous allons donc déterminer le nombre de retard optimal p sur un processus VAR(p) dont les variables endogènes sont en différence première. Le test le plus simple pour déterminer p est la statistique de ratio de vraisemblance (LR) donné aux équations (35) et (36). Dans la pratique, ce test ainsi que les critères d'information AIC et BIC sont également utilisés. Gonzalo et Pitarakis (1999) mentionnent que les trois processus sont tout aussi valables dans le cas où la taille de l'échantillon est relativement petite ($T < 200$). Notons que pour l'ensemble des cinq sous-périodes étudiées, le nombre d'observations hebdomadaires par institution est au plus de 209.

$$LR = 2 \left[-\frac{gn}{2} (\log(2\pi + 1)) - \frac{n}{2} \log |\hat{\Sigma}(p+1)| - \left(-\frac{gn}{2} (\log(2\pi + 1)) \frac{n}{2} \log |\hat{\Sigma}(p)| \right) \right] \quad (37)$$

$$LR = 2(\log de vraisemblance(p+1) - \log de vraisemblance(p)) \quad (38)$$

Où g est le nombre de variables endogènes des modèles VAR(p) et VAR(p+1), n est le nombre d'observations et $\hat{\Sigma}$ est un estimé de la matrice de covariance des résidus du modèle VAR(p) et VAR(p+1). Dans le cas-ci, g=2.

La nature du test LR réside à déterminer la significativité d'ajouter une matrice Φ_{p+1} au modèle VAR(p). L'hypothèse nulle, telle que $\Phi_{p+1}=0$, est rejetée lorsque la statistique LR est supérieure à la valeur critique qui suit une distribution $\chi^2 \sim (g^2)$.

Le test de Johansen (1988, 1991) s'effectue sur un modèle VAR(p), où Y_{t-1} a été soustrait des deux côtés de l'équation (30), équation (39). En fait, cela permet de mettre en relation la série différenciée et celle en niveau du vecteur Y_t . S'il existe au moins une relation de cointégration au sein du vecteur Y_t , sa série différenciée demeure stationnaire à court-terme, mais sa série en niveau devient stationnaire à long terme. Ceci implique que la déviation des composantes de Y_t de leur équilibre n'est que permise dans une perspective à court terme.

$$\Delta Y_t = \mu + \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + U_t \quad (39)$$

Où $\Pi = -(I - \sum_{i=1}^p \Phi_i)$, $\Gamma_i = -\sum_{j=j+1}^p \Phi_i$, $j=1, 2, \dots, (p-1)$, μ une matrice d'éléments déterministes intégrés d'ordre 0.

L'auteur stipule que la matrice de coefficients Π de dimension 2x2 contient toute l'information concernant les relations de cointégration régnant au sein du vecteur Y_t . De ce fait, le nombre de valeurs propres non-nulles, soit le rang de la matrice Π , correspond au nombre de vecteurs (relations) de cointégration. Étant donné que chaque modèle VAR(p) contient deux variables dépendantes, il ne peut qu'y avoir au plus un vecteur de cointégration. Johansen (1988, 1991) élabore deux tests pour déceler la présence ou non de relations de cointégration et ce, en déterminant le rang de la matrice Π .

D'abord, le test de la trace consiste à estimer le modèle (39), par maximum de vraisemblance, en posant comme hypothèse nulle que le rang de la matrice Π est r_1 contre l'alternative qu'il est r_2 , où $r_2 > r_1$ et $r_1=0, 1, 2, \dots, (g-1)$. L'équation (40) représente la statistique de la trace :

$$\lambda - trace(r) = -n \sum_{i=r_1+1}^{r_2} \log(1 - \lambda_i) \quad (40)$$

Où λ_i est la i^{e} valeur propre de la matrice Π , classée en ordre décroissant.

Ensuite, le test de la valeur propre maximale est similaire au test de la trace, sauf que l'hypothèse alternative à tester est que le rang est r_1+1 . L'équation (41) représente la statistique de la valeur propre maximale :

$$\lambda - \max(r) = -n \log(1 - \lambda_{\max}) \quad (41)$$

Où λ_{\max} est la plus grande valeur propre après les r_1 premières.

Advenant l'existence d'une relation de cointégration au sein du vecteur Y_t , la matrice Π peut être décomposée en deux vecteurs α et β' :

$$\Pi = \alpha \beta' \quad (42)$$

Où α est un vecteur de dimension $g \times n$ (2×1) dont les éléments représentent les paramètres de vitesse de retour à l'équilibre et β' est un vecteur de dimension $n \times g$ (1×2) dont les colonnes représentent les vecteurs de cointégration.

Ostenwald-Lenum (1992) recense cinq variations du modèle (39) en considérant les différentes structures déterministes possibles de la matrice μ . Le choix du modèle VAR(p) est primordial, puisque sa structure influence grandement la distribution des valeurs critiques des tests de la trace et de la valeur propre maximale. Dans les deux cas, l'hypothèse nulle est rejetée lorsque la statistique du test est supérieure à sa valeur critique. L'équation (43) démontre la décomposition de tous les éléments déterministes possibles de la matrice μ de l'équation (39) :

$$\mu = \mu_0 + \mu_1 t \quad (43)$$

Où μ_0 est une matrice d'interceptes et $\mu_1 t$ est une matrice de tendances déterministes.

- 1) $\mu=0$, l'équation (39) ne contient aucun intercepte ni de tendance déterministe, voir équation (44)

$$\Delta Y_t = \alpha \beta' Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + U_t \quad (44)$$

- 2) $\mu=\mu_0=\alpha \rho_0$, l'équation (39) est contrainte de sorte à ce que modèle incorpore seulement une constante dans l'espace de cointégration $\alpha \beta' Y_{t-1}$

$$\Delta Y_t = \alpha(\beta' Y_{t-1} + \rho_0) + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + U_t \quad (45)$$

- 3) $\mu=\mu_0$, l'équation (39) n'a pas de contrainte au niveau des interceptes. Le modèle permet un intercepte dans la série différenciée de Y_t .

$$\Delta Y_t = \mu_0 + \alpha\beta'Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + U_t \quad (46)$$

- 4) $\mu=\mu_0+\alpha\rho_1 t$, l'équation (39) introduit une tendance linéaire déterministe au niveau de l'espace de cointégration $\alpha\beta'Y_{t-1}$ et n'a pas de contrainte au niveau des interceptes.

$$\Delta Y_t = \mu_0 + \alpha(\beta'Y_{t-1} + \rho_1 t) + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + U_t \quad (47)$$

- 5) $\mu=\mu_0+\mu_1 t$, l'équation (39) introduit toutes les structures déterministes possibles. Bernard et Roy (2003) affirment que ce modèle est peu utilisé en économie, puisqu'il permet la présence d'une tendance quadratique au sein du vecteur Y_t .

$$\Delta Y_t = \mu_0 + \mu_1 t + \alpha\beta'Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + U_t \quad (48)$$

En fait, le choix de la structure déterministe à adopter réside entre le 3^e et le 4^e cas. Tout dépendra si l'on voit graphiquement que les variables étudiées détiennent une tendance déterministe ou non. Lütkepohl *et al.* (2001) suggèrent que le test de la trace est davantage efficace pour déterminer le rang de la matrice Π , lorsque le modèle VAR(p) intègre une tendance déterministe. De plus, à titre de rappel, une des prémisses de base des modèles VAR(p) et VECM est que les résidus soient normaux. Or, Lütkepohl *et al.* (2001) simulent plusieurs analyses de cointégration de Johansen (1988, 1991) avec ces différents processus. Que les résidus soient normaux ou qu'ils suivent une distribution de type *fat tail* (i.e. des termes d'erreurs anormaux), les auteurs affirment que les résultats sont similaires.

5.2.2 Test de l'hypothèse 4

Hypothèse 4 : Les périodes de crise sont ponctuées par une présence accrue d'un comportement moutonnier des investisseurs.

Pour tester l'hypothèse 4, nous utilisons le modèle de Chang *et al.* (2000) donné aux équations (49) et (50) :

$$CSAD_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N |R_{i;t} - R_{m;t}| \quad (49)$$

$$CSAD_t = \alpha + \gamma_1 |R_{m;t}| + \gamma_2 (R_{m;t}^2) + \varepsilon_t \quad (50)$$

Où $R_{i;t}$ est le rendement hebdomadaire du titre i (composant le portefeuille de marché au temps t), $R_{m;t}$ est le rendement hebdomadaire du portefeuille de marché, N est le nombre de titres composant le portefeuille de marché, $CSAD_t$ est la moyenne des écarts absolus entre le rendement de chacun des titres des D-Sibs et le rendement du portefeuille de marché. La composition du portefeuille de marché est expliquée en détails ci-après.

Tel qu'il est décrit à la section 3.6.1, Chang *et al.* (2000) tiennent compte que la relation entre la dispersion des rendements des titres i et ceux du marché n'est pas linéaire lorsque les investisseurs adoptent un comportement grégaire, contrairement au premier modèle basé sur les rendements de Christie et Huang (1995). Ces derniers citent le modèle *CAPM* pour affirmer que la relation entre les dispersions de rendements des titres i et ceux du marché est linéaire (c'est-à-dire qu'un stress financier provoque une hausse linéaire de ces dispersions) alors qu'un comportement moutonnier diminue linéairement ces dispersions. Chang *et al.* (2000) ajoutent la variable $R_{m;t}^2$ au modèle de Christie et Huang (1995) pour illustrer qu'en temps de crise, cette dispersion est soit négative ou hausse à un rythme décroissant, mais elle n'est pas linéaire. Ainsi, la présence d'un comportement grégaire est détectable lorsque le coefficient γ_2 de l'équation (48) est significativement négatif.

De plus, nous nous répliquons le modèle d'Economou *et al.* (2011), une variante des modèles de Christie et Huang (1995) et Chang *et al.* (2000), pour comparer l'intensité du comportement moutonnier lorsque le rendement hebdomadaire du portefeuille de marché est haussier ou baissier (voir équation (51)). Les résultats de ces deux régressions nous permettent de confirmer ou non les résultats de leurs études, puisque les auteurs suggèrent que l'intensité du comportement grégaire est davantage prononcé lorsque le marché est baissier. Similairement au modèle (50), des coefficients γ_3 et γ_4 de l'équation (51) significativement négatifs indique la présence d'un comportement moutonnier.

$$CSAD_t = \alpha + \gamma_1 D^{UP} |R_{m;t}| + \gamma_2 (1 - D^{UP}) |R_{m;t}| + \gamma_3 D^{UP} (R_{m;t})^2 + \gamma_4 (1 - D^{UP}) (R_{m;t})^2 + \varepsilon_t \quad (51)$$

$$\text{Où } D^{UP} = \begin{cases} 1 & \text{si } R_{m;t} > 0 \\ 0 & \text{si } R_{m;t} \leq 0 \end{cases}$$

Ainsi, pour chacune des cinq sous-périodes étudiées, nous allons utiliser les modèles (50) et (51) pour observer l'intensité du comportement moutonnier en périodes de crise et de pré-crise et ce, en suivant l'évolution du coefficient γ_2 de l'équation (50) et les coefficients γ_3 et γ_4 de l'équation (51). Les statistiques-T des coefficients de ces modèles sont ajustées selon l'estimateur de Newey-West dont l'objectif est d'éliminer l'hétéroscléasticité et l'autocorrélation des résidus. Deux distinctions sont à noter entre notre étude et celles de Christie et Huang, Chang *et al.* (2000) et Economou *et al.* (2011). Premièrement, les titres boursiers composant notre portefeuille de marché représentent les mêmes D-Sibs sélectionnées qui ont servi à la construction du réseau de cointégration, alors que les auteurs cités ci-dessus ont plutôt recours à un indice boursier international. Notre choix nous permet de répondre à l'objectif global de notre étude qui consiste de déterminer l'impact qu'ont eu les deux crises sur ces D-Sibs. Deuxièmement, notre portefeuille est pondéré selon la capitalisation boursière de chacun des titres, tandis que les trois études citées précédemment considèrent plutôt un portefeuille équipondéré pour mieux représenter les titres de type *small-cap*. Or, dans notre cas, cette contrainte ne s'applique pas puisqu'aucun des titres de notre échantillon n'est un *small-cap*.

Notons qu'aux fins de notre étude, les rendements boursiers des D-Sibs sont calculés de la façon suivante :

$$R_{i;t} = \left(\frac{P_{i;t}}{P_{i;t-1}} \right) - 1 \quad (52)$$

Où $R_{i;t}$ est le rendement hebdomadaire du titre i , $P_{i;t}$ est le prix hebdomadaire ajusté aux dividendes et aux fractionnements du titre i . Les prix hebdomadaires des D-Sibs européens sont convertis en dollar canadien.

6. CONTRIBUTIONS

L'étude de Yang *et al.* (2014) propose une méthodologie innovatrice pour analyser l'effet de contagion sur les marchés boursiers internationaux. En effet, les auteurs cartographient les relations de cointégration entre les différents indices à l'aide de la théorie des réseaux, lors de la crise des *subprimes* et de la crise européenne. De façon plus précise, leur objectif est de déterminer si ces turbulences ont altéré les relations de co-dépendance et ce, en observant les changements topologiques au sein du réseau. Ce mémoire s'inspire de leur méthodologie pour étudier l'effet de contagion mais, contrairement à Yang *et al.* (2014), nous mettons en scène les banques systématiquement importantes au niveau national en provenance du Canada et des pays PIIGS. Il est pertinent de focaliser notre étude sur des firmes spécifiques, puisqu'à l'aide des mesures propres aux réseaux, nous sommes en mesure d'identifier les institutions qui représentaient une véritable menace systémique sur les marchés boursiers lors de cette crise et celles qui étaient les plus vulnérables. En outre, concentrer notre analyse sur les *D-Sibs* des pays PIIGS devient intéressant pour évaluer s'il y a eu un effet de contagion transfrontalier sur les marchés boursiers. À ce jour, seule l'étude de Poirson et Schmittmann (2013) s'est concentrée sur le phénomène lors de la crise européenne. De plus, contrairement à l'étude de Yang *et al.* (2014), nous optons pour un processus multivarié pour déceler la présence de cointégration, soit un test de Johansen, expliqué en détails à la section 5.2.1.1.

L'identification des entités européennes susceptibles de propager un effet de contagion auprès des banques canadiennes est également pertinente pour ces dernières, puisque cela leur donnerait de l'information supplémentaire concernant leurs liens d'affaires avec les institutions jugées comme étant plus « menaçantes ». D'autre part, cette identification pourrait s'avérer utile pour le BSIF, puisque cela leur permettrait d'ajuster leur surveillance micro-prudentielle en conséquence et ce, dans le but de protéger l'économie nationale de tout éventuel choc exogène.

Finalement, nous nous inspirons du modèle d'Economou *et al.* (2011) pour déceler la présence de comportement grégaire. À notre connaissance, seule l'étude de

Cakan et Balagyozan (2014) s'est penchée sur le phénomène au sein du secteur bancaire. Or, nous concentrons davantage notre analyse sur un portefeuille de marché entièrement composé des titres boursiers des D-Sibs canadiennes et des pays PIIGS. Cela nous permet d'évaluer la perception qu'ont eue les investisseurs quant à l'impact de ces deux crises sur ces institutions.

7. ANALYSE DES RÉSULTATS

7.1 Topologie des réseaux

Les résultats des tests ADF effectués sur le logarithme naturel des prix hebdomadaires des actions des D-Sibs étudiés (tableaux 18 à 27 de l'annexe 1) révèlent que ces variables sont intégrées d'ordre 1. La première condition pour effectuer un test de cointégration est donc respectée. Les tableaux 28 à 32 de l'annexe 2 démontrent les statistiques de la trace du test de Johansen (1988, 1991). Ce test est basé sur un modèle VAR (p), dont le nombre de retards requis pour éliminer l'autocorrélation des erreurs est estimé selon la statistique LR. Nous considérons toutes les « paires » de banques possibles pour effectuer le test de cointégration pour les cinq sous-périodes. Au total, 1 135 modèles VAR(p) à 2 variables endogènes ont été estimés pour effectuer le test de la trace, soient 210 pour les sous-périodes 1 et 2, 231 pour les sous-périodes 3 et 4 et 253 pour la sous-période 5. Tous les tests de cointégration sont basés sur un processus VAR(p). Deux institutions sont cointégrées lorsque la statistique de la trace est supérieure à la valeur critique, l'hypothèse nulle stipulant que le rang de la matrice de cointégration Π est égale à 0 est rejetée. Ainsi, chaque lien de cointégration révélé par ce test figure au sein des réseaux de cointégration analysés ci-après.

Le tableau 5 ci-dessous dresse un portrait global des relations de cointégration entre les D-Sibs canadiennes et européennes à travers les 5 sous-périodes. Le tableau 6 se concentre sur les réseaux individuels de chaque D-Sib canadienne et présente les connexions directes et indirectes entre la banque canadienne et les D-Sibs européennes. Notons que pour le tableau 6, nous considérons aussi implicitement les interconnexions entre les institutions des pays PIIGS pour déterminer si celles-ci forment des *cliques*. Les

réseaux présentés sont non-pondérés et non-dirigés. Un lien entre deux institutions indique qu'elles sont cointégrées selon le test de la trace de Johansen (1988, 1991) à un niveau de confiance de 90%. Les tests de Johansen (1988, 1991) à des niveaux de confiance de 95% et 99% ne sont pas concluants, puisque nous détectons un faible nombre de relations de cointégration parmi toutes les « paires » de banques possibles. Étant donné que la majorité des réseaux auraient été de très petites tailles ou carrément inexistant, les résultats à ces niveaux de confiance (95% et 99%) ne sont pas présentés.

Tableau 5: Mesures globales des réseaux de cointégration entre toutes les D-Sibs canadiennes et celles des pays PIIGS

Le tableau 5 présente les différentes mesures de réseaux globales pour les réseaux de cointégration mettant en scène toutes les D-Sibs de notre échantillon La sous-période 1 couvre du 4 janvier 2002 au 30 décembre 2005, la sous période 2 couvre du 6 janvier 2006 au 12 septembre 2008, la sous-période 3 couvre du 19 septembre 2008 au 25 décembre 2009, la sous-période 4 couvre du 1^{er} janvier 2010 au 20 avril 2012 et la sous-période 5 couvre du 27 avril 2012 au 25 décembre 2015. Il est à noter que le nombre d'observations/institution varie selon les sous-périodes. La sous-période 1 : 209 observations, la sous-période 2 : 141 observations, la sous-période 3 : 67 observations, la sous-période 4 : 121 observations et la sous-période 5 : 192 observations. Les mesures utilisées sont 1) le diamètre, 2) la densité, 3) la taille, 4) le degré moyen normalisé, 5) le coefficient de clustering, 6) la *betweenness* centralisée, 7) la *closeness* centralisée. “***”, “**”, “*” indiquent que le test de Wald⁶³ (bilatéral), mesurant la différence entre les mesures à « t » et « t-1 », est significatif à un niveau de confiance de 99%, 95% et 90%, respectivement. Les valeurs critiques, suivant une distribution χ^2 à 1 degré de liberté, sont respectivement de 6,6349, 3,8415 et 2,7055. L'écart type et le nombre d'observations de chacune des mesures proviennent des données des tableaux 5 et 6, puisque les mesures sont fixes (pas de distribution). Le test de Wald n'est pas effectué sur la sous-période 1. Le réseau « COMPLET » indique que le réseau inclue toutes les D-Sibs canadiennes et européennes.

Sous-périodes,		Réseau COMPLET	Diamètre	Densité	Taille	Degré moyen	Clustering	Betweenness	Closeness
1	2								
1	4	0,345	19	6,211	0,465	0,146	0,396		
2	6***	0,162***	17	2,588**	0,153***	0,365***	0,314**		
3	3***	0,333***	22**	7***	0,452***	0,263*	0,619***		
4	6***	0,162***	17**	2,588***	0,261***	0,698***	0,457***		
5	5**	0,197	12**	2,167	0,111**	0,336***	0,293***		

⁶³ $\frac{\text{measure}_t - \text{measure}_{t-1}}{\sigma/\sqrt{n}} \sim \chi^2$

Tableau 6 : Mesures globales des réseaux de cointégration individuels entre les D-Sibs canadiennes et les D-Sibs des pays PIIGS

Le tableau 6 présente les différentes mesures de réseaux individuels pour chacun des réseaux mettant en scène une banque canadienne et les D-Sibs des pays PIIGS à travers les 5 sous-périodes. Le nombre d'observations/banques diffère d'une sous-période à une autre. Les mesures utilisées sont 1) le diamètre, 2) la densité, 3) la taille, 4) le degré moyen normalisé, 5) le coefficient de clustering, 6) la *betweenness* centralisée, 7) la *closeness* centralisée. “****”, “***”, “**” indiquent que le test de Wald (bilatéral), mesurant la différence entre les mesures à « t » et « t-1 », est significatif à un niveau de confiance de 99%, 95% et 90%, respectivement. Les valeurs critiques, suivant une distribution χ^2 à 1 degré de liberté, sont respectivement de 6,6349, 3,8415 et 2,7055. L'écart type et le nombre d'observation de chacune des mesures proviennent des données des tableaux 5 à 11. Le test de Wald n'est pas effectué sur la sous-période 1. « N/A » indique que le réseau n'existe pas, puisque la banque canadienne ne détient aucune relation de cointégration avec les D-Sibs européennes.

Sous-périodes	Diamètre	Densité	Taille	Degré moyen	Clustering	Betweenness	Closeness
Panel A: TD							
1	3	0,308	13	3,692	0,333	0,434	0,538
2	6***	0,192***	13	2,308	0***	0,358	0,322***
3	4***	0,342***	16*	5,125**	0,35***	0,166**	0,406**
4	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A
5	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A
Panel B: RY							
1	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A
2	4***	0,212***	12***	2,333**	0,000	0,478***	0,447***
3	3**	0,41***	15*	5,733**	0,381***	0,146***	0,255
4	6***	0,176***	14	2,286**	0,225**	0,703***	0,405***
5	4***	0,244**	10**	2,200	0,143*	0,42***	0,350
Panel C: NA							
1	3	0,330	14	4,286	0,429	0,311	0,549
2	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A
3	3***	0,325***	16***	4,875***	0,361***	0,15**	0,288***
4	6***	0,176***	14	2,286**	0,225**	0,703***	0,405**
5	5**	0,244**	10**	2,200	0,136*	0,469***	0,439
Panel D: CM							
1	3	0,359	13	4,308	0,356	0,292	0,477
2	4**	0,227***	12	2,5*	0,086***	0,448**	0,423
3	4	0,333***	16**	5**	0,474***	0,326*	0,624***
4	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A
5	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A
Panel E: BNS							
1	3	0,330	14	3,786	0,386	0,311	0,527
2	4**	0,212***	12	1,647*	0***	0,478**	0,447*
3	3	0,353***	17**	5,647***	0,405***	0,405	0,624***
4	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A
5	4***	0,244***	10***	2,2*	0,143**	0,42***	0,35***
Panel F: BMO							
1	4	0,282	13	3,385	0,221	0,530	0,504
2	4	0,227*	12	2,500	0,086**	0,448	0,423*
3	4	0,317**	16**	4,75*	0,341***	0,103***	0,314**
4	6***	0,209***	14	2,714*	0,36	0,617***	0,391*
5	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A

Pour l'ensemble des réseaux aux tableaux 5 et 6, nous remarquons une relation négative entre le diamètre et la densité. Un réseau dont la densité augmente entre deux sous-périodes voit aussi son diamètre diminuer. Ceci indique qu'un réseau dense est davantage interconnecté; il est donc cohérent que la plus longue marche entre deux nœuds soit moindre. De plus, nos résultats démontrent une relation positive entre la taille et le degré moyen. Cette observation est logique, puisque la hausse de la taille indique qu'une institution s'est ajoutée au réseau en raison des liens de cointégration qu'elle a nouvellement créés avec d'autres acteurs.

Il est à noter que le coefficient de *clustering*, la *betweenness* et la *closeness* sont des mesures globales. Un coefficient de *clustering* élevé indique la présence de regroupements (cliques) de D-Sibs au sein du réseau. Une *betweenness* élevée indique que le réseau s'apparente à un *star network*, c'est-à-dire qu'il est fortement affecté par les entités centrales reliant tous les autres sommets. C'est un indicateur marquant l'importance du noyau au sein du réseau. En fait, les institutions constituant ce noyau représentent une véritable menace pour la propagation de la contagion ou encore sont vulnérables aux effets de contagion, en raison de leur importante connectivité avec les autres entités. Cependant, une *betweenness* faible indique que le réseau est moins centralisé et donc, il n'existe pas de nœuds centraux importants reliant les autres sommets. La *closeness*⁶⁴ est un indicateur de proximité globale entre toutes les institutions du réseau. Une valeur élevée indique que tous les nœuds sont fortement liés ensemble. Autrement dit, une importante proximité globale entre les D-Sibs implique que ces dernières sont susceptibles d'être atteintes par un effet de contagion. Les mesures globales ne nous permettent pas d'identifier les D-Sibs figurant dans les cliques ni les nœuds centraux. L'identification de ces banques sera discutée à la section 7.2.

Sous-période 1 (4 janvier 2002 au 30 décembre 2005)

D'abord, la densité de l'ensemble des réseaux est à son maximum lors de la pré-crise des *subprimes*. En effet, le réseau complet (tableau 5) affiche une taille de 19, alors

⁶⁴ La *closeness centrality* est calculée de la même façon que la *betweenness centrality*.

que le nombre total de D-Sibs étudiés à cette sous-période est de 21, ce qui en fait un réseau presqu'entièrement connecté. De plus, le degré moyen des sept réseaux est aussi relativement élevé. Ces statistiques traduisent un important niveau d'intégration des institutions canadiennes et européennes. Notre résultat est peu étonnant, puisqu'il découle de la hausse de l'intégration des marchés internationaux des dernières décennies (Chou *et al.*, 1994; Longin et Solnik, 1995). L'étude d'Hardouvelis *et al.* (2006) démontre aussi que l'intensification du niveau d'intégration des marchés boursiers européens est imputable à l'introduction de l'euro en 1999. Les réseaux mettant en scène les liens de cointégration entre les D-Sibs européennes et chaque institution canadienne de manière individuelle (tableau 6) démontrent cette réalité, puisque leur forte densité indique que les banques européennes sont interconnectées.

De plus, même si le coefficient de regroupement est relativement élevé pour la plupart des réseaux, il est intéressant de remarquer que la *betweenness* centralisée du réseau complet est faible (0,146) comparativement aux réseaux individuels. Ainsi, il n'existe pas d'entités centrales importantes reliant les autres banques du réseau. Or, la *closeness* du réseau complet de 0,396 indique que les D-Sibs sont considérablement bien liées entre elles.

Toutefois, les mesures *betweenness*, *closeness* et *clustering* propres aux réseaux individuels des D-Sibs canadiennes sont relativement élevées. Autrement dit, il existe un regroupement d'institutions centrales affectant les autres nœuds du réseau et ces dernières sont fortement liées entre elles. Ces résultats ne s'appliquent cependant pas au réseau de la banque RY qui n'a aucun lien de cointégration avec les entités européennes, selon le test de la trace de Johansen (1988, 1991).

Sous-période 2 (6 janvier 2006 au 12 septembre 2008)

De façon générale, aucun effet de contagion n'est décelé lors de la première phase de la crise de *subprimes* (sous-période 2), puisque les réseaux des tableaux 5 et 6 affichent une diminution significative de leur densité, de leur degré moyen et de leur taille. Ainsi, il y a non seulement une quantité moindre d'acteurs détenant des liens de

cointégration, mais ceux-ci ont aussi, en moyenne, moins de relations avec les autres banques. Ces résultats reflètent partiellement les propos de Mylordinis et Kollias (2010) qui suggèrent que l'intégration des marchés boursiers européens suit le cycle économique régional. Entre 2006 et 2007, les auteurs affirment que la forte convergence entre les marchés boursiers est imputable à une importante croissance économique, où l'attribution du crédit est favorable. Toutefois, Mylordinis et Kollias (2010) observent une baisse de cette convergence à l'aube de la crise des *subprimes*. Nos réseaux démontrent cette diminution entre 2006 et 2008, tout juste avant la faillite de *Lehman Brothers*. De plus, nous remarquons que cette période a altéré l'architecture des réseaux, puisque ceux-ci sont presque dépourvus de *cliques*. En effet, nous notons une diminution significative du coefficient *clustering*, dont les valeurs sont très près de 0, pour tous les réseaux individuels (tableau 6).

En ce qui concerne les statistiques *betweenness* et *closeness*, l'impact de la sous-période 2 diffère d'un réseau à un autre. En effet, les augmentations significatives de la *betweenness* (réseau complet et pour les banques CM et BNS) indiquent que les nœuds centraux ont gagné de l'importance au sein du réseau. La diminution significative de la *closeness* (réseau complet et celui de la banque TD) indique que les institutions sont moins liées ensemble. Notons toutefois que ces résultats ne sont pas applicables au réseau de la banque RY, puisqu'elle n'était pas cointégrée avec les autres D-Sibs à la sous-période 1, alors qu'à la 2^e sous-période, elle démontre des liens de cointégration. Selon Pericoli et Sbracia (2003), une augmentation significative des liens inter-marchés est un indicateur de la présence d'un effet de contagion transfrontalier. De ce fait, ceci implique qu'une certaine contagion a eu lieu au sein du réseau RY. Toutefois, nous remarquons que les mesures de centralité du réseau de la banque RY sont similaires à celles des autres réseaux. Autrement dit, l'effet de contagion n'est pas de grande envergure. Finalement, nous observons que la banque NA n'est cointégrée avec aucune institution des pays PIIGS durant la sous-période 2.

Sous-période 3 (19 septembre 2008 au 25 décembre 2009)

La sous-période 3 marquant la faillite de *Lehman Brothers* a clairement provoqué un important effet de contagion auprès des D-Sibs. En effet, tous les réseaux pendant cette sous-période sont ponctués d'une augmentation significative de leur taille, de leur degré et de leur densité. Nos résultats rejoignent donc l'étude de Yang *et al.* (2014), puisqu'ils affirment que la crise financière de 2008 a drastiquement altéré les relations de cointégration entre les indices boursiers internationaux. En effet, la densité de leur réseau s'est intensifiée au cours de cette période. Nous n'avons qu'à citer l'étude de Chou *et al.* (1994) pour affirmer que les rendements boursiers des marchés canadiens et européens se sont grandement intégrés au cours des dernières décennies. Bae et Zhang (2015) renchérissent en suggérant que les nations fortement intégrées aux marchés internationaux sont vulnérables aux effets de contagion d'une crise financière mondiale. De plus, nos résultats vont de pair avec les propos de Yunus (2013), puisque l'auteure allègue que les crises financières mondiales intensifient les relations de cointégration entre les marchés boursiers internationaux. Il est intéressant de souligner que la formation de *cliques* est notable puisque l'ensemble des réseaux démontre une augmentation significative du coefficient de *clustering*. Nous observons aussi que parmi les six D-Sibs canadiennes, c'est le réseau de la banque CM qui affiche le coefficient de regroupement le plus élevé.

Toutefois, les réseaux semblent moins centralisés au cours de la sous-période 3, puisque leur *betweenness* diminue significativement, alors que leur *closeness* augmente de manière significative. Autrement dit, nous ne décelons plus d'institutions centrales proéminentes reliant les autres D-Sibs, mais ces dernières se sont rapprochées les unes des autres en devenant fortement liées entre elles. Ainsi, les banques dans l'ensemble sont vulnérables aux effets de contagion. Le réseau de la banque BNS se caractérise par la mesure *betweenness* la plus élevée (0,405). Son noyau est propice à la transmission de contagion ou à subir les effets de cette propagation de choc. Le rôle du noyau dépend de l'identité des institutions qui s'y trouvent. Si c'est une banque canadienne, alors le noyau est vulnérable aux effets de contagion, tandis que si c'est une entité européenne, alors le

noyau est susceptible de propager la contagion. Même si l'origine de la crise financière de 2008-2009 provient des États-Unis, les institutions européennes sont propices à propager la contagion pour plusieurs raisons. Premièrement, Carney (2010) explique qu'en raison de la forte exposition des banques européennes au financement de gros (le tiers de leur levier a été financé par les marchés monétaires à court-terme), celles-ci ont été grandement affectées par la crise des *subprimes*. Deuxièmement, Carney (2010) mentionne aussi que les banques européennes étaient seulement assujetties à la réglementation de Bâle II lors de cette crise, contrairement aux institutions canadiennes qui étaient soumises à des exigences du BSIF plus strictes. Ainsi, les investisseurs ont perdu confiance en la pondération des actifs risqués de Bâle II, car la majorité des banques internationales ayant failli ou ayant été secourues par l'État respectaient pourtant cette exigence de la BRI. C'est notamment le cas des banques européennes dont les investisseurs ne valorisent pas les institutions détenant une faible proportion d'actifs pondérés au risque (Das et Sy, 2012).

La banque BNS est la banque canadienne la plus exposée aux connexions directes et indirectes vis-à-vis les D-Sibs européennes. En effet, son réseau est parfaitement connecté, car la taille de son réseau est de 17, alors que la sous-période comporte en tout 16 banques des pays PIIGS. Autrement dit, la banque BNS et les 16 institutions européennes sont toutes connectées entre elles. D'ailleurs, c'est au courant de la sous-période 3 que son coefficient de regroupement et sa *closeness* sont les plus élevés avec des mesures qui sont de l'ordre de 0,405 et de 0,624, respectivement. Autrement dit, c'est à ce moment où les banques de son réseau sont les plus connectées entre elles et les plus près les unes des autres.

Toutefois, c'est la banque RY qui détient le réseau ayant la densité la plus élevée (0,410) puisque son réseau affiche une faible taille (15) et un haut degré moyen (5,733). Bien que son réseau ne se démarque pas par l'importance d'un noyau central, la banque RY est aussi vulnérable aux effets de contagion en raison de sa forte connectivité et sa proximité avec 14 D-Sibs européennes.

Sous-période 4 (1^{er} janvier 2010 au 20 avril 2012)

De façon générale, nos résultats démontrent que la première phase de la crise européenne (sous-période 4) s'est principalement limitée à ses frontières, puisque le réseau complet et les réseaux individuels affichent une diminution significative de leur taille, de leur densité et de leur degré moyen. Autrement dit, l'effet de contagion s'est fortement atténué pendant la période. De plus, les banques CM et BNS ne sont plus cointégrées avec les autres D-Sibs, alors que la banque TD est seulement co-dépendante avec une autre banque canadienne, soit la banque BMO⁶⁵. Nos observations vont de pair avec l'étude de Poirson et Schmittmann (2013) qui notent aussi que peu de rendements boursiers des banques internationales sont synchronisés avec les institutions européennes. Nos résultats rallient aussi les propos de Yang *et al.* (2014) qui observent une diminution de la densité du réseau composé d'indices boursiers internationaux. La baisse de la connectivité des réseaux peut s'expliquer par le retrait massif de l'exposition directe des banques canadiennes vis-à-vis la dette souveraine européenne pendant la pré-crise (Alexander *et al.*, 2012). En effet, les auteurs allèguent que cette exposition se chiffre à 9% du ratio de capital de catégorie 1 de l'ensemble du système bancaire canadien, en date de mai 2012. Bien que Cornett *et al.* (2016) se concentrent sur les entités américaines, ils expliquent que leur forte aversion au risque les a motivées à amputer leur exposition vis-à-vis l'Europe, puisque la crise des *subprimes* les a lourdement affectées.

Il est clair que la crise financière de 2008 a davantage affecté les D-Sibs canadiennes et celles des pays PIIGS comparativement à la première phase de la crise européenne. Toutefois, ce résultat n'est pas surprenant, car Poirson et Schmittmann (2013) suggèrent que la volatilité des rendements des banques internationales est plus affectée par les chocs mondiaux que par les chocs européens. De plus, Baele (2005) allègue que les turbulences mondiales (i.e. en provenance des États-Unis) impactent davantage les marchés boursiers européens en raison de leur importante intégration aux

⁶⁵ Le réseau individuel de la banque TD n'est pas connecté (i.e. il n'y a pas de co-intégration entre la TD et aucune D-Sib européenne) pendant la sous-période 4. Toutefois, l'institution figure au sein du réseau complet puisqu'elle est cointégrée avec la banque BMO.

marchés mondiaux suite à la signature de l'Acte Unique Européen permettant leur libéralisation.

Bien que la majorité des réseaux étudiés affiche une diminution significative du coefficient de *clustering*, on observe qu'ils se sont davantage centralisés. En effet, la *betweenness* de tous les réseaux augmente significativement pour atteindre son apogée pendant la sous-période 4. Autrement dit, le noyau central est très influent auprès des autres institutions gravitant autour de celui-ci puisqu'il est susceptible de transmettre la contagion (s'il est composé d'une D-Sib européenne) ou parce qu'il est vulnérable (s'il est composé d'une D-Sib canadienne.) On observe aussi que la proximité globale des banques est moindre, car la *closeness* des réseaux diminue significativement.

Sous-période 5 (27 avril 2012 au 25 décembre 2015)

La seconde phase de la crise européenne (sous-période 5), marquant le défaut d'un paiement de 1,6 milliards € de la Grèce sur un prêt octroyé par le FMI en juin 2015, a peu impacté les liens de cointégration entre les D-Sibs canadiennes et européennes. En effet, la diminution significative du degré moyen et de la taille de la majorité des réseaux traduit une importante atténuation de l'effet de contagion transfrontalier entre les institutions. On observe aussi une diminution du nombre de banques impliquées dans les relations de cointégration, puisque la taille des réseaux a diminué en moyenne de quatre nœuds et les banques TD, CM et BMO ne détiennent aucune relation de cointégration avec les autres D-Sibs pendant la sous-période. De plus, la diminution significative de la *betweenness*, de la *closeness* et du coefficient de *clustering* indiquent que les réseaux sont moins centralisés, ont des institutions moins près les unes des autres et ne comportent pas de *cliques*.

Cependant, étant donné que la banque BNS n'était pas cointégrée avec aucune D-Sib à la sous-période 4, nous considérons que son réseau démontre un effet de contagion, puisqu'elle devient co-dépendante avec certaines D-Sibs européennes pendant la sous-période 5. Nous observons également que son réseau est identique à celui de la banque NA puisque les figures 31 et 32 à l'annexe 2 démontrent que les deux institutions sont cointégrées avec les mêmes entités européennes.

L’analyse des sous-périodes 4 et 5 démontre que la crise européenne a atténué les liens de cointégration entre les D-Sibs canadiennes et celles des pays PIIGS. Il est donc clair qu’à partir d’avril 2010, les propos de Yunus (2013) suggérant que les crises financières entre 1993 et 2008 intensifient les relations de cointégration entre les marchés boursiers internationaux ne se sont pas répétés. Nos résultats sont aussi cohérents avec les observations de Samarakoon (2014) qui constate que le phénomène de *decoupling* survient au sein des marchés boursiers internationaux lors de cette turbulence. En effet, leur sensibilité face aux pays endettés européens s’amenuise alors qu’en temps normal, la relation entre ces marchés est significativement positive.

À la lumière de ces analyses, nous confirmons notre première hypothèse de recherche stipulant que les liens financiers entre les banques canadiennes et celles provenant des pays PIIGS sont faibles au courant de la crise des *subprimes* et la crise de la dette souveraine. Certes, les réseaux propres à la seconde phase de la crise financière de 2008-2009 démontrent une forte connectivité entre les D-Sibs canadiennes et européennes, mais ces connexions sont basées sur des tests de cointégration à un niveau de confiance de 90%. Bien que les réseaux basés sur ces tests à des niveaux de confiance de 95% et 99% ne soient pas démontrés, leur taille, leur degré moyen et leur densité seraient nettement moindres, puisque nous décelons moins de relations de cointégration. Concernant la crise de la dette souveraine, le niveau de connectivité entre les D-Sibs canadiennes et celles des pays PIIGS est faible. En effet, la majorité des réseaux observés voient leur degré moyen, leur taille et leur densité diminuer significativement au cours de cette turbulence. Les réseaux de cointégration propres aux tests de Johansen (1988, 1991) à des niveaux de confiance de 95% et 99% auraient une taille et un degré moyen encore plus faibles que ceux analysés précédemment.

Toutefois, nos résultats confirment seulement en partie la seconde hypothèse de recherche énonçant que les périodes de pré-crise et de crise se caractérisent par une augmentation des liens financiers entre les D-Sibs canadiennes et celles des pays PIIGS. En effet, les changements topologiques observés lors de la sous-période 3, marquant la faillite de *Lehman Brothers*, démontrent une hausse de la connectivité entre les acteurs.

Or, tel qu'il est décrit précédemment, la diminution significative du degré moyen, de la taille et de la densité des réseaux correspondant aux sous-périodes 4 et 5 démontrent que les D-Sibs canadiennes ont été peu affectées par les entités des pays PIIGS lors de la crise européenne. Les liens financiers ont donc augmenté durant la crise des subprimes de 2008-2009, mais pas lors de la crise européenne.

7.2 Analyse des D-Sibs canadiennes

Selon notre définition, deux banques sont interdépendantes lorsqu'elles sont initialement cointégrées à la sous-période 1 et demeurent liées pendant les périodes de crise (sous-périodes 2 à 5). De plus, un effet de contagion est détectable entre deux banques lorsqu'elles deviennent cointégrées en temps de crise alors qu'elles n'étaient pas liées en période d'accalmie. Les détails des mesures de réseaux propres à chaque nœud sont disponibles à l'annexe 3 (tableaux 42 à 67).

Dans cette section, nous considérons un coefficient de *clustering* local. La mesure propre à chaque nœud v_i expose à quel point celui-ci fait partie d'une clique. Une valeur de 1 indique que ses voisins (i.e. les nœuds connectés à v_i) sont aussi connectés à tous les autres sommets formant le « voisinage ». Une valeur de 0 démontre qu'aucun voisin de v_i n'est lié aux autres nœuds du « voisinage ».

7.2.1 Banque Toronto-Dominion (TD CN)

Tableau 7: Liens de cointégration entre les D-Sibs des pays PIIGS et la banque TD

Le tableau 7 présente les liens D-Sibs européennes qui sont cointégrées avec la banque TD pour les cinq sous-périodes. La présence d'une D-Sib européenne dans la liste pour une période donnée implique qu'il existe une connexion directe entre cette D-Sib et TD au sein du réseau. « N/A » indique que la banque TD n'est cointégrée avec aucune D-Sib des pays PIIGS pendant la période.

Sous-périodes, TD				
1	2	3	4	5
BKIR ID	EUROB GA	BKIR ID		
ETE GA	BPI PL	ALBK ID		
TPEIR GA		SAN SM		
BCP PL		ETE GA	N/A	N/A
UCG IM		ALPHA GA		
ISP IM		EUROB GA		
BMPS IM		UCG IM		

Le tableau 7 démontre que la banque TD n'est interdépendante avec aucune autre institution des pays PIIGS, puisque son réseau est inexistant lors des sous-périodes 4 et 5. Toutefois, bien que le degré de la banque TD diminue de 7 à 2 entre les sous-périodes 1 et 2, il est intéressant de remarquer que la majorité des institutions avec lesquelles elle est cointégrée lors de la sous-période 3 sont les mêmes que celles de la sous-période 1. C'est le cas des entités BKIR (Irlande), ETE (Grèce) et UCG (Italie). Seule la banque grecque EUROB demeure connectée directement avec la banque TD lors des deux phases couvrant la crise des *subprimes*.

Les mesures de réseaux propres à chaque nœud du tableau 34 de l'annexe 3 démontrent que la banque TPEIR est la plus influente du réseau TD lors de la première sous-période puisque ses mesures de *betweenness*, de *closeness* et de degré sont les plus élevées parmi tous les acteurs du réseau. La figure 12 à l'annexe 3 illustre d'ailleurs cette relation. Nous remarquons les banques TD et TPEIR exercent une influence notable sur les autres acteurs du réseau, puisqu'elles détiennent les mesures de centralité les plus élevées. Au niveau de la seconde sous-période (tableau 7), nous détectons un effet de contagion impliquant les firmes EUROB (Grèce) et BPI (Portugal), car la banque TD devient cointégrée avec ces institutions alors qu'elle ne l'était pas lors de la pré-crise. Toutefois, tel que discuté précédemment, l'impact de ce phénomène est négligeable, puisque nous notons une diminution significative des mesures de centralité et de *clustering* pour l'ensemble des acteurs. D'ailleurs, il n'existe aucune clique à la sous-période 2, puisque les institutions ont toutes un coefficient de *clustering* nul ou non-déterminé (voir tableau 34 de l'annexe 3).

Bien qu'un effet de contagion soit notable lors de la sous-période 3 en raison de la hausse significative des statistiques de réseaux pour tous les nœuds, c'est la banque grecque ETE qui est la plus menaçante (voir tableau 34 et figure 14 de l'annexe 3). En effet, cette institution obtient les mesures de centralité et le coefficient de *clustering* les plus élevées. De plus, en considérant que la banque TD est directement connectée à la banque grecque, elle est vulnérable aux effets de contagion en raison de sa propre mesure de *closeness* et son degré élevés. Finalement, il est clair que la crise européenne n'a pas

affectée la banque TD. En effet, son réseau individuel est inexistant à la 4^e sous-période, puisque l'institution est uniquement connectée à une autre banque canadienne, soit la banque BMO (voir tableau 33 et figure 10 de l'annexe 3). En portant une attention particulière au réseau complet (tableau 33), les statistiques de la TD révèlent la même réalité puisqu'elle a une *betweenness* nulle, une faible *closeness* et on ne peut déterminer si elle fait partie d'une clique, puisque son degré est de 1. De plus, l'entité canadienne ne détient aucun lien de cointégration lors de la dernière sous-période.

7.2.2 Banque Royale du Canada (RY CN)

Tableau 8: Liens de cointégration entre les D-Sibs des pays PIIGS et la banque RY.

Le tableau 8 présente les liens D-Sibs européennes qui sont cointégrées avec la banque RY pour les cinq sous-périodes. La présence d'une D-Sib européenne dans la liste pour une période donnée implique qu'il existe une connexion directe entre cette D-Sib et RY au sein du réseau. « N/A » indique que la banque RY n'est cointégrée avec aucune D-Sib des pays PIIGS pendant la période.

Sous-périodes, RY				
1	2	3	4	5
	BMPS IM	ALBK ID SAN SM BBVA SM POP SM	SAB SM	SAN SM
N/A		ETE GA ALPHA GA EUROB GA UCG IM ISP IM		

Le tableau 8 démontre que l'institution RY n'est interdépendante avec aucune entité européenne. De plus, il est clair que les D-Sibs européennes n'ont exercé aucune influence sur la banque RY lors de la pré-crise des *subprimes* (sous-période 1). Toutefois, bien qu'elle ne devienne cointégrée qu'avec la firme BMPS (Italie) lors de la sous-période 2, cette dernière est directement liée à l'entité la plus menaçante du réseau, la banque UCG (Italie). En effet, les mesures de *betweenness* et de *closeness* propres à UCG sont les plus élevées au sein du réseau. De ce fait, nous pouvons conclure que la banque RY est quelque peu exposée aux effets de contagion à cette période.

La faillite de *Lehman Brothers* a clairement amplifié la vulnérabilité de la banque RY, tel qu'illustré par l'augmentation significative de ses mesures de centralité.

Effectivement, le tableau 35 de l'annexe 3 démontre que bien que la *betweenness* de la banque demeure relativement faible (0,185), sa *closeness* (0,737) et son degré (9) démontrent sa forte proximité globale avec les autres acteurs et son haut niveau de connectivité. De ce fait, le tableau 13 démontre un important effet de contagion impliquant ces banques : ALBK (Irlande), SAN (Espagne), BBVA (Espagne), POP (Espagne), ETE (Grèce), ALPHA (Grèce), EUROB (Grèce), UCG (Italie), ISP (Italie). Toutefois, même si plusieurs de ces entités constituent une véritable menace en raison de leur forte centralité, la banque RY a perdu tous ses liens de cointégration avec ces acteurs lors de la première phase de la crise européenne (sous-période 4). En effet, elle est uniquement cointégrée avec l'entité espagnole SAB (voir tableau 35 et figure 11 de l'annexe 3). Or, bien que cette nouvelle connexion constitue un effet de contagion, SAB est le nœud le plus influent du réseau, puisque ses mesures de centralités sont les plus élevées. Sa forte *betweenness* (variant de 0,044 à 0,795 entre les sous-périodes 3 et 4) indique qu'elle constitue le noyau central du réseau. D'ailleurs, elle est la seule à exercer cette influence, puisque son coefficient de *clustering* nul indique qu'elle ne fait pas partie d'une clique. Il est à noter que la banque SAB n'était pas un nœud central du réseau lors de la sous-période 3 alors qu'elle était seulement près des autres acteurs (*closeness* de 0,609).

Il est aussi intéressant de remarquer que, malgré la diminution significative de leurs mesures de centralité, la majorité des institutions avec lesquelles la banque RY était cointégrée lors de la sous-période 3 exercent une influence indirecte sur l'institution canadienne. En effet, le réseau de la banque RY pour la sous-période 4 (figure 11 de l'annexe 3) démontre que les entités espagnoles POP, BBVA et SAN sont uniquement cointégrées avec SAB, alors que les quatre banques grecques et l'institution portugaise BPI démontrent que ces dernières forment une clique (leurs coefficients de *clustering* élevé en témoignent.) Il est à souligner que SAB est directement connectée à TPEIR (Grèce), un membre de cette clique. Il n'est pas étonnant de déceler une clique formée de banques grecques et d'une banque portugaise, puisque cette sous-période marque la situation précaire de leur économie. En effet, en mai 2010, la Grèce a bénéficié de son premier *bailout* de 110 milliards € orchestré par le *troika* européen, alors que le sauvetage

financier de 78 milliards € du Portugal a eu lieu en mai 2011, dont 1,3 milliards €⁶⁶ a servi à recapitaliser l’entité *Banco BPI*. De plus, entre juillet et août 2011, la Grèce a reçu la dernière tranche de 12 milliards € de son prêt et les autres membres de la zone euro ont octroyé un second prêt de 109 milliards € et ce, dans le but d’éviter un effet de contagion transfrontalier et pour relancer les marchés boursiers européens⁶⁷. Bien que la proximité entre les entités grecques soit évidente dans le réseau de la banque RY (tableau 35 de l’annexe 3), elle ne s’est pas nouvellement formée lors de la sous-période 4, puisque leurs coefficients de *clustering* (voir tableau 35 de l’annexe 3) sont aussi élevés lors de la faillite de *Lehman Brothers*. Ceci implique que la vulnérabilité des banques grecques lors de la crise européenne était déjà prévisible au courant de la crise financière de 2008-2009.

On ne note aucun changement important au niveau des statistiques de la banque RY lors de la sous-période 5 (voir tableau 35 de l’annexe 3). Elle demeure quelque peu exposée indirectement aux D-Sibs européennes menaçantes (i.e. POP et TPEIR en raison de leur *betweenness* et de leur *closeness* élevées), puisqu’elle est uniquement cointégrée avec l’entité SAN dont la *closeness* augmente significativement, variant de 0,371 à 0,500. Une de ses connexions directes met en scène la banque grecque ALPHA dont le coefficient de *clustering* est égal à 1 (i.e. elle est indirectement connectée avec tous les autres acteurs.) De plus, la banque RY demeure un membre de la clique formée de banques grecques (ETE, ALPHA et TPEIR). Il n’est pas surprenant que celles-ci forment un triangle au sein du réseau, puisque le prix des titres de ces D-Sibs a chuté en raison de la précarité du système bancaire et des finances publiques du pays. La Grèce a en effet bénéficié d’un troisième *bailout* en novembre 2012 de 40 milliards € orchestré par le FMI et des membres de la zone euro pour éviter la faillite du pays⁶⁸. Toutefois, ces fonds sont insuffisants, puisque le 30 juin 2015 la Grèce a fait défaut sur son paiement de 1,6

⁶⁶ Reuters, 4 juin 2012, « Update 2 – Portuguese banks turn to bailout fund for capital ». <http://www.reuters.com/article/portugal-millennium-idUSL5E8H43EA20120604>

⁶⁷ British Broadcasting Corporation, 2012, « Timeline : The Unfolding Eurozone Crisis ». <http://www.bbc.com/news/business-13856580>

⁶⁸ The Associated Press, 2012, « Greece bankruptcy averted with new deal ».

<http://www.cbc.ca/news/world/greece-bankruptcy-averted-with-new-deal-1.1290392>

milliards € envers le FMI⁶⁹. Par la suite, le Premier Ministre de la Grèce, Alexis Tsipras, a annoncé un référendum dont le vote décisif consistait à accepter ou non le programme d'aide financé par le *troika* européen⁷⁰. Le 5 juillet 2015, le « non » l'emporte avec 61% des voix⁷¹, provoquant une grande instabilité sur les marchés financiers; les marchés boursiers grecs sont fermés pendant quatre semaines.

7.2.3 Banque Nationale (NA CN)

Tableau 9: Liens de cointégration entre les D-Sibs des pays PIIGS et la Banque NA

Le tableau 9 présente les liens D-Sibs européennes qui sont cointégrées avec la banque NA pour les cinq sous-périodes. La présence d'une D-Sib européenne dans la liste pour une période donnée implique qu'il existe une connexion directe entre cette D-Sib et NA au sein du réseau. « N/A » indique que la banque NA n'est cointégrée avec aucune D-Sib des pays PIIGS pendant la période.

Sous-périodes, NA				
1	2	3	4	5
BKIR ID		SAN SM	SAB SM	ALPHA GA
SAN SM		BBVA SM		
BBVA SM		CABK SM		
ETE GA		ETE GA		
TPEIR GA	N/A	ISP IM		
BCP PL				
BPI PL				
UCG IM				
ISP IM				
BMPS IM				

Le tableau 9 démontre que la banque NA n'est interdépendante avec aucune D-Sib européenne. De plus, il est clair que la première phase de la crise des *subprimes* (sous-période 2) n'a eu aucun impact sur l'institution canadienne, puisqu'elle a perdu tous ses liens de cointégration avec les autres acteurs. Il est intéressant de noter que son degré lors de la sous-période 3 est moindre que celui correspondant à la période pré-crise (sous-période 1), passant de 10 à 5 (voir tableau 36 de l'annexe 3). Ces cinq nouvelles

⁶⁹ HARRISON, Virginia et Chris LIAKOS, 2015, « Greece defaults on \$1.7 billion IMF payment », <http://money.cnn.com/2015/06/30/news/economy/greece-imf-default/>

⁷⁰ Le Monde.fr, 2015, « Référendum en Grèce : Tsipras appelle à voter « non », la crainte d'un « Grexit » s'accentue », http://www.lemonde.fr/economie/article/2015/06/28/tsipras-appelle-a-voter-non-lors-du-referendum-sur-le-plan-d-aide-a-la-grece_4663341_3234.html#yEgaxuQiO3fIbLZq.99

⁷¹ The Guardian, 2015, « Greek referendum: No campaign storms to victory with 61.31% of the vote – as it happened », <https://www.theguardian.com/business/live/2015/jul/05/greeces-eurozone-future-in-the-balance-as-referendum-gets-under-way-eu-euro-bailout-live>

connexions mettant en scène SAN, BBVA, CABK (Espagne), ETE et ISP correspondent à un effet de contagion. Parmi les six banques canadiennes, c'est la banque NA qui est la moins exposée directement aux D-Sibs des pays PIIGS lors de la seconde phase des *subprimes* puisqu'elle a le plus faible degré. Toutefois, son exposition demeure considérable en raison de son importante centralité (2^e *betweenness* la plus élevée parmi toutes les banques de son réseau.) De plus, elle est directement liée à l'institution la plus menaçante (i.e. centrale) du réseau, soit la banque ETE. Son lien de cointégration avec BBVA est aussi à considérer, car la banque espagnole est liée avec tous les autres acteurs (i.e. son coefficient de *clustering* est égal à 1.)

Il est clair que l'impact de la première phase de la crise européenne sur la banque NA est le même que celui pour la banque RY. En effet, les statistiques de NA sont identiques, puisqu'elle est uniquement connectée à SAB (tableau 36 de l'annexe 3). De plus, bien que le degré des banques RY et NA soit de 1 dans leurs réseaux correspondant à la sous-période 5, la banque NA est davantage exposée à la clique de banques grecques (ALPHA, ETE et TPEIR), puisqu'elle est cointégrée avec ALPHA (tableau 36 de l'annexe 3).

7.2.4 Banque canadienne impériale de commerce (CM CN)

Tableau 10: Liens de cointégration entre les D-Sibs des pays PIIGS et la banque CM

Le tableau 10 présente les D-Sibs européennes qui sont cointégrées avec la banque CM pour les cinq sous-périodes. La présence d'une D-Sib européenne dans la liste pour une période donnée implique qu'il existe une connexion directe entre cette D-Sib et CM au sein du réseau. « N/A » indique que la banque CM n'est cointégrée avec aucune D-Sib des pays PIIGS pendant la période.

Sous-périodes, CM				
1	2	3	4	5
BKIR ID	BPI PL	BKIR ID		
SAN SM	BMPS IM	ALBK ID		
SAB SM		SAN SM		
ETE GA		BBVA SM		
ALPHA GA		POP SM		
TPEIR GA		ETE GA	N/A	N/A
BPI PL		ALPHA GA		
ISP IM		EUROB GA		
		UCG IM		
		ISP IM		

Le tableau 10 démontre que la banque CM n'est interdépendante avec aucune D-Sib européenne. Même si la crise européenne n'a pas impacté la banque CM, nous constatons qu'elle a été largement affectée par la seconde phase de la crise des *subprimes* (sous-période 3) (voir tableau 37 de l'annexe 3). En effet, sa forte centralité (sa *betweenness* et sa *closeness* sont respectivement de 0,364 et 0,750) indique qu'elle constitue un important noyau liant les autres parties du réseau et qu'elle est près des banques européennes. De plus, elle est cointégrée avec ETE et UCG, les deux institutions les plus menaçantes du réseau avec des degrés de 8 pour les deux banques et des *closeness* de 0,682 et 0,652, respectivement. Autrement dit, la grande connectivité de UCG et ETE traduit aussi une forte proximité avec les autres acteurs.

7.2.5 Banque Scotia (BNS CN)

Tableau 11 : Liens de cointégration entre les D-Sibs des pays PIIGS et la banque BNS à travers les cinq sous-périodes

Le tableau 11 présente les D-Sibs européennes qui sont cointégrées avec la banque BNS pour les cinq sous-périodes. La présence d'une D-Sib européenne dans la liste pour une période donnée implique qu'il existe une connexion directe entre cette D-Sib et BNS au sein du réseau. « N/A » indique que la banque BNS n'est cointégrée avec aucune D-Sib des pays PIIGS pendant la période.

Sous-périodes, BNS				
1	2	3	4	5
BKIR ID	BMPS IM	BKIR ID		SAN SM
SAN SM		ALBK ID		
ETE GA		SAN SM		
ALPHA GA		BBVA SM		
TPEIR GA		CABK SM		
EUROB GA		POP SM		
BCP PL		SAB SM		N/A
BPI PL		ETE GA		
UCG IM		ALPHA GA		
ISP IM		EUROB GA		
		BCP PL		
		UCG IM		
		ISP IM		
		BMPS IM		

Le tableau 11 démontre que la banque BNS n'est interdépendante avec aucune D-Sib européenne. Toutefois, bien qu'elle ait perdu presque tous ses liens de cointégration à la sous-période 2, nous remarquons que les banques auxquelles elle était liée lors de la pré-crise (sous-période 1) sont pratiquement les mêmes à la sous-période 3. Par ailleurs,

ses statistiques de réseau élevées à la sous-période 3 démontrent que parmi les six banques canadiennes, c'est elle qui est la plus vulnérable vis-à-vis les D-Sibs européennes, puisque son degré est de 14, sa *betweenness* est de 0,428 et sa *closeness* est de 0,889 (tableau 38 de l'annexe 3). De plus, parmi les 17 institutions du réseau de la banque BNS, c'est la banque BNS qui détient les mesures de centralité les plus élevées (i.e. *betweenness*, *closeness* et degré.) Autrement dit, elle est fortement exposée aux effets de contagion provenant des entités européennes. Il est aussi à noter qu'elle est cointégrée avec des acteurs menaçants (i.e. à forte centralité) tels que les banques grecques (ALPHA, ETE, TPEIR) et la banque portugaise (BCP). La connexion directe avec les institutions espagnoles (SAN et BBVA) est également importante, puisque leur coefficient de *clustering* est de 1 ce qui signifie qu'elles sont liées avec tous les acteurs du réseau.

Bien que la première phase de la crise européenne n'ait pas impacté la banque BNS, nous décelons un effet de contagion avec SAN lors de la dernière sous-période (tableau 38 de l'annexe 3). La topologie du réseau de la banque BNS à la sous-période 5 est identique à celle du réseau de la banque RY, puisque les deux banques canadiennes sont uniquement cointégrées avec la banque SAN. Comme pour la banque RY, la banque BNS demeure indirectement liée aux institutions menaçantes (POP et TPEIR) et à la clique de banques grecques (ALPHA, TPEIR et ETE) en raison de la connexion entre SAN et ces dernières.

7.2.6 Banque de Montréal (BMO CN)

Tableau 12: Liens de cointégration entre les D-Sibs des pays PIIGS et la banque BMO.

Le tableau 12 présente les D-Sibs européennes qui sont cointégrées avec la banque BMO pour les cinq sous-périodes. La présence d'une D-Sib européenne dans la liste pour une période donnée implique qu'il existe une connexion directe entre cette D-Sib et BMO au sein du réseau. « N/A » indique que la banque BMO n'est cointégrée avec aucune D-Sib des pays PIIGS pendant la période.

Sous-périodes, BMO				
1	2	3	4	5
POP SM	BPI PL	BKIR ID	SAN SM	
BPI PL	BMPS IM	ALPHA GA	BBVA SM	N/A
		EUROB GA	POP SM	
		UCG IM	SAB SM	

Le tableau 12 démontre que la banque BMO n'est interdépendante avec aucune autre D-Sib européenne. Contrairement aux autres banques canadiennes, la banque BMO détient peu de liens de cointégration avec les autres acteurs pendant les sous-périodes 1 à 3 tel qu'illustré par les faibles mesures de centralité de BMO figurant au tableau 39 de l'annexe 3. Autrement dit, l'effet de contagion causé par la faillite de *Lehman Brothers* a peu impacté les relations de cointégration entre la banque canadienne et les institutions européennes. Bien que l'entité ETE soit la plus menaçante lors de la sous-période 3 en raison de sa forte centralité, son impact sur BMO est indirect, puisque la banque canadienne est cointégrée avec deux institutions grecques (ALPHA et EUROB). Le réseau de la banque BMO (tableau 39 et figure 32 de l'annexe 3) ainsi que les coefficients de *clustering* des banques grecques démontrent la forte proximité entre celles-ci.

Il est clair que c'est la banque BMO qui a été la plus affectée par la première phase de la crise européenne, puisqu'elle détient le degré le plus élevé (4) parmi les six D-Sibs canadiennes. De plus, les quatre institutions espagnoles avec lesquelles elle devient cointégrée (SAN, BBVA, POP et SAB) au cours de cette période démontrent un effet de contagion. Le positionnement de BMO et des quatre entités espagnoles à la figure 34 de l'annexe 3 ainsi que leurs coefficients de *clustering* supérieurs à 0,300 (à l'exception de la banque SAB) démontrent que ces cinq banques forment une clique (tableau 39 de l'annexe 3). Contrairement aux cinq autres D-Sibs canadiennes uniquement cointégrées avec l'institution SAB, la BMO est davantage influencée par le système bancaire espagnol. Par ailleurs, la clique formée de banques grecques et de l'entité BPI influence indirectement BMO en raison de la connexion entre les banques TPEIR et SAB. Toutefois, la dernière phase de la crise européenne n'a pas affecté la banque BMO, puisqu'elle n'est cointégrée avec aucune D-Sib européenne.

7.3 Regard sur les D-Sibs européennes en temps de crise

Tableau 13 : Mesures globales des réseaux de cointégration entre toutes les D-Sibs des pays PIIGS

Le tableau 13 présente les différentes mesures de réseaux globales pour les réseaux de cointégration mettant en scène toutes les D-Sibs européennes. La sous-période 1 couvre du 4 janvier 2002 au 30 décembre 2005, la sous période 2 couvre du 6 janvier 2006 au 12 septembre 2008, la sous-période 3 couvre du 19 septembre 2008 au 25 décembre 2009, la sous-période 4 couvre du 1^{er} janvier 2010 au 20 avril 2012 et la sous-période 5 couvre du 27 avril 2012 au 25 décembre 2015. Il est à noter que le nombre d'observations/institution varie selon les sous-périodes. La sous-période 1 : 209 observations, la sous-période 2 : 141 observations, la sous-période 3 : 67 observations, la sous-période 4 : 121 observations et la sous-période 5 : 192 observations. Les mesures utilisées sont 1) le diamètre, 2) la densité, 3) la taille, 4) le degré moyen normalisé (i.e : le degré de chaque noeud divisé par la taille du réseau), 5) le coefficient de clustering, 6) la *betweenness* centralisée, 7) la *closeness*. “***”, “**”, “*” indiquent que le test de Wald⁷² (bilatéral), mesurant la différence entre les mesures à « t » et « t-1 », est significatif à un niveau de confiance de 99%, 95% et 90%. Les valeurs critiques, suivant une distribution χ^2 à 1 degré de liberté, sont respectivement de 6,6349, 3,8415 et 2,7055. L'écart type et le nombre d'observation de chacune des mesures proviennent des données des tableaux 5 à 11, puisque les mesures sont fixes (pas de distribution). Le test de Wald n'est pas effectué sur la sous-période 1.

Sous-périodes, EURO	Diamètre	Densité	Taille	Degré moyen	Clustering	Betweenness	Closeness
1	4	0,303	20	12	0,242	0,528	0,562
2	4	0,236**	13***	11	0,000***	0,432*	0,455**
3	3**	0,374***	34***	14**	0,348***	0,152***	0,395*
4	6***	0,192***	15***	13	0,265*	0,653***	0,364
5	4***	0,278**	10**	9***	0,158**	0,516**	0,447**

La seule différence entre les tableaux 5, 6 et 13 est que les réseaux du tableau 13 n'incluent aucune banque canadienne. Il est donc normal et attendu que les tendances relevées aux tableaux 5 et 6 s'apparentent à celles du tableau 13. Ainsi, on note que seule la troisième sous-période, correspondant à la faillite de *Lehman Brothers*, provoque une hausse significative de la densité, de la taille et du degré moyen du réseau de banques européennes. Nos résultats ne supportent pas la troisième hypothèse stipulant que les périodes de crise se caractérisent par une forte interdépendance entre les banques européennes, puisque la crise européenne a plutôt causé une diminution des mesures de réseau. Autrement dit, une crise financière mondiale (i.e. provenant des États-Unis) affecte davantage les D-Sibs des pays PIIGS qu'une crise provenant d'Europe. Nos résultats confrontent donc les propos de Phylaktis et Xia (2009) qui allèguent que le

⁷² $\frac{\text{measure}_t - \text{measure}_{t-1}}{\sigma/\sqrt{n}} \sim \chi^2$

secteur financier européen est davantage vulnérable aux chocs régionaux plutôt que mondiaux sur les marchés boursiers. Ces auteurs suggèrent que c'est en raison de la forte intégration de ce secteur aux marchés régionaux entre 1990 et 2004. Nos résultats abondent plutôt dans le même sens que l'étude de Baele (2005) qui affirme que les marchés boursiers européens sont davantage sensibles aux chocs mondiaux plutôt que régionaux, en raison de leur importante intégration au niveau international.

Nos résultats supportent l'hypothèse de recherche 3a stipulant que les périodes de crise se caractérisent par une présence de cliques d'institutions européennes. Bien que le réseau correspondant à la première phase de la crise des *subprimes* (sous-période 2) soit dépourvu de cliques (i.e. son coefficient de *clustering* global est nul), les sous-périodes subséquentes démontrent que leurs réseaux respectifs contiennent des regroupements. En effet, c'est lors de la sous-période 3 que nous voyons une hausse significative de cette mesure (variant de 0 à 0,348.) Même si le coefficient de *clustering* a diminué significativement lors de la crise européenne, nous notons tout de même une présence de regroupements au sein des réseaux. Tel qu'expliqué précédemment, les réseaux individuels mettant en scène une seule banque canadienne et les D-Sibs des pays PIIGS démontrent la formation d'une clique formée de banques grecques et d'une entité portugaise (BPI) lors de la première phase de la crise européenne. De plus, ces réseaux correspondant à la dernière sous-période démontrent la présence d'une triade formée d'institutions grecques (ALPHA, TPEIR et ETE).

7.4 Comportement gréginaire des investisseurs en temps de crise

7.4.1 Statistiques descriptives des rendements hebdomadaires des D-Sibs canadiens et des pays PIIGS

Tableau 14: Statistiques descriptives des rendements hebdomadaires propres à chaque pays pour l'ensemble des 5 sous-périodes

Le tableau 14 présente les statistiques descriptives des rendements hebdomadaires du Canada et des pays PIIGS. La sous-période 1 couvre du 4 janvier 2002 au 30 décembre 2005 (208 observations), la sous-période 2 couvre du 6 janvier 2006 au 12 septembre 2008 (141 observations), la sous-période 3 couvre du 19 septembre 2008 au 25 décembre 2009 (67 observations), la sous-période 4 couvre du 1^{er} janvier 2010 au 20 avril 2012 (121 observations) et la sous-période 5 couvre du 27 avril 2012 au 31 décembre 2015 (192 observations). Les statistiques de chaque pays sont calculées à partir de la moyenne arithmétique des statistiques propres à leurs D-Sibs respectives. Les D-Sibs canadiens sont : TD, RY, NA, CM, BNS et BMO. Les D-Sibs irlandaises sont : BKIR et ALBK. Pour les sous-périodes 1 et 2, les D-Sibs espagnols

sont : SAN, BBVA, POP et SAB. La banque espagnole CABK est incluse à partir de la sous-période 3 et la banque espagnole CABK est incluse à partir de la sous-période 5. Les D-Sibs grecques sont : ETE, ALPHA, TPEIR et EUROB. Les D-Sibs italiennes sont : UCG, ISP et BMPS. Les tableaux 40 à 44 à l'Annexe 4 présentent les statistiques détaillées pour chacune des institutions.

Pays	Moyenne	Maximum	Minimum	Écart-Type	Médiane
<i>Panel A: Période 1</i>					
Canada	0,35%	10,45%	-7,55%	2,54%	0,38%
Irlande	0,23%	10,45%	-9,10%	3,05%	0,28%
Espagne	0,22%	9,39%	-9,31%	2,86%	0,20%
Grèce	0,41%	13,49%	-10,09%	3,91%	0,29%
Portugal	0,12%	11,74%	-12,21%	3,22%	0,01%
Italie	0,29%	13,74%	-14,03%	3,90%	0,28%
<i>Panel B: Période 2</i>					
Canada	-0,04%	9,23%	-11,69%	2,98%	0,15%
Irlande	-0,46%	17,71%	-16,75%	4,73%	-0,38%
Espagne	-0,01%	8,31%	-9,79%	3,27%	0,29%
Grèce	0,05%	12,65%	-12,52%	4,36%	0,18%
Portugal	-0,24%	16,39%	-13,91%	4,74%	-0,02%
Italie	-0,11%	9,30%	-10,84%	3,32%	0,03%
<i>Panel C: Période 3</i>					
Canada	0,32%	18,48%	-20,60%	6,92%	0,47%
Irlande	0,49%	71,93%	-47,94%	25,20%	-2,99%
Espagne	0,07%	19,15%	-19,16%	6,79%	0,50%
Grèce	-0,44%	26,57%	-24,88%	9,47%	-0,04%
Portugal	-0,23%	14,34%	-13,62%	6,12%	-0,30%
Italie	-0,28%	22,81%	-24,99%	8,78%	0,37%
<i>Panel D: Période 4</i>					
Canada	0,16%	7,32%	-7,06%	2,55%	0,23%
Irlande	-1,22%	39,21%	-42,71%	13,49%	-3,08%
Espagne	-0,48%	20,41%	-16,74%	5,71%	-0,62%
Grèce	-1,35%	65,43%	-27,51%	12,45%	-2,13%
Portugal	-1,34%	23,63%	-21,79%	6,48%	-1,24%
Italie	-0,89%	23,31%	-25,84%	7,31%	-1,33%
<i>Panel E: Période 5</i>					
Canada	0,15%	7,32%	-9,61%	2,09%	0,30%
Irlande	0,47%	40,47%	-32,58%	7,85%	0,29%
Espagne	0,24%	66,43%	-26,26%	8,52%	-0,06%
Grèce	-0,80%	107,12%	-72,83%	18,51%	-1,09%
Portugal	0,65%	25,69%	-19,11%	7,19%	0,19%
Italie	0,26%	17,51%	-21,60%	5,89%	0,29%

Lorsque nous comparons les statistiques descriptives des deux premières sous-périodes (panels B et C du tableau 14), nous remarquons que la première phase de la crise des *subprimes* s'est fait quelque peu ressentir au niveau des rendements hebdomadaires des banques des six pays étudiés. En effet, la moyenne des rendements devient

faiblement négative et leur volatilité (écart-type) augmente. Toutefois, nous notons une forte volatilité des titres des D-Sibs pour chacun des pays suite à la faillite de *Lehman Brothers*. En effet, l'augmentation des écart-types des rendements ainsi que l'important décalage entre les rendements minimaux (-47,94%) et maximaux (71,93%) en témoignent. Ce sont les D-Sibs irlandaises qui ont la volatilité la plus élevée (25,20%) ce qui n'est pas surprenant, puisque leur secteur bancaire a été lourdement affecté par la crise financière. En effet, le gouvernement irlandais s'est empressé à garantir les dépôts des six plus grandes banques du pays suite à une baisse record de 13% du marché boursier de Dublin. Cette garantie totalisait 395 milliards £, soit le triple du PIB annuel du pays⁷³. Par ailleurs, les deux D-Sibs irlandaises étudiées, soient *Allied Irish Bank* et *Bank of Ireland*, sont incluses par cette garantie. Nous notons aussi une importante variabilité au niveau des secteurs bancaires grec et italien. Non seulement ceux-ci affichent un rendement moyen négatif, mais leur volatilité est respectivement de 9,47% et 8,78%. Le tableau 42 de l'annexe 4 affiche les statistiques descriptives de chaque D-Sib. On observe que ce sont les banques UCG (Italie) et ETE (Grèce) qui ont été les plus affectées par ce choc. Au niveau canadien, bien que l'impact de la crise soit notable auprès des six grandes banques, c'est le titre de la banque CM qui affiche la plus grande variabilité (écart-type de 7,27%).

Il est clair que la première phase de la crise européenne (panel D du tableau 19) a peu impacté les titres des banques canadiennes puisqu'elles sont les seules à enregistrer un rendement moyen positif (0,16%) et elles détendent la plus faible volatilité (2,55%) parmi les six pays. Il n'est pas étonnant que les secteurs bancaires des pays PIIGS affichent une importante variabilité. En fait, leurs écart-types demeurent pratiquement au même niveau lors des sous-périodes 3 et 4. Autrement dit, il est vrai de dire que la crise des *subprimes* a été un précurseur de la crise européenne. Ce sont les secteurs grecs et irlandais qui affichent les écart-types les plus élevés; ils sont respectivement de 12,45%

⁷³ RAYNOR, Gordon, 30 septembre 2008, « Financial crisis : Irish government guarantees all bank deposits to prevent market meltdown », <http://www.telegraph.co.uk/finance/financialcrisis/3110810/Financial-crisis-Irish-government-guarantees-all-bank-deposits-to-prevent-market-meltdown.html>

et 13,49%. Tel qu'expliqué précédemment, la situation financière précaire de la Grèce a été l'élément déclencheur de cette turbulence, alors que le déficit budgétaire de l'Irlande a atteint 32,4% de son PIB annuel⁷⁴. Le pays a bénéficié d'un *bailout* international de 85 milliards €⁷⁵ pour recapitaliser son secteur bancaire et éviter la défaillance sur sa dette souveraine.

Le panel E du tableau 19 démontre que la seconde phase de la crise européenne a peu impacté les rendements hebdomadaires des D-Sibs canadiennes. Tel qu'expliqué précédemment, cette sous-période est marquée par le défaut d'un paiement de 1,6 milliards € de la Grèce sur un prêt octroyé par le FMI. La forte variabilité de son secteur bancaire traduit cette situation, puisque son écart-type est de 18,51% et les rendements hebdomadaires maximaux et minimaux sont de 107,12% et -72,83%. Le tableau 44 de l'annexe 4 démontre que c'est la banque EUROB qui a été la plus affectée (écart-type de 22,78%). Les autres nations européennes ont aussi été touchées. Il est intéressant de noter que les D-Sibs espagnoles ont davantage ressenti les effets de la seconde phase, car leur écart-type varie de 5,71% à 8,52%. C'est principalement le titre de la banque espagnole BKIA, entré en bourse le 22 juillet 2011, qui a été le plus affecté. Le 25 mai 2012, l'État contrôlait 45% des actions de Bankia suite à un *bailout* de 19 milliards €⁷⁶. Ce sauvetage a été nécessaire pour éviter l'éventuelle faillite de l'institution puisqu'elle a affiché des pertes de 3 milliards € en 2011 et de 18,3 milliards € en 2012⁷⁷. Bankia est le quatrième plus grand prêteur au pays et en juin 2012, son ratio de prêts défaillants a atteint 11%,

⁷⁴ CENTRAL INTELLIGENCE AGENCY, 15 août 2016, « The World Factbook : Ireland », <https://www.cia.gov/library/publications/the-world-factbook/geos/ei.html>

⁷⁵ British Broadcast Corporation, 28 novembre 2010, « Irish Republic 85 bn euro bail-out agreed », <http://www.bbc.com/news/world-europe-11855990>

⁷⁶ British Broadcast Corporation, 25 mai 2012, « Spain's Bankia seeks 19bn-eu bailout from government », <http://www.bbc.com/news/business-18213848>

⁷⁷ BANKIA, 2012, *Rapport Annuel*, p. 2

comparativement à 7,6% à la fin de 2011⁷⁸. De plus, les six premiers mois de 2012 ont été marqués par une diminution des dépôts privés de 8,3 milliards €⁷⁹.

7.4.2 Analyse des régressions

Cette section analyse les résultats des régressions des modèles (50) et (51) afin de tester la présence d'un comportement grégaire pendant les cinq sous-périodes étudiées.

Tableau 15: Analyse de la régression (50)

Le tableau 15 démontre les résultats de régression (50) : $CSAD_t = \alpha + \gamma_1 |R_{m;t}| + \gamma_2 (R_{m;t}^2) + \varepsilon_t$. Cette régression a été modélisée pour chacune des cinq sous-périodes.

$CSAD_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N |R_{i;t} - R_{m;t}|$, $CSAD_t$ est la moyenne des écarts absolus entre le rendement de chacun des titres composant le portefeuille de marché ($R_{i;t}$) et le rendement du portefeuille de marché ($R_{m;t}$), le portefeuille de marché est pondéré selon la capitalisation boursière de chacun des titres des D-Sibs étudiés, N est le nombre de titres composant le portefeuille de marché. Il est à noter que les coefficients de la régression (50) sont ajustés selon l'estimateur de Newey-West, dont l'objectif est d'éliminer l'hétérosécédasticité et l'autocorrélation des résidus. ***, ** et *** indiquent que les coefficients de la régression sont significatifs à un niveau de confiance de 90%, 95% et 99%. Si $100 < N < 1000$, les valeurs critiques des statistiques-T (bilatéral), à un niveau de confiance de 90%, 95% et 99%, sont respectivement de 1,660, 1,984 et 2,626. Si $60 < N < 80$, les valeurs critiques des statistiques-T, à un niveau de confiance de 90%, 95% et 99%, sont respectivement de 1,671, 2,000 et 2,660.

	Sous-périodes				
	1	2	3	4	5
α	0,018*** (18,903)	0,016*** (11,528)	0,023*** (7,081)	0,034*** (10,713)	0,043*** (8,548)
$ R_{m;t} $	0,074 (0,879)	0,307*** (3,734)	0,813*** (5,554)	0,281 (1,140)	-0,1 (-0,677)
$R_{m;t}^2$	4,518*** (3,006)	-2,324** (-2,503)	-3,398*** (-3,807)	0,126 (0,048)	4,227*** (9,839)
$R^2_{\text{ajusté}}$	0,284	0,097	0,366	0,11	0,567
N/variable	208	141	67	121	192

Tel qu'expliqué précédemment, un comportement grégaire est détectable lorsque le coefficient γ_2 du modèle (50) est significativement négatif. Un coefficient

⁷⁸ The Telegraph, 25 août 2012, « Bankia to receive immediate aid after huge loss », <http://www.telegraph.co.uk/finance/newsbysector/banksandfinance/9512946/Bankia-to-receive-immediate-aid-after-huge-loss.html>

⁷⁹ The Telegraph, 25 août 2012, « Bankia to receive immediate aid after huge loss », <http://www.telegraph.co.uk/finance/newsbysector/banksandfinance/9512946/Bankia-to-receive-immediate-aid-after-huge-loss.html>

significativement positif indique plutôt que les investisseurs n'ont pas imité les faits et gestes des autres joueurs. Autrement dit, il existe une dispersion significative entre chaque rendement du titre i et le rendement du portefeuille de marché. Contrairement à Economou *et al.* (2011), dont l'étude suggère l'absence de ce phénomène au sein des indices boursiers grecs, italiens, espagnols et portugais lors de la crise des *subprimes*, il est clair qu'un comportement moutonnier existe au sein des D-Sibs canadiennes et des pays PIIGS lors des sous-périodes 2 et 3. Nos résultats confirment ainsi plutôt les propos de Chiang et Zhen (2010) qui suggèrent que les crises financières incitent les investisseurs à adopter ce comportement. D'ailleurs, le coefficient propre à la variable $R^2_{m,t}$ de la sous-période 3 est inférieur et significatif (à un niveau de confiance de 99%) comparativement à celui de la sous-période 2. Ceci implique que le comportement moutonnier est plus prononcé pour les D-Sibs suite à la faillite de *Lehman Brothers*. Il est peu étonnant que ces institutions soient touchées par ce phénomène. Par exemple, Venezia *et al.* (2011) suggèrent qu'il existe une corrélation positive et significative entre le risque idiosyncratique d'un titre et le comportement grégaire des investisseurs amateurs. Leur manque d'information devient la principale motivation pour répliquer les stratégies des investisseurs professionnels. Notons aussi que le levier financier élevé d'une banque contribue à l'augmentation du risque idiosyncratique de son titre boursier (Yang et Tsatsaronis, 2012). C'est entre autres le cas des grandes institutions de la zone euro qui ont été affectées par la crise financière de 2008-2009, puisque le tiers de la hausse de leur levier a été financé par les marchés monétaires à court terme (i.e. financement de gros.)

Le tableau 15 démontre aussi qu'aucun comportement grégaire n'est détectable lors des deux sous-périodes couvrant la crise européenne. En effet, le coefficient γ_2 de la sous-période 4 est positif et non-significatif, alors que celui de la dernière sous-période est significativement positif. Ceci implique que la dispersion entre les rendements des D-Sibs et le portefeuille de marché est davantage marquée lors de la sous-période 5. Ces résultats confrontent donc l'hypothèse du *wake-up call* évoquée par Bekaert *et al.* (2014) stipulant qu'une crise limitée à une région peut tout de même inciter les investisseurs à réévaluer la vulnérabilité des autres marchés face à cette turbulence. Ainsi, des pays

n’ayant aucun lien financier avec une nation en crise sont affectés par le choc exogène. Autrement dit, les investisseurs n’ont ressenti aucun sentiment de crise au courant de cette phase puisqu’ils n’ont pas considéré que les D-Sibs européennes et canadiennes étaient menacées par les turbulences en Europe.

L’introduction d’une variable dichotomique dans la régression (51) permet de distinguer la présence d’un comportement grégaire au sein des D-Sibs canadiennes et de celles des pays PIIGS lorsque le marché est haussier ou baissier. Le tableau 16 démontre que l’effet de troupe est uniquement présent lorsque le marché des D-Sibs est baissier lors de la sous-période 2. De plus, le tableau 17 confirme ce phénomène, puisque la différence entre les coefficients γ_3 et γ_4 de la sous-période 2 est significative à un niveau de confiance de 99%. Ce résultat explique aussi le fait que le coefficient γ_2 de la régression (50) de la même sous-période soit supérieur à celui de la sous-période subséquente (i.e. le comportement grégaire est moins présent lors de la sous-période 2.) Le concept d’aversion aux pertes proposé par Tversky et Kahneman (1991) peut expliquer ce résultat. Selon les auteurs, « la perte d’utilité associée à l’abandon d’un bien est supérieure au gain d’utilité lié à l’acquisition de ce bien⁸⁰. » De ce fait, l’investisseur préfère éviter les pertes plutôt qu’obtenir un gain sur ses investissements.

Pour la sous-période 3, le tableau 16 démontre que le comportement grégaire est présent lorsque le marché des D-Sibs est haussier et baissier. Toutefois, nous ne pouvons affirmer que ce phénomène est davantage prononcé lorsque le marché est baissier puisque le tableau 17 révèle que la différence entre les coefficients γ_3 et γ_4 n’est pas significative. Ainsi, il est clair que la faillite de *Lehman Brothers* ait ébranlé la perception des investisseurs face aux D-Sibs. Leur sentiment de crise s’est intensifié, puisqu’ils ont davantage imité les faits et gestes des autres joueurs. La présence de ce comportement lorsque le marché est haussier et baisser explique aussi l’analyse de la régression (50), suggérant que ce phénomène soit plus prononcé lors de la sous-période 3 comparativement à la sous-période 2.

⁸⁰ Traduction libre de TVERSKY, Amos et Daniel KAHNEMAN, 1991, « Loss Aversion and Riskless Choice : A Reference-Dependent Model ». *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 106, n°4, 1039-1061

Enfin, en cohérence avec ceux de la régression (50), les résultats du modèle (51) dévoilent que le comportement gréginaire n'est nullement présent au sein des D-Sibs canadiennes et européennes, et ce, peu importe si le marché est haussier ou baissier lors de la crise européennes (périodes 4 et 5). En effet, le coefficient γ_4 est négatif et non-significatif à la sous-période 4 et il devient positivement significatif à la sous-période 5.

Tableau 16: Analyse de la régression (51)

Le tableau 16 démontre les résultats de la régression (51) :

$$CSAD_{i;t} = \alpha + \gamma_1 D^{UP} |R_{m;t}| + \gamma_2 (1 - D^{UP}) |R_{m;t}| + \gamma_3 D^{UP} (R_{m;t})^2 + \gamma_4 (1 - D^{UP}) (R_{m;t})^2 + \varepsilon_t$$

Cette régression a été modélisée pour chacune des cinq sous-périodes.

D^{UP} est une variable dichotomique, où D^{UP} est égale à 1 si $R_{m;t} > 0$ et $(1-D^{UP})$ est égale à 0 si $R_{m;t} < 0$. Les coefficients de la régression (51) sont ajustés selon l'estimateur de Newey-West, dont l'objectif est d'éliminer l'hétéroscélasticité et l'autocorrélation des résidus. "", ** et *** indiquent que les coefficients de la régression sont significatifs à un niveau de confiance de 90%, 95% et 99%. Si $100 < N < 1000$, les valeurs critiques des statistiques-T, à un niveau de confiance de 90%, 95% et 99%, sont respectivement de 1,660, 1,984 et 2,626. Si $60 < N < 80$, les valeurs critiques des statistiques-T, à un niveau de confiance de 90%, 95% et 99%, sont respectivement de 1,671, 2,000 et 2,660.

	Sous-périodes				
	1	2	3	4	5
α	0,018*** (18,507)	0,018*** (12,228)	0,023*** (6,237)	0,034*** (9,819)	0,042*** (7,802)
$D^{UP} R_{m;t} $	0,063 (0,715)	-0,094 (-0,812)	0,953*** (4,686)	0,325 (0,778)	-0,002 (-0,012)
$(1-D^{UP}) R_{m;t} $	0,099 (0,915)	0,242*** (2,966)	0,61*** (4,820)	0,248 (1,186)	0,084 (0,311)
$D^{UP} R_{m;t}^2$	5,021*** (2,723)	9,344*** (2,712)	-3,686*** (-3,108)	0,301 (0,060)	3,934*** (8,128)
$(1-D^{UP}) R_{m;t}^2$	3,649* (1,725)	-2,259** (-2,598)	-2,34*** (-2,933)	-0,124 (-0,063)	-1,187 (-0,326)
$R^2_{\text{ajusté}}$	0,271	0,144	0,426	0,105	0,567
N/variable	208	141	67	121	192

Tableau 17: Test de Wald déterminant l'égalité des coefficients de la régression (51)

Le test de Wald sert à déterminer si la différence entre les coefficients est nulle. H_0 , stipulant que les coefficients sont égaux, est rejetée lorsque la statistique du test est supérieure à sa valeur critique. Les valeurs critiques du test de Wald suivent une loi χ^2 . "", ** et *** indiquent que cette différence est significativement différente de 0 à un niveau de confiance de 90%, 95% et 99%, où les valeurs critiques sont respectivement de 2,706, 3,841 et 6,635.

	Sous-périodes				
	1	2	3	4	5
$\gamma_2 - \gamma_1$	0,036	0,242***	-0,343**	-0,077	0,084
$H_0: \gamma_1 = \gamma_2$	(0,134)	(9,025)	(5,452)	(0,058)	(0,146)
$\gamma_4 - \gamma_3$	-1,372	-11,594***	1,340	-0,421	-5,114
$H_0: \gamma_3 = \gamma_4$	(0,256)	(10,768)	(2,060)	(0,010)	(2,132)

À la lumière des résultats des deux modèles étudiés, nous supportons en partie l'hypothèse 4, stipulant que les périodes de crise sont ponctuées par une présence accrue d'un comportement moutonnier des investisseurs. Tel qu'expliqué précédemment, c'est bel et bien le cas pour la crise des *subprimes*, mais ce ne l'est pas pour la crise de la dette souveraine européenne.

8. CONCLUSION

L'objectif global du présent mémoire est de déterminer l'impact de la crise de la dette souveraine européenne sur les prix hebdomadaires des titres boursiers des six banques canadiennes d'importance systémique intérieure et les D-Sibs des pays PIIGS. À cet effet, nous avons échantillonné nos données entre le 1^{er} janvier 2002 au 31 décembre 2015 pour être en mesure de séparer notre fenêtre temporelle en cinq sous-périodes et ce, dans le but d'isoler certains événements d'envergure systémique.

Un des sous-objectifs vise à déterminer s'il y a eu un effet de contagion transfrontalier entre les institutions canadiennes et européennes. Pour chacune des cinq sous-périodes, nous avons donc construit des réseaux basés sur les relations de cointégration entre les prix hebdomadaires de leurs titres et ce, en mettant en scène les D-Sibs canadiennes et les autres institutions des pays PIIGS. Bien que les réseaux propres à la période de pré-crise démontrent l'importante intégration de ces institutions, c'est la faillite de *Lehman Brothers* qui le plus altéré l'architecture de ces réseaux, puisque nous

décelons un important effet de contagion transfrontalier. De façon générale, les réseaux sont davantage denses, leur niveau de connectivité augmente significativement et les acteurs sont plus près les uns des autres. Il est clair que notre marché des D-Sibs réagit similairement aux marchés boursiers internationaux, car Yunus (2013) suggère que les crises financières mondiales intensifient les relations de cointégration entre ceux-ci. C'est la Banque Scotia qui est la plus exposée à l'effet de contagion transfrontalier, puisqu'elle détient les mesures de centralité les plus élevées au courant de cette sous-période. De plus, elle est directement liée à l'entité la plus menaçante, soit la banque grecque ETE. Il est à noter que cette dernière forte une clique avec d'autres joueurs du même pays, soient. Toutefois, c'est la Banque Nationale est la moins exposée aux D-Sibs européennes, en raison de ses faibles mesures de réseau.

De façon générale, la crise de la dette souveraine européenne s'est principalement limitée à ses frontières. En effet, tous les réseaux affichent une diminution significative de leur taille, leur densité et de leur degré, ou sinon quelques D-Sibs canadiennes, tels que CM et BNS, ne sont plus cointégrées avec les autres joueurs. Autrement dit, non seulement il y a une quantité moindre d'acteurs au sein du réseau, mais ils ont moins de relations de cointégration. La diminution de la connectivité de nos réseaux peut s'expliquer par le retrait massif des banques canadiennes vis-à-vis la dette souveraine européenne au courant de cette pré-crise (Alexander, *et al.* 2012). Toutefois, nous avons détecté une clique formée des 4 banques grecques et de l'entité portugaise BPI. Cette observation est peu étonnante, puisqu'en mai 2010, la Grèce a bénéficié d'un *bailout* de 110 milliards € orchestré par le *troika* européen. Le Portugal a bénéficié d'un sauvetage financier de son gouvernement de 78 milliards €, en mai 2011, dont 1,3 milliards € est imputable à la recapitalisation de BPI. De plus, entre juillet et août 2011, la Grèce a reçu la dernière tranche de 12 milliards € de son prêt du *troika* et un second prêt de 109 milliards € octroyé par les membres de la zone euro, dans le but de relancer les marchés boursiers européens et limiter les effets de contagion transfrontalier. C'est la banque SAB qui exerce la plus grande influence au sein des réseaux de la sous-période 4, puisqu'elle forme le noyau. D'ailleurs, c'est la Banque de Montréal qui est la plus exposée aux D-Sibs européennes lors première phase de la crise européenne. En effet, il est juste

d'affirmer qu'elle est fortement influencée par le système bancaire espagnol, puisque BMO forme une clique avec SAN, BBVA, POP et SAB. La dernière phase de la crise européenne a peu influencé les banques canadiennes. Encore une fois, elles ont perdu tous leurs liens de cointégration ou leurs réseaux voient leurs statistiques diminuer significativement.

En fait, il est aussi juste d'affirmer que l'impact de la crise européenne sur les D-Sibs des pays PIIGS est moindre que celui propre à la crise financière de 2008-2009. En effet, bien que le réseau mettant en scène uniquement des joueurs de cette région voie son coefficient de *clustering* augmenter significativement, lors de la sous-période 3, nous notons une diminution significative de cette même mesure, lors de la crise européenne.

La seconde partie de mon mémoire se consacre au comportement gréginaire des investisseurs en temps de crise et ce, en s'inspirant des modèles de régressions basés sur les rendements de Chang *et al.* (2000) et d'Economou *et al.* (2011). Pour ce faire, nous avons construit un portefeuille de marché composé des D-Sibs canadiennes et des pays PIIGS, dont sa pondération est basée sur la capitalisation boursière de chaque titre. Nos résultats révèlent que le comportement gréginaire est présent lors de la crise financière des *subprimes*. Toutefois, le phénomène est davantage prononcé au moment où *Lehman Brothers* a fait faillite. En effet, nous remarquons que les investisseurs ont imité les faits et gestes des autres joueurs lorsque le marché est baissier et haussier, lors de la sous-période 3, alors que l'effet de troupe est seulement notable lorsque le marché est baissier, lors de la seconde sous-période. Le concept d'aversion au risque, développé par Tversky et Kahneman (1991) peut expliquer la présence de ce comportement, lorsque le marché est baissier, puisque « la perte d'utilité associée à l'abandon d'un bien est supérieure au gain d'utilité lié à l'acquisition de ce bien⁸¹. » En ce qui concerne la crise européenne, aucun comportement gréginaire n'est détecté au courant des sous-périodes 4 et 5. Autrement dit, les investisseurs n'ont pas ressenti de sentiment de crise, car ils n'ont pas

⁸¹ Traduction libre de TVERSKY, Amos et Daniel KAHNEMAN, 1991, « Loss Aversion and Riskless Choice : A Reference-Dependent Model ». *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 106, n°4, 1039-1061

considéré que les D-Sibs canadiennes et des pays PIIGS sont vulnérables face aux turbulences en Europe.

À la lumière de nos conclusions, notre étude démontre que la crise financière de 2008-2009 a davantage impacté les banques d'importance systémique intérieure canadiennes et des pays PIIGS, contrairement à la crise de la dette souveraine européenne. En effet, l'effet de contagion transfrontalier est davantage notable lors de la sous-période 3, alors que les turbulences de la crise européenne se sont, en général, limitées à ses frontières. De plus, le comportement grégaire est uniquement détectable lors de la crise des *subprimes*. Ceci implique que les investisseurs n'ont pas perçu les D-Sibs comme étant menacées par la situation financière précaire de la zone euro.

BIBLIOGRAPHIE

Articles

ADRIAN, Tobias et Hyun Song SHIN, 2010, « Liquidity and Leverage », *Journal of Financial Intermediation*, vol. 19, 418-437

AHMAD, Wasim, Sanjay SEGHAL et N.R. BHANUMURTY, 2013, « Eurozone crisis and BRICKS stock market: Contagion or market interdependence? ». *Economic Modelling*, vol. 33, 209-225

BAE, Kee-Hong et Xin ZHANG, 2015, « The Cost of Stock Market Integration in Emerging Markets ». *Asia-Pacific Journal of Financial Studies*, vol. 44, 1-23

BAELE, Lieven, 2005, « Volatility Spillover Effects in European Equity Markets ». *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 40, n°2, 373-401

BARTRAM, Söhnke M., Gregory W. BROWN et John E. HUND, 2007, « Estimating systemic risk in the international financial system ». *Journal of Financial Economics*, vol. 86, 835-869

Basel Committee on Banking Supervision, 2011, « Global systemically important banks: updated assessment methodology and the higher loss absorbency requirement ». *Bank for International Settlements*, 1-32

Basel Committee on Banking Supervision, 2013, « Global systemically important banks: updated assessment methodology and the higher loss absorbency requirement ». *Bank for International Settlements*, 1-23

BEAU, Emily, John HILL, Tanveer HUSSAIN et Dan NIXON, 2014, « Bank funding costs: what are they, what determines them and why do they matter? », *Bank of England, Quarterly Bulletin*, 1-15

BEINE, Michel, Antonio COSMA et Robert VERMEULEN, 2010, « The dark side of global integration: Increasing tail dependence ». *Journal of Banking & Finance*, vol. 34, 184-192

BEKAERT, Geert, Campbell R. HARVEY et Angela NG, 2005, « Market Integration and Contagion », *The Journal of Business*, vol. 78, n°1, 39-69

BEKAERT, Geert, Michael EHRMANN, Marcel FRATZSCHER et Arnaud MEHL, 2014, « The Global Crisis and Equity Market Contagion », *Journal of Finance*, vol. 69, n°6, 2597-2649

- BELTRATTI, Andrea et René M. STULZ, 2012, « The credit crisis around the globe : Why did some banks perform better? ». *Journal of Financial Economics*, vol. 105, 1-17
- BERNARD, André et Gérald Roy, 2003, « Étude des distorsions de niveau de Johansen pour la cointégration ». Working Paper, Université de Sherbrooke, 03-08, 1-57
- BIKHCHANDANI, Sushil et Sunil SHARMA, 2001, « Herd Behavior in Financial Markets: A Review ». Working Paper, International Monetary Fund, 00/48, 1-33
- BROOKS, Robin et Marco DEL NEGRO, 2006, « Firm-Level Evidence in International Stock Market Comovement », *Review of Finance*, vol. 10, 69-98
- BROWNLEES, Christian et Robert F. ENGLE, 2015, « SRISK: A Conditional Capital Shortfall Measure of Systemic Risk ». *Universitat Pompeu Fabra and Barcelona et New York University*, Working Paper, 1-46
- BYSTRÖM, Hans, 2005, « Credit Default Swaps and Equity Prices: The iTraxx CDS Index Market », Working Paper, Lund University, 1-14
- CAKAN, Esin et Aram BALAGYOZYAN, 2014, « Herd behavior in the Turkish banking sector ». *Applied Economic Letters*, vol. 21, n°2, 75-79
- CARNEY, Mark, 2010, « Réforme financière au Canada et dans le monde : analyse rétrospective et prospective ». Discours prononcé devant le Centre international d'études monétaires et bancaires, Genève (Suisse), 9 novembre 2010
- CHANG, Eric C., Joseph W. CHENG et Ajay KHORANA, 2000, « An examination of herd behavior in equity markets: An international perspective ». *Journal of Banking & Finance*, vol. 24, 1651-1679
- CHAN-LAU, Jorge A., Estelle X. LIU et Jochen SCHMITTMANN, 2012, « Equity Returns in the Banking Sector in the Wake of the Great Recession and the European Sovereign Debt Crisis », *International Monetary Fund*, Working Paper, n°12/174, 1-22
- CHIANG, Thomas C. et Dazhi ZHEN, 2010, « An empirical analysis of herd behavior in global stock markets ». *Journal of Banking & Finance*, vol. 34, 1911-1921
- CHIANG, Thomas C., Bang Nam JEON et Huimin LI, 2007, « Dynamic correlation analysis of financial contagion: Evidence from Asian markets ». *Journal of International Money and Finance*, vol. 26, 1206-1228

- CHOU, Ray Y., Victor K. NG, et Lynn K. PI, 1994, « Cointegration of International Stock Market Indices ». Working Paper, International Monetary Fund, 94/94, 1-16
- CHRISTIE, William G. et Roger D. HUANG, 1995, « Following the Pied Piper: Do Individual Returns Herd around the Market? ». *Financial Analyst Journal*, vol. 51, n°4, 31-37
- CORNETT, Marcia Millon, Otgontsetseg ERHEMJAMTS et Jim MUSUMECI, 2016, « Were U.S. Banks Exposed to the Greek Debt Crisis? Evidence from Greek CDS Spreads ». *Financial Markets, Institutions & Instruments*, vol. 25, n°1, 75-104
- CORONADO, Maria, Teresa CORZO et Laura LAZCANO, 2012, « A Case for Europe: the Relationship between Sovereign CDS and Stock Indexes ». *Frontiers in Finance and Economics*, vol. 9, n°2, 32-63
- DAMAR, H. Evren, Césaire A. MEH et Yaz TERAJIMA, 2010, « Leverage, Balance Sheet Size and Wholesale Funding », *Bank of Canada*, Working Paper, n°39, 2-48
- DAS, Sonali et Amadou N.R. SY, 2012, « How Risky Are Banks' Risk Weighted Assets? Evidence from the Financial Crisis », *International Monetary Fund*, Working Paper, n°12/36, 1-38
- DEMIRER, Riza, Ali M. KUTAN et Chun-Da CHEN, 2010, « Do investors herd in emerging market? : Evidence from the Taiwanese market ». *Journal of Economic Behavior & Organization*, vol. 76, 283-295
- DEVENOW, Andrea et Ivo WELCH, 1996, « Rational herding in financial economics ». *European Economic Review*, vol. 40, 603-615
- DICKEY, David A. et Wayne A. FULLER, 1979, « Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root », *Journal of the American Statistical Association*, vol. 74, n°366, 427-431
- ECONOMOU, Fotini, Alexandros KOSTAKIS et Nikolaos PHILIPPAS, 2011, « Cross-country effects in herding behaviour: Evidence from four south European markets ». *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, vol. 21, 443-460
- EICHENGREEN, Barry, Andrew ROSE, et Charles WYPLOSZ, 1996, « Contagious Currency Crises: First Tests ». *The Scandinavian Journal of Economics*, vol. 98, n°4, 463-484
- ENGLE, Robert F. et Clive W. J. Granger, 1987, « Co-Integration and Error Correction : Representation, Estimation and Testing ». *Econometrica*, Vol. 55, n°2, 251-276

ENGLE, Robert F., Eric JONDEAU et Michael ROCKINGER, 2014, « Systemic Risk in Europe ». *New York University et University of Lausanne*, Working Paper, 1-55

ENGLE, Robert F., Takatoshi ITO, et Wen-Ling LIN, 1988, « Meteor Showers or Heat Waves? Heteroskedastic Intra-Daily Volatility in the Foreign Exchange Market », Working Paper, National Bureau of Economic Research, n°2609, 1-28

FAVERO, Carlo A., Francesco GIAVAZZI, Fabrizio IACONE et Guido TABELLINI, 2000, « Extracting information from asset prices: The methodology of EMU calculators », *European Economic Review*, vol. 44, 1607-1632

Financial Stability Board Consultative document, April 2009, « Report to G20 Finance Ministers and Governors: Guidance to Assess the Systemic Importance of Financial Institutions, Markets and Instruments: Initial Considerations ». *Bank for International Settlements, International Monetary Funds, Financial Stability Board*, 1-30

FORBES, Kristin T. et Roberto RIGOBON, 2002, « No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Comovements ». *The Journal of Finance*, vol. 57, n°5, 2223-2261

FREEMAN, Linton, C., 1978/79, « Centrality in Social Networks Conceptual Clarification », *Social Networks*, vol. 1, 215-239

FUNG, Hung-Gay, Gregory E. SIERRA, Jot YAU et Gaiyan ZHANG, 2008, « Are the U.S. Stock Market and Credit Default Swap Market Related? Evidence from the CDX Indices ». *The Journal of Alternative Investments*, vol. 11, n°1, 43-61

GAUTHIER, Céline et Hajime TOMURA, 2011, « Comprendre et mesurer le risque de liquidité : une sélection d'études récentes », *Banque du Canada, Revue de la Banque du Canada*, 1-10

GENTILE, M. et L. GIORDANO, 2012, « Financial contagion during Lehman default and sovereign debt crisis ». *Commissione Nazionale per la Società e la Borsa*, Working Paper, n°72, 1-48

GOLOSNOY, Vasyl, Bastian GRIBISCH et Roman LIESENFELD, 2015, « Intra-Daily Volatility Spillovers in International Stock Markets ». *Journal of International Money and Finance*, vol. 53, 95-114

GONZALO, Jesús, Jean-Yves PITARAKIS, 1998, « Specification via model selection in vector error correction models ». *Economics Letters*, vol. 60, 321-328

GROPP, Reint, Marco LO DUCA et Jukka VESALA, 2006, « Cross-Border Bank Contagion in Europe », *European Central Bank*, Working Paper, n°662, 1-57

GUILLAUMONT JEANNENEY, Sylviane et Kangni KPODAR, 2006,
« Développement financier, instabilité financière et croissance économique ».
Économie & Prévision, vol. 3, n°174, 87-111

HALE, Galina, Tümer KAPAN et Camelia MINOIU, 2013, « Crisis Transmission in the Global Banking Network ». Working paper, 1-35

HAMAO, Yasushi, Ronald W. Masulis et Victor Ng, 1990, « Correlations in Price Changes and Volatility across International Stock Markets ». *The Review of Financial Studies*, vol. 3, n°2, 281-307

HARDOUVELIS, Gikas A., Dimitrios MALLIAROPULOS, et Richard PRIESTLEY, 2006, « EMU and European Stock Market Integration ». *Journal of Business*, vol. 79, n°1, 365-392

HUANG, Teng-Ching, Bing-Huei LIN et Tung-Hsiao YANG, 2015, « Herd behavior and idiosyncratic volatility ». *Journal of Business Research*, vol. 68, 763-770

HULL, John, Mirela PREDESCU et Alan White, 2004, « The Relationship Between Credit Default Swap Spreads, Bond Yields, and Credit Rating Announcements ». Working Paper, University of Toronto, 1-38

HUNG, Bill Wan-Sing et Yan-Leung CHEUNG, 1995, « Interdependence of Asian Emerging Equity Markets ». *Journal of Business Finance & Accounting*, vol. 22, 281-288

IRRESBERGER, Felix, Janina MÜHLNICKEL et Gregor N.F. WEiß, 2015, « Explaining bank stock performance with crisis sentiment », *Journal of Banking & Finance*, vol. 59, 311-329

JOHANSEN, Søren, 1988, « Statistical Analysis of Cointegrating Vectors ». *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 12, 231-254

JOHANSEN, Søren, 1991, « Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models ». *Econometrica*, vol. 59, n°6, 1551-1580

KAMINSKY, Graciela L., et Carmen M. REINHART, 2000, « On Crises, Contagion and Confusion ». *Journal of International Economics*, vol. 51, 145-168

KAZI, Irfan Akbar, Mohamed MEHANOUI et Farhan AKBAR, 2014, « The Shift-Contagion Effect of Global Financial Crisis and the European Sovereign Debt Crisis on OECD Countries ». *The Journal of Applied Business Research*, vol. 30, n°1, 301-312

- KING, Mervyn A., et Sushil WADHWANI, 1990, « Transmission of Volatility between Stock Markets ». *The Review of Financial Studies*, vol. 3, n°3, 5-33
- KRAUSE, Andreas, et Simone GIANSANTE, 2012, « Interbank lending and the spread of bank failures : A network model of systemic risk ». *Journal of Economic Behavior and Organization*, vol. 83, 583-608
- LEE, Sang Bin, et Kwang Jung KIM, 1993, « Does the October 1987 Crash Strengthen the Co-Movements among National Stock Markets? ». *Review of Financial Economics*, vol. 3, 89-102
- LONGIN, François, et Bruno SOLNIK, 1995, « Is the Correlation in International Equity Returns Constant: 1960-1990? ». *Journal of International Money and Finance*, vol. 14, n°1, 3-26
- LÜTKEPOHL, Helmut, Pentti SAIKKONEN et Carsten TRENKLER, 2001, « Maximum eigenvalue versus trace tests for the cointegration rank of a VAR process». *Econometrics Journal*, vol. 4, 287-310
- MACKINNON, James G., 1990, « Critical Values for Cointegration Tests », *Queen's Economics Department*, Working Paper, n°1227, p. 1-17
- MARKOSE, Sheri, Simone GIANSANTE et Ali Rai SHAGHAGHI, 2012, « ‘Too interconnected to fail’ financial network of US CDS market : Topology fragility and systemic risk ». *Journal of Economic Behavior and Organization*, vol. 83, 627-646
- MERTON, Robert C., 1974, « On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates », *The Journal of Finance*, vol. 29, 449-470
- MESSIS Petros, et Achilleas ZAPRANIS, 2014, « Herding behavior and volatility in the Athens Stock Exchange ». *The Journal of Risk Finance*, vol. 15, n°5, 572-590
- MINK, Mark, et Jakob DE HAAN, 2013, « Contagion during the Greek sovereign debt crisis ». *Journal of International Money and Finance*, vol. 34, 102-113
- MORRIS, Stephen, et Hyung Song SHIN, 2009, « Illiquidity Component of Credit Risk ». Working Paper, Princeton University, 1-42
- MYLODINIS, Nikolaos et Christos KOLLIAS, 2010, « Dynamic European stock market convergence : Evidence from rolling cointegration analysis in the first euro-decade ». *Journal of Banking & Finance*, vol. 34, 2056-2064

- NIER, Erland, Jing YANG, Tanju YORULMAZER et Amadeo ALENTORN, 2007,
 « Network models and financial stability ». *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 31, 2033-2060,
- NORDEN, Lars, et Martin WEBER, 2009, « The Co-Movement of Credit Default Swap and Stock Markets: An Empirical Analysis ». *European Financial Management*, vol. 15, n°3, 529-562
- OSTENWALD-LENUM, Michael, 1992, « A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics ». *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 54, n°3, 461-472
- PERICOLI, Marcello, et Massimo SBRACIA, 2003, « A Primer on Financial Contagion ». *Journal of Economic Surveys*, vol. 17, n°4, 571-608
- PHYLAKTIS, Kate, et Linchua XIA, 2009, « Equity Market Comovement and Contagion: A Sectoral Perspective ». *Financial Management*, vol. 38, n°2, 381-409
- PIEPER, Paul B. et Robert C. VOGEL, 1997, « Stock Market Integration in Latin America ». Working Paper, CAER II, Harvard Institute for International Development, n°21, 1-48
- POIRSON, Hélène et Jochen SCHMITTMANN, 2013, « Risk Exposures and Financial Spillovers in Tranquil and Crisis Times: Bank-Level Evidence », *International Monetary Fund*, Working Paper, n°142, 1-46
- SABIDUSSI, Gert, 1966, « The Centrality Index of a Graph », *Psychometrika*, vol. 31, n°4, 581-603
- SAMARAKOON, Lalith P, 2014, « Contagion of the Eurozone Debt Crisis ». *University of St-Thomas*, Working Paper, 1-36
- SCHWARCZ, Steven L., 2008, « Systemic Risk », *The Georgetown Law Journal*, Vol. 97, n°193, 193-249
- STOCK, John H., et Mark W. WATSON, 1983, « A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems », *Econometrica*, vol. 61, n°4, 783-820
- TASHAREV, Nikola, Claudio BORIO et Kostas TSATSARONIS, 2009, « The systemic importance of financial institutions ». *BIS Quarterly Review*, September 2009, 75-87

- THOMADAKIS, Apostolos, 2012, « Measuring financial contagion with extreme coexceedances ». Working Paper, University of Surrey, 1-117
- TVERSKY, Amos, et Daniel KAHNEMAN, 1991, « Loss Aversion and Riskless Choice: A Reference-Dependent Model ». *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 106, n°4, 1039-1061
- UMUTLU, Mehmet, Levent AKDENIS et Aslihan ALTAY-SALIH, 2010, « The degree of financial liberalization and aggregated stock-return volatility in emerging markets ». *Journal of Banking & Finance*, vol. 34, 509-521
- VENEZIA, Itzhak, Amrut NASHIKKAR et Zur SHAPIRA, 2011, « Firm specific and macro herding by professional and amateurs investors and their effect on market volatility ». *Journal of Banking & Finance*, vol. 35, 1599-1609
- VILLATORO, Félix, 2009, « The delegated portfolio management problem: Reputation and herding ». *Journal of Banking & Finance*, vol. 33, 2062-2069
- WATTS, Duncan J., et Steven H. STROGATZ, 1998, « Collective dynamics of ‘small-world’ networks ». *Nature*, vol. 393, 440-442
- YANG, Chunxia, Yunhua CHEN, Lei NIU et Qian LI, 2014, « Cointegration analysis and influence rank – A network approach to global stock markets ». *Physica A*, vol. 400, 168-185
- YANG, Jian, James W. KOLARI et Insik MIN, 2003, « Stock market integration and financial crises : the case of Asia ». *Applied Financial Economics*, vol. 13, 477-486
- YANG, Jing et Kostas TSATSARONIS, 2012, « Bank stock returns, leverage and the business cycle », *BIS Quarterly Review March 2012*, 45-59
- YU, Ip-Wing, Kang-Por FUNG et Chi-Sang TAM, 2010, « Assessing financial market integration in Asia – Equity markets ». *Journal of Banking & Finance*, vol. 34, 2874-2885
- YUNUS, Nafeesa, 2013, « Contagion in International Financial Markets: A Recursive Cointegration Approach ». *Journal of Multinational Financial Management*, vol. 23, 327-337

Livres

FABOZZI, Frank J, 2007, *Fixed Income Analysis*, New Hope, John Wiley & Sons, 733 p.

FORBES, Kristin T., et Roberto RIGOBON, 2001, « Measuring Contagion: Conceptual and Empirical Issues », in Stijn Claessens, and Kristin T. Forbes, eds: *International Financial Contagion*, (Kluwer Academic Publishers, Norwell, Massachusetts)

STOCK, James, et Mark W. WATSON, 2011, *Introduction to Econometrics*, Boston, Pearson Education, Inc., 785 p.

Internet

ALEXANDER, Craig, Derek BURLETON et Diana PETRAMALA, 2012, « What a Greek Exit Would Mean for the Canadian Economy ». TD Economics, https://www.td.com/document/PDF/economics/special/dp0512_Greece_impact_on_canada.pdf

BANCA D'ITALIA, 2016, « Identification of UniCredit, Intesa Sanpaolo and Monte dei Paschi di Siena banking groups as domestic systemically important institutions authorized to operate in Italy ». https://www.bancaditalia.it/compiti/stabilita-finanziaria/politica-macroprudenziale/documenti/OSII_2016_comunicato_en.pdf?language_id=1

BANCO DE PORTUGAL, 2015, « Other systemically important institutions capital buffer ». <https://www.bportugal.pt/en-US/OBancoeEurosistema/ComunicadosNotasdeInformacao/Pages/combp20151229.aspx>

BANCO SANTANDER, 2015, *Rapport Annuel*, p. 20

BANKIA, 2012, *Rapport Annuel*, p. 2

BATOROS, Elena et Raf CASERT, 30 juin 2015, « Greece fails to IMF payment as bailout expires ». <http://www.ctvnews.ca/business/greece-fails-to-make-imf-payment-as-bailout-expires-1.2446852>

British Broadcast Corporation, 25 mai 2012, « Spain's Bankia seeks 19bn-eu bailout from government », <http://www.bbc.com/news/business-18213848>

British Broadcast Corporation, 28 novembre 2010, « Irish Republic 85 bn euro bail-out agreed », <http://www.bbc.com/news/world-europe-11855990>

BRITISH BROADCASTING CORPORATION, 2012, « Timeline : The Unfolding Eurozone Crisis ». <http://www.bbc.com/news/business-13856580>

BUREAU DU SURINTENDANT DES INSTITUTIONS FINANCIÈRES,
2014, « Normes des fonds propres : Chapitre 1 – vue d’ensemble »,
http://www.osfi-bsif.gc.ca/fra/fi-if/rg-ro/gdn-ort/gl-ld/Pages/CAR_chpt1.aspx

CENTRAL BANK OF IRELAND, 2015, « Identification of Systemically Important Irish Institutions and Announcement of Buffer Rates ».
<https://www.centralbank.ie/stability/MacroeconomicPolicy/Documents/151208%20O-SII%20announcement.pdf>

EUROPEAN PARLIAMENT, 2010, « How to deal with sovereign default in Europe : Towards Euro(pean) Monetary Fund».
<http://www.europarl.europa.eu/document/activities/cont/201003/20100309ATT70196/20100309ATT70196EN.pdf>

EUROPEAN SYSTEMIC RISK BOARD, 2015, « Formal notification of intended decision on the Other Systemically Important Institutions (OSIIs) in Greece ».
https://www.esrb.europa.eu/pub/pdf/other/151203_notification_bank_of_greece.pdf?8b635d17c968b8252b00de105505c040

EUROPEAN SYSTEMIC RISK BOARD, 2015, « Notification of intended decision on the Other Systemically Important Institutions (O-SIIs) in Spain ».
https://www.esrb.europa.eu/pub/pdf/other/20160113_notification_template_banco_de_espana_O_SIIs.pdf?2b9d2523751dec8f9b4f21aebd220190

HARRISON, Virginia et Chris LIAKOS, 2015, « Greece defaults on \$1.7 billion IMF payment », <http://money.cnn.com/2015/06/30/news/economy/greece-imf-default/>

INTERNATIONAL MONETARY FUNDS, 2010, « Europe and IMF Agree on € 110 Billion Financing Plan with Greece ».
<http://www.imf.org/external/pubs/ft/survey/so/2010/car050210a.htm>

LE MONDE, 2015, « Référendum en Grèce : Tsipras appelle à voter « non », la crainte d’un « Grexit » s’accentue »,
http://www.lemonde.fr/economie/article/2015/06/28/tsipras-appelle-a-voter-non-lors-du-referendum-sur-le-plan-d-aide-a-la-grece_4663341_3234.html#yEgaxuQiO3flbLZq.99

ORGANISATION DE COOPÉRATION ET DE DÉVELOPPEMENT ÉCONOMIQUES, 2016, « La situation du Canada – Perspectives de l’emploi 2016 », <https://www.oecd.org/fr/canada/Employment-Outlook-CANADA-FR.pdf>

RAYNOR, Gordon, 30 septembre 2008, « Financial crisis: Irish government guarantees all bank deposits to prevent market meltdown »,
<http://www.telegraph.co.uk/finance/financialcrisis/3110810/Financial-crisis-Irish-government-guarantees-all-bank-deposits-to-prevent-market-meltdown.html>

Reuters, 4 juin 2012, « Update 2 – Portuguese banks turn to bailout fund for capital ».
<http://www.reuters.com/article/portugal-millennium-idUSL5E8H43EA20120604>

RIGOBON, Roberto, 2002, « International Financial Contagion: Theory and Evidence in Evolution ». The Research Foundation of The Association for Investment Management and Research (AIMR),
<http://www.cfapubs.org/doi/pdf/10.2470/rf.v2002.n2.3918>

THE ASSOCIATED PRESS, 2012, « Greece bankruptcy averted with new deal ».
<http://www.cbc.ca/news/world/greece-bankruptcy-averted-with-new-deal-1.1290392>

The Guardian, 2015, « Greek referendum: No campaign storms to victory with 61.31% of the vote – as it happened »,
<https://www.theguardian.com/business/live/2015/jul/05/greeces-eurozone-future-in-the-balance-as-referendum-gets-under-way--eu-euro-bailout-live>

The Telegraph, 25 août 2012, « Bankia to receive immediate aid after huge loss »,
<http://www.telegraph.co.uk/finance/newsbysector/banksandfinance/9512946/Bankia-to-receive-immediate-aid-after-huge-loss.html>

TUMPEL-GURERELL, Gertrude, 2011, « Financial integration and stability ». European Central Bank,
<https://www.ecb.europa.eu/press/key/date/2011/html/sp110519.en.html>

YILMAZ, Kamil, 2011, « Major European bank stocks are connected in a state of high volatility ». VOX EU - The Centre for Economic Policy Research's Policy Portal,
<http://www.voxeu.org/article/high-volatility-breeds-high-correlation-new-analysis-european-bank-stock-prices>

ANNEXE 1 : Tests ADF sur le logarithme naturel du prix hebdomadaire des actions des D-Sibs pour chacune des cinq sous-périodes étudiées

Tableau 18 : Test ADF sur les séries en niveau du logarithme naturel des prix hebdomadaires des actions des D-Sibs pour la sous-période 1

Le tableau 18 présente les résultats des tests ADF sur les séries en niveau du logarithme du prix hebdomadaire des actions des D-Sibs pour la sous-période 1, comprenant 209 observations/banque. Deux modèles ont été estimés, soient le modèle (31) : $\Delta Y_t = \alpha_0 + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_j \Delta Y_{t-j} + u_t$ et le modèle (32) : $\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_j \Delta Y_{t-j} + u_t$. Le nombre de retards pour les deux modèles est basé sur le critère d'information BIC. La valeur critique de MacKinnon (1990) du modèle (31) est de -2,86154 et de -3,4149 pour le modèle (32) à un niveau de signification de 5%. "*" dans la colonne *Statistique* indique que l'hypothèse nulle est rejetée (i.e. la série a une racine unitaire causant la non-stationnarité). SRC-H₀ correspond à la somme des résidus au carré du modèle (31) et SRC-H₁ est la somme des résidus au carré du modèle (32). "*" dans la colonne *Statistique F* indique que le modèle (31) est optimal pour le test ADF alors que "****" indique que le modèle (32) est préférable. La valeur critique de la Statistique F est de 6,49.

Banque	Modèle (31) avec intercepte		Modèle (32) avec intercepte et tendance		SRC - H ₀	SRC - H ₁	Statistique F
	Retard	Statistique	Retard	Statistique			
TD CN	0	-0,057	0	-2,649	0,183	0,176	4,565*
RY CN	0	0,198	0	-2,017	0,105	0,102	2,543*
NA CN	0	-0,306	0	-3,272	0,119	0,113	5,455*
CM CN	0	-0,427	0	-2,719	0,177	0,171	4,026*
BNS CN	0	-0,157	0	-3,316	0,108	0,102	5,753*
BMO CN	0	-0,573	0	-2,749	0,111	0,108	3,684*
BKIR ID	1	-2,119	0	-3,489*	0,196	0,202	-3,093*
ALBK ID	0	-1,433	0	-2,925	0,170	0,165	3,277*
SAN SM	0	-0,986	0	-2,501	0,245	0,238	2,994*
BBVA SM	0	-1,017	0	-2,809	0,237	0,228	4,119*
POP SM	0	-2,483	0	-2,643	0,107	0,105	1,353*
SAB SM	0	-0,987	0	-2,533	0,109	0,106	2,772*
ETE GA	0	0,170	0	-2,493	0,376	0,360	4,717*
ALPHA							
GA	0	-0,274	0	-2,383	0,301	0,292	3,206*
TPEIR GA	0	0,085	0	-3,51*	0,330	0,307	7,589**
EUROB							
GA	0	-0,307	0	-2,552	0,244	0,236	3,547*
BCP PL	0	-2,423	0	-2,151	0,268	0,265	1,327*
BPI PL	2	-1,045	2	-2,414	0,145	0,142	2,454*
UCG IM	0	-1,372	0	-3,251	0,210	0,201	4,655*
ISP IM	0	-1,134	0	-2,4	0,417	0,408	2,332*
BMPS IM	0	-1,534	0	-2,187	0,327	0,323	1,405*

Note: La statistique F de la série *TPEIR GA* indique que le modèle (32) est adéquat, alors que la statistique ADF de ce processus indique que la série ne contient pas de racine unitaire. Exceptionnellement, nous considérons que cette variable est non-stationnaire en niveau.

Tableau 19 : Test ADF sur les séries en première différence du logarithme naturel des prix hebdomadaires des actions des D-Sibs pour la sous-période 1

Le tableau 19 présente les résultats des tests ADF sur les séries en première différence du logarithme du prix hebdomadaire des actions des D-Sibs pour la sous-période 1, comprenant 208 observations/banque. Deux modèles ont été estimés, soient le modèle (31) : $\Delta Y_t = \alpha_0 + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta Y_{t-j} + u_t$ et le modèle (32) : $\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta Y_{t-j} + u_t$. Le nombre de retards pour les deux modèles est basé sur le critère d'information BIC. La valeur critique de MacKinnon (1990) du modèle (31) est de -2,86154 et de -3,4149 pour le modèle (32) à un niveau de signification de 5%. "*" dans la colonne *Statistique* indique que l'hypothèse nulle est rejetée (i.e. la série a une racine unitaire). SRC-H₀ correspond à la somme des résidus au carré du modèle (31) et SRC-H₁ est la somme des résidus au carré du modèle (32). "*" dans la colonne *Statistique F* indique que le modèle (31) est optimal pour le test ADF alors que "****" indique que le modèle (32) est préférable. La valeur critique de la Statistique F est de 6,49.

Banque	Modèle (31) avec intercepte		Modèle (32) avec intercepte et tendance		SRC - H ₀	SRC - H ₁	Statistique F
	Retard	Statistique	Retard	Statistique			
TD CN	0	-12,983*	0	-13,07*	0,182	0,180	0,862*
RY CN	0	-13,819*	0	-13,836*	0,104	0,104	0,371*
NA CN	0	-17,008*	0	-16,978*	0,116	0,116	0,082*
CM CN	0	-15,333*	0	-15,356*	0,177	0,176	0,438*
BNS CN	0	-14,916*	0	-14,889*	0,106	0,106	0,079*
BMO CN	0	-15,593*	0	-15,556*	0,111	0,111	0,009*
BKIR ID	0	-18,361*	0	-18,335*	0,201	0,200	0,136*
ALBK ID	0	-16,621*	0	-16,587*	0,165	0,165	0,072*
SAN SM	0	-13,133*	0	-13,115*	0,239	0,239	0,117*
BBVA SM	0	-13,3*	0	-13,305*	0,231	0,230	0,297*
POP SM	0	-15,114*	0	-15,244*	0,109	0,108	1,22*
SAB SM	0	-14,14*	0	-14,109*	0,109	0,109	0,026*
ETE GA	0	-12,853*	0	-12,962*	0,368	0,365	1,023*
ALPHA GA	0	-13,985*	0	-13,977*	0,297	0,296	0,204*
TPEIR GA	0	-13,485*	0	-13,552*	0,319	0,317	0,75*
EIROB GA	0	-12,873*	0	-12,855*	0,238	0,237	0,112*
BCP PL	0	-12,444*	0	-12,563*	0,264	0,261	1,089*
BPI PL	1	-14,65*	1	-10,504*	0,160	0,146	0,146**
UCG IM	0	-15,329*	0	-15,337*	0,211	0,210	0,336*
ISP IM	0	-13,457*	0	-13,433*	0,418	0,418	0,07*
BMPS IM	0	-14,048*	0	-14,039*	0,331	0,330	0,187*

Tableau 20 : Test ADF sur les séries en niveau du logarithme naturel des prix hebdomadaires des actions des D-Sibs pour la sous-période 2

Le tableau 20 présente les résultats des tests ADF sur les séries en niveau du logarithme du prix hebdomadaire des actions des D-Sibs pour la sous-période 2, comprenant 141 observations/banque. Deux modèles ont été estimés, soient le modèle (31) : $\Delta Y_t = \alpha_0 + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_j \Delta Y_{t-j} + u_t$ et le modèle (32) : $\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_j \Delta Y_{t-j} + u_t$. Le nombre de retards pour les deux modèles est basé sur le critère d'information BIC. La valeur critique de MacKinnon (1990) du modèle (31) est de -2,86154 et de -3,4149 pour le modèle (32) à un niveau de signification de 5%. "*" dans la colonne *Statistique* indique que l'hypothèse nulle est rejetée (i.e. la série a une racine unitaire). SRC-H₀ correspond à la somme des résidus au carré du modèle (31) et SRC-H₁ est la somme des résidus au carré du modèle (32). "*" dans la colonne *Statistique F* indique que le modèle (31) est optimal pour le test ADF alors que "****" indique que le modèle (32) est préférable. La valeur critique de la Statistique F est de 6,49.

Banque	Modèle (31) avec intercepte		Modèle (32) avec intercepte et tendance		SRC - H ₀	SRC - H ₁	Statistique F
	Retard	Statistique	Retard	Statistique			
TD CN	0	-2,191	0	-2,154	0,087	0,087	0,176*
RY CN	0	-2,091	0	-1,933	0,082	0,082	0*
NA CN	0	-1,922	0	-2,605	0,091	0,089	1,569*
CM CN	0	-1,035	0	-1,466	0,162	0,159	1,284*
BNS CN	0	-2,268	0	-2,474	0,075	0,074	0,614*
BMO CN	0	-1,304	0	-2,046	0,154	0,151	1,385*
BKIR ID	0	1,043	0	-0,759	0,307	0,296	2,754*
ALBK ID	0	0,460	0	-0,942	0,311	0,299	2,649*
SAN SM	0	-1,963	0	-1,409	0,112	0,112	0*
BBVA SM	0	-1,071	0	-1,529	0,131	0,126	2,496*
POP SM	0	-0,470	0	-0,827	0,202	0,193	3,348*
SAB SM	0	-1,797	0	-1,611	0,126	0,121	2,631*
ETE GA	0	-1,921	0	-1,699	0,272	0,272	0,001*
ALPHA GA	0	-2,093	0	-1,329	0,197	0,196	0,519*
TPEIR GA	0	-2,405	0	-1,486	0,313	0,311	0,478*
EUROB GA	0	-0,645	0	-0,454	0,244	0,235	2,43*
BCP PL	0	-0,049	0	-0,484	0,288	0,277	2,652*
BPI PL	0	0,141	0	-1,463	0,312	0,287	6,071*
UCG IM	0	-0,578	0	-1,403	0,175	0,169	2,461*
ISP IM	0	-1,939	0	-1,543	0,13	0,129	0,46*
BMPS IM	0	0,303	0	-1,726	0,134	0,125	4,991*

Tableau 21 : Test ADF sur les séries en première différence du logarithme naturel des prix hebdomadaires des actions des D-Sibs pour la sous-période 2

Le tableau 21 présente les résultats des tests ADF sur les séries en première différence du logarithme du prix hebdomadaire des actions des D-Sibs pour la sous-période 2, comprenant 140 observations/banque. Deux modèles ont été estimés, soient le modèle (31) : $\Delta Y_t = \alpha_0 + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta Y_{t-i} + u_t$ et le modèle (32) : $\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta Y_{t-i} + u_t$. Le nombre de retards pour les deux modèles est basé sur le critère d'information BIC. La valeur critique de MacKinnon (1990) du modèle (31) est de -2,86154 et de -3,4149 pour le modèle (32) à un niveau de signification de 5%. "*" dans la colonne *Statistique* indique que l'hypothèse nulle est rejetée (i.e. la série a une racine unitaire). SRC-H₀ correspond à la somme des résidus au carré du modèle (31) et SRC-H₁ est la somme des résidus au carré du modèle (32). "*" dans la colonne *Statistique F* indique que le modèle (31) est optimal pour le test ADF alors que "****" indique que le modèle (32) est préférable. La valeur critique de la Statistique F est de 6,49.

Banque	Modèle (31) avec intercepte		Modèle (32) avec intercepte et tendance		SRC - H ₀	SRC - H ₁	Statistique F
	Retard	Statistique	Retard	Statistique			
TD_CN	0	-12,501*	0	-12,512*	0,089	0,089	0,508*
RY_CN	0	-13,028*	0	-13,051*	0,084	0,083	0,627*
NA_CN	0	-12,918*	0	-12,858*	0,091	0,091	0*
CM_CN	0	-11,638*	0	-11,706*	0,163	0,161	0,997*
BNS_CN	0	-12,722*	0	-12,71*	0,077	0,077	0,3*
BMO_CN	0	-11,399*	0	-11,358*	0,154	0,154	0,054*
BKIR_ID	0	-11,725*	0	-12,235*	0,31	0,295	5,039*
ALBK_ID	0	-13,92*	0	-14,465*	0,302	0,287	5,328*
SAN_SM	0	-10,839*	0	-10,945*	0,114	0,113	1,293*
BBVA_SM	0	-13,016*	0	-13,402*	0,13	0,125	3,897*
POP_SM	0	-11,362*	0	-11,849*	0,203	0,194	4,815*
SAB_SM	0	-9,19*	0	-9,466*	0,123	0,119	2,748*
ETE_GA	0	-15,099*	0	-15,161*	0,262	0,259	1,01*
ALPHA_GA	0	-12,445*	0	-12,715*	0,202	0,196	2,842*
TPEIR_GA	0	-14,176*	0	-14,667*	0,313	0,299	4,821*
EUROB_GA	0	-12,791*	0	-13,154*	0,236	0,228	3,681*
BCP_PL	0	-11,092*	0	-11,395*	0,285	0,277	3,122*
BPI_PL	0	-11,133*	0	-11,855*	0,311	0,292	7,007**
UCG_IM	0	-11,872*	0	-12,105*	0,175	0,171	2,481*
ISP_IM	0	-11,982*	0	-12,147*	0,133	0,131	1,885*
BMPS_IM	0	-12,103*	0	-12,775*	0,134	0,126	6,542**

Tableau 22 : Test ADF sur les séries en niveau du logarithme naturel des prix hebdomadaires des actions des D-Sibs pour la sous-période 3

Le tableau 22 présente les résultats des tests ADF sur les séries en niveau du logarithme du prix hebdomadaire des actions des D-Sibs pour la sous-période 3, comprenant 67 observations/banque. Deux modèles ont été estimés, soient le modèle (31) : $\Delta Y_t = \alpha_0 + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_j \Delta Y_{t-j} + u_t$ et le modèle (32) : $\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_j \Delta Y_{t-j} + u_t$. Le nombre de retards pour les deux modèles est basé sur le critère d'information BIC. La valeur critique de MacKinnon (1990) du modèle (31) est de -2,86154 et de -3,4149 pour le modèle (32) à un niveau de signification de 5%. "*" dans la colonne *Statistique* indique que l'hypothèse nulle est rejetée (i.e. la série a une racine unitaire). SRC-H₀ correspond à la somme des résidus au carré du modèle (31) et SRC-H₁ est la somme des résidus au carré du modèle (32). "*" dans la colonne *Statistique F* indique que le modèle (31) est optimal pour le test ADF alors que "****" indique que le modèle (32) est préférable. La valeur critique de la Statistique F est de 6,73.

Banque	Modèle (31) avec intercepte		Modèle (32) avec intercepte et tendance		SRC - H ₀	SRC - H ₁	Statistique F
	Retard	Statistique	Retard	Statistique			
TD CN	0	-1,118	0	-2,721	0,267	0,237	4,1*
RY CN	0	-1,049	0	-2,647	0,314	0,281	3,808*
NA CN	0	-0,902	0	-2,839	0,317	0,28	4,323*
CM CN	0	-1,454	0	-3,396	0,328	0,283	5,259*
BNS CN	0	-1,256	1	-3,26	0,293	0,212	12,478**
BMO CN	0	-0,958	0	-2,956	0,334	0,29	4,997*
BKIR ID	0	-2,156	0	-2,601	4,07	3,866	1,738*
ALBK ID	0	-2,244	0	-2,148	3,358	3,34	0,172*
SAN SM	0	-0,912	0	-2,83	0,453	0,396	4,776*
BBVA SM	0	-1,089	0	-2,433	0,4	0,365	3,215*
POP SM	4	-2,293	4	-3,492*	0,088	0,079	3,956*
SAB SM	0	-2,195	0	-2,191	0,338	0,337	0,097*
ETE GA	0	-1,997	0	-1,956	0,162	0,162	0,018*
ALPHA GA	6	-1,448	0	-3,157	0,329	0,615	-15,335*
TPEIR GA	0	-1,908	0	-2,513	0,56	0,522	2,434*
EUROB GA	0	-2,196	0	-3,051	0,505	0,452	3,84*
BCP PL	0	-1,924	0	-2,83	0,541	0,491	3,353*
BPI PL	0	-2,807	0	-3,051	0,243	0,233	1,414*
UCG IM	0	-1,329	0	-3,063	0,204	0,18	4,257*
ISP IM	0	-1,731	0	-2,903	0,852	0,765	3,776*
BMPS IM	0	-2,73	0	-3,096	0,431	0,407	1,959*

Tableau 23 : Test ADF sur les séries en première différence du logarithme naturel des prix hebdomadaires des actions des D-Sibs pour la sous-période 3

Le tableau 23 présente les résultats des tests ADF sur les séries en première différence du logarithme du prix hebdomadaire des actions des D-Sibs pour la sous-période 3, comprenant 66 observations/banque. Deux modèles ont été estimés, soient le modèle (31) : $\Delta Y_t = \alpha_0 + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta Y_{t-i} + u_t$ et le modèle (32) : $\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta Y_{t-i} + u_t$. Le nombre de retards pour les deux modèles est basé sur le critère d'information BIC. La valeur critique de MacKinnon (1990) du modèle (31) est de -2,86154 et de -3,4149 pour le modèle (32) à un niveau de signification de 5%. "*" dans la colonne *Statistique* indique que l'hypothèse nulle est rejetée (i.e. la série a une racine unitaire). SRC-H₀ correspond à la somme des résidus au carré du modèle (31) et SRC-H₁ est la somme des résidus au carré du modèle (32). "*" dans la colonne *Statistique F* indique que le modèle (31) est optimal pour le test ADF alors que "****" indique que le modèle (32) est préférable. La valeur critique de la Statistique F est de 6,73.

Banque	Modèle (31) avec intercepte		Modèle (32) avec intercepte et tendance		SRC - H ₀	SRC - H ₁	Statistique F
	Retard	Statistique	Retard	Statistique			
TD CN	0	-9,078*	0	-9,249*	0,267	0,258	1,025*
RY CN	0	-10,200*	0	-10,398*	0,3	0,289	1,151*
NA CN	0	-10,144*	0	-10,274*	0,302	0,294	0,870*
CM CN	0	-11,039*	0	-11,166*	0,305	0,297	0,861*
BNS CN	0	-11,105*	0	-11,631*	0,268	0,249	2,503*
BMO CN	0	-9,693*	0	-9,846*	0,32	0,311	0,968*
BKIR ID	0	-7,697*	0	-7,743*	4,312	4,253	0,454*
ALBK ID	0	-8,241*	0	-8,263*	3,615	3,575	0,372*
SAN SM	0	-9,247*	0	-9,467*	0,447	0,431	1,237*
BBVA SM	0	-8,749*	0	-8,916*	0,404	0,392	1,005*
CABK SM	2	-8,366*	2	-4,857*	0,19	0,109	24,426**
POP SM	0	-8,213*	0	-8,166*	0,362	0,362	0,079*
SAB SM	0	-7,245*	0	-7,18*	0,164	0,164	0,000*
ETE GA	5	-7,374*	5	-2,591	0,724	0,341	37,072**
ALPHA GA	0	-6,335*	0	-6,417*	0,559	0,549	0,551*
TPEIR GA	0	-6,080*	0	-6,215*	0,501	0,489	0,754*
EUROB GA	0	-7,549*	0	-7,700*	0,567	0,552	0,897*
BCP PL	0	-9,171*	0	-9,218*	0,258	0,254	0,514*
BPI PL	0	-8,504*	0	-8,502*	0,207	0,205	0,281*
UCG IM	0	-8,704*	0	-8,874*	0,879	0,853	1,015*
ISP IM	0	-9,664*	0	-9,938*	0,463	0,443	1,470*
BMPS IM	0	-7,274*	0	-7,277*	0,271	0,269	0,258*

Note : La statistique F de la série ETE GA indique que le modèle (32) est adéquat, alors que la statistique ADF de ce processus indique que la série en première différence est non-stationnaire, i.e. elle contient une racine unitaire. Exceptionnellement, nous considérons que cette variable en première différence est stationnaire, i.e. elle est intégrée d'ordre 1.

Tableau 24 : Test ADF sur les séries en niveau du logarithme naturel des prix hebdomadaires des actions des D-Sibs pour la sous-période 4

Le tableau 24 présente les résultats des tests ADF sur les séries en niveau du logarithme du prix hebdomadaire des actions des D-Sibs pour la sous-période 4, comprenant 121 observations/banque. Deux modèles ont été estimés, soient le modèle (31) : $\Delta Y_t = \alpha_0 + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_j \Delta Y_{t-j} + u_t$ et le modèle (32) : $\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_j \Delta Y_{t-j} + u_t$. Le nombre de retards pour les deux modèles est basé sur le critère d'information BIC. La valeur critique de MacKinnon (1990) du modèle (31) est de -2,86154 et de -3,4149 pour le modèle (32) à un niveau de signification de 5%. "*" dans la colonne *Statistique* indique que l'hypothèse nulle est rejetée (i.e. la série a une racine unitaire). SRC-H₀ correspond à la somme des résidus au carré du modèle (31) et SRC-H₁ est la somme des résidus au carré du modèle (32). "*" dans la colonne *Statistique F* indique que le modèle (31) est optimal pour le test ADF alors que "****" indique que le modèle (32) est préférable. La valeur critique de la Statistique F est de 6,49.

Banque	Modèle (31) avec intercepte		Modèle (32) avec intercepte et tendance		SRC - H ₀	SRC - H ₁	Statistique F
	Retard	Statistique	Retard	Statistique			
TD CN	0	-1,778	0	-2,496	0,07	0,068	1,561*
RY CN	0	-1,94	0	-1,907	0,087	0,086	0,106*
NA CN	0	-0,951	0	-2,074	0,075	0,073	1,74*
CM CN	0	-2,192	0	-2,455	0,072	0,071	0,781*
BNS CN	0	-1,759	0	-2,041	0,062	0,061	0,583*
BMO CN	0	-3,083*	0	-3,453*	0,064	0,062	1,288*
BKIR ID	0	-0,931	0	-1,923	1,745	1,703	1,492*
ALBK ID	0	-0,911	0	-2,092	2,691	2,611	1,845*
SAN SM	0	-1,732	0	-3,317	0,399	0,374	4,016*
BBVA SM	0	-2,217	0	-3,439*	0,46	0,435	3,441*
CABK SM	0	-0,794	0	-0,31	0,25	0,244	1,296*
POP SM	0	-1,007	0	-3,279	0,423	0,39	5,165*
SAB SM	0	-1,4	1	-4,718*	0,375	0,312	12,152**
ETE GA	0	-0,852	0	-2,49	1,072	1,025	2,796*
ALPHA GA	0	-0,895	0	-1,817	1,874	1,835	1,276*
TPEIR GA	0	-0,619	0	-2,196	1,645	1,585	2,278*
EUROB GA	0	-0,552	0	-1,658	2,239	2,191	1,304*
BCP PL	0	0,515	0	-1,204	0,592	0,579	1,32*
BPI PL	0	0,017	0	-1,818	0,452	0,438	1,965*
UCG IM	0	0,01	0	-1,749	0,859	0,831	2,04*
ISP IM	0	-1,584	0	-2,801	0,61	0,584	2,695*
BMPS IM	0	-0,16	0	-1,625	0,555	0,54	1,574*

Note: La statistique F de la série *TPEIR GA* indique que le modèle (32) est adéquat, alors que la statistique ADF de ce processus indique que la série ne contient pas de racine unitaire. Exceptionnellement, nous considérons que cette variable est non-stationnaire en niveau.

Tableau 25 : Test ADF sur les séries en première différence du logarithme naturel des prix hebdomadaires des actions des D-Sibs pour la sous-période 4

Le tableau 25 présente les résultats des tests ADF sur les séries en différence première du logarithme du prix hebdomadaire des actions des D-Sibs pour la sous-période 4, comprenant 120 observations/banque. Deux modèles ont été estimés, soient le modèle (31) : $\Delta Y_t = \alpha_0 + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta Y_{t-i} + u_t$ et le modèle (32) : $\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta Y_{t-i} + u_t$. Le nombre de retards pour les deux modèles est basé sur le critère d'information BIC. La valeur critique de MacKinnon (1990) du modèle (31) est de -2,86154 et de -3,4149 pour le modèle (32) à un niveau de signification de 5%. "*" dans la colonne *Statistique* indique que l'hypothèse nulle est rejetée (i.e. la série a une racine unitaire). SRC-H₀ correspond à la somme des résidus au carré du modèle (31) et SRC-H₁ est la somme des résidus au carré du modèle (32). "*" dans la colonne *Statistique F* indique que le modèle (31) est optimal pour le test ADF alors que "****" indique que le modèle (32) est préférable. La valeur critique de la Statistique F est de 6,49.

Banque	Modèle (31) avec intercepte		Modèle (32) avec intercepte et tendance		SRC - H ₀	SRC - H ₁	Statistique F
	Retard	Statistique	Retard	Statistique			
TD CN	0	-12,388*	0	-12,349*	0,070	0,070	0,077*
RY CN	0	-11,608*	0	-11,578*	0,088	0,088	0,109*
NA CN	0	-10,97*	0	-10,923*	0,075	0,075	0,003*
CM CN	0	-11,442*	0	-11,438*	0,074	0,074	0,251*
BNS CN	0	-12,026*	0	-12,003*	0,061	0,061	0,165*
BMO CN	0	-12,611*	0	-12,619*	0,066	0,065	0,344*
BKIR ID	0	-12,602*	0	-12,582*	1,665	1,659	0,228*
ALBK ID	0	-11,4*	0	-11,383*	2,600	2,591	0,201*
SAN SM	0	-11,824*	0	-11,773*	0,405	0,405	0,000*
BBVA SM	0	-11,619*	0	-11,575*	0,476	0,475	0,033*
CABK SM	0	-10,285*	0	-10,483*	0,250	0,244	1,353*
POP SM	0	-12,19*	0	-12,147*	0,408	0,407	0,067*
SAB SM	0	-9,557*	0	-9,522*	0,372	0,372	0,033*
ETE GA	0	-11,47*	0	-11,427*	1,064	1,064	0,035*
ALPHA GA	0	-9,892*	0	-9,85*	1,866	1,866	0,005*
TPEIR GA	0	-10,846*	0	-10,799*	1,648	1,648	0,002*
EUROB GA	0	-10,465*	0	-10,424*	2,233	2,233	0,021*
BCP PL	0	-10,556*	0	-10,597*	0,586	0,581	0,482*
BPI PL	0	-11,203*	0	-11,179*	0,445	0,444	0,156*
UCG IM	0	-10,783*	0	-10,813*	0,859	0,853	0,421*
ISP IM	0	-11,4*	0	-11,352*	0,621	0,621	0,005*
BMPS IM	0	-9,019*	0	-8,996*	0,531	0,530	0,086*

Tableau 26 : Test ADF sur les séries en niveau du logarithme naturel des prix hebdomadaires des actions des D-Sibs pour la sous-période 5

Le tableau 26 présente les résultats des tests ADF sur les séries en niveau du logarithme du prix hebdomadaire des actions des D-Sibs pour la sous-période 5, comprenant 192 observations/banque. Deux modèles ont été estimés, soient le modèle (31) : $\Delta Y_t = \alpha_0 + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_j \Delta Y_{t-j} + u_t$ et le modèle (32) : $\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_j \Delta Y_{t-j} + u_t$. Le nombre de retards pour les deux modèles est basé sur le critère d'information BIC. La valeur critique de MacKinnon (1990) du modèle (31) est de -2,86154 et de -3,4149 pour le modèle (32) à un niveau de signification de 5%. "*" dans la colonne *Statistique* indique que l'hypothèse nulle est rejetée (i.e. la série a une racine unitaire). SRC-H₀ correspond à la somme des résidus au carré du modèle (31) et SRC-H₁ est la somme des résidus au carré du modèle (32). "*" dans la colonne *Statistique F* indique que le modèle (31) est optimal pour le test ADF alors que "****" indique que le modèle (32) est préférable. La valeur critique de la Statistique F est de 6,49.

Banque	Modèle (31) avec intercepte		Modèle (32) avec intercepte et tendance		SRC - H ₀	SRC - H ₁	Statistique F
	Retard	Statistique	Retard	Statistique			
TD CN	0	-0,837	0	-2,286	0,067	0,065	2,295*
RY CN	0	-1,115	0	-1,683	0,067	0,067	0,954*
NA CN	0	-1,398	0	-1,408	0,095	0,095	0,339*
CM CN	0	-1,399	0	-1,953	0,073	0,072	1,18*
BNS CN	0	-1,631	0	-1,291	0,076	0,076	0,095*
BMO CN	0	-1,05	0	-1,84	0,064	0,063	1,218*
BKIR ID	0	-1,092	0	-1,568	0,606	0,601	0,766*
ALBK ID	0	-1,183	0	-0,738	1,847	1,841	0,325*
SAN SM	0	-1,972	0	-1,225	0,317	0,317	0,003*
BBVA SM	0	-2,118	0	-1,37	0,3	0,3	0,014*
CABK SM	0	-1,596	0	-1,261	0,408	0,408	0,103*
BKIA SM	3	-2,614	3	-1,959	6,754	6,753	0,008*
POP SM	0	-2,225	0	-2,513	0,729	0,723	0,784*
SAB SM	0	-1,746	0	-2,096	0,639	0,634	0,796*
ETE GA	0	3,004	0	1,633	5,631	5,631	0,001*
ALPHA GA	0	0,172	0	-0,78	3,484	3,405	2,216*
TPEIR GA	0	3,549	0	1,772	7,088	7,067	0,287*
EUROB GA	0	0,25	0	-2,859	7,795	7,432	4,671*
BCP PL	0	-1,536	0	-0,97	0,946	0,944	0,129*
BPI PL	0	-2,672	0	-2,091	0,913	0,913	0,004*
UCG IM	0	-1,591	0	-1,567	0,47	0,468	0,384*
ISP IM	0	-0,811	0	-2,667	0,37	0,358	3,287*
BMPS IM	0	-0,469	0	-1,685	1,41	1,385	1,677*

Tableau 27 : Test ADF sur les séries en première différence du logarithme naturel des prix hebdomadaires des actions des D-Sibs pour la sous-période 5

Le tableau 27 présente les résultats des tests ADF sur les séries en première différence du logarithme du prix hebdomadaire des actions des D-Sibs pour la sous-période 5, comprenant 191 observations/banque. Deux modèles ont été estimés, soient le modèle (31) : $\Delta Y_t = \alpha_0 + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta Y_{t-j} + u_t$ et le modèle (32) : $\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta Y_{t-j} + u_t$. Le nombre de retards pour les deux modèles est basé sur le critère d'information BIC. La valeur critique de MacKinnon (1990) du modèle (31) est de -2,86154 et de -3,4149 pour le modèle (32) à un niveau de signification de 5%. "*" dans la colonne *Statistique* indique que l'hypothèse nulle est rejetée (i.e. la série a une racine unitaire). SRC-H₀ correspond à la somme des résidus au carré du modèle (31) et SRC-H₁ est la somme des résidus au carré du modèle (32). "*" dans la colonne *Statistique F* indique que le modèle (31) est optimal pour le test ADF alors que "****" indique que le modèle (32) est préférable. La valeur critique de la Statistique F est de 6,49.

Banque	Modèle (31) avec intercepte		Modèle (32) avec intercepte et tendance		SRC - H ₀	SRC - H ₁	Statistique F
	Retard	Statistique	Retard	Statistique			
TD CN	0	-16,427*	0	-16,388*	-16,388	-3,436	0,033*
RY CN	0	-15,237*	0	-15,252*	-15,252	-3,436	0,395*
NA CN	0	-14,618*	0	-14,68*	-14,68	-3,436	0,72*
CM CN	0	-15,235*	0	-15,259*	-15,259	-3,436	0,447*
BNS CN	0	-14,391*	0	-14,49*	-14,49	-3,436	0,958*
BMO CN	0	-15,125*	0	-15,108*	-15,108	-3,436	0,172*
BKIR ID	0	-13,893*	0	-13,887*	-13,887	-3,436	0,22*
ALBK ID	0	-14,792*	0	-14,874*	-14,874	-3,436	0,874*
SAN SM	0	-13,956*	0	-14,124*	-14,124	-3,436	1,441*
BBVA SM	0	-13,915*	0	-14,106*	-14,106	-3,436	1,602*
CABK SM	0	-13,356*	0	-13,416*	-13,416	-3,436	0,7*
BKIA SM	2	-14,969*	2	-11,065*	-11,065	-3,436	12,495**
POP SM	0	-12,847*	0	-12,815*	-12,815	-3,436	0,034*
SAB SM	0	-13,112*	0	-13,104*	-13,104	-3,436	0,195*
ETE GA	1	-11,372*	1	-7,281*	-7,281	-3,436	6,39**
ALPHA GA	0	-13,787*	0	-14,039*	-14,039	-3,436	2,031*
TPEIR GA	0	-12,605*	0	-13,187*	-13,187	-3,436	4,366*
EUROB GA	0	-16,077*	0	-16,134*	-16,134	-3,436	0,684*
BCP PL	0	-13,141*	0	-13,231*	-13,231	-3,436	0,875*
BPI PL	0	-11,539*	0	-11,663*	-11,663	-3,436	1,07*
UCG IM	0	-14,099*	0	-14,177*	-14,177	-3,436	0,833*
ISP IM	0	-13,509*	0	-13,486*	-13,486	-3,436	0,121*
BMPS IM	0	-14,47*	0	-14,499*	-14,499	-3,436	0,471*

ANNEXE 2 : Tests de la trace de Johansen (1988, 1991)

Tableau 28 : Tests de la trace de Johansen (1988, 1991) entre les *D-Sibs* canadiennes et des pays PIIGS pour la sous-période 1

Le tableau 28 présente les résultats du test de la trace de Johansen (1988, 1991) entre les *D-Sibs* canadiennes et des pays PIIGS pour la sous-période 1 comprenant 209 observations/variable. Pour chacune *paire* de banques, nous avons modélisé un processus VAR à deux variables, dont le nombre de retards, nécessaire pour éliminer l'autocorrélation des résidus, est déterminé à partir d'une statistique LR. Nous avons estimé ce modèle VECM : $\Delta Y_t = \mu_0 + \alpha(\beta' Y_{t-1} + \rho_1 t) + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + U_t$. Le test de la trace consiste à déterminer le rang, (*r*), de la matrice Π pour $r=0, 1, \dots, (g-1)$. Il y a deux variables endogènes, cela revient à tester $r=0$ et $r=1$, exprimé comme étant $r>0$. "****", "***", **" indiquent que la statistique de la trace est significative à un niveau de confiance de 99%, 95% et 90%. Pour $\text{rang}(\Pi)=0$, les valeurs critiques sont de les valeurs critiques sont de 23,3427 (90%), 25,8723 (95%) et 31,1526 (99%). Pour $\text{rang}(\Pi)>0$, les valeurs critiques sont de 10,6662 (90%), 12,5174 (95%) et 16,5569 (99%).

Banque 1	Banque 2	Retard	Test de la trace	
			Rang(Π)=0	Rang(Π)>0
TD CN	RY CN	1	15,093	3,485
TD CN	NA CN	1	27,945**	8,596
TD CN	CM CN	1	17,549	6,146
TD CN	BNS CN	1	21,590	10,111
TD CN	BMO CN	2	16,839	6,165
TD CN	BKIR ID	1	25,867*	9,536
TD CN	ALBK ID	3	18,397	6,962
TD CN	SAN SM	1	22,691	9,117
TD CN	BBVA SM	1	22,626	9,998
TD CN	POP SM	2	22,421	7,569
TD CN	SAB SM	1	19,027	7,333
TD CN	ETE GA	1	27,206**	9,91
TD CN	ALPHA GA	1	15,826	4,965
TD CN	TPEIR GA	1	23,691*	8,916
TD CN	EUROB GA	1	17,740	7,484
TD CN	BCP PL	2	24,889*	8,902
TD CN	BPI PL	2	17,735	7,122
TD CN	UCG IM	3	25,882**	9,623
TD CN	ISP IM	2	29,850**	9,754
TD CN	BMPS IM	1	23,423*	8,757
RY CN	NA CN	1	13,961	3,664
RY CN	CM CN	1	13,712	2,092
RY CN	BNS CN	1	15,893	1,947
RY CN	BMO CN	1	15,094	2,093
RY CN	BKIR ID	2	14,882	5,008
RY CN	ALBK ID	1	14,776	4,691
RY CN	SAN SM	1	11,531	3,324
RY CN	BBVA SM	1	12,714	3,121
RY CN	POP SM	1	18,497	5,544
RY CN	SAB SM	1	12,907	3,845
RY CN	ETE GA	1	12,874	4,588
RY CN	ALPHA GA	1	12,678	1,961

Banque 1	Banque 2	Retard	Test de la trace	
			Rang(Π)=0	Rang(Π)>0
RY CN	TPEIR GA	1	16,455	5,083
RY CN	EUROB GA	1	13,471	3,014
RY CN	BCP PL	2	11,716	5,411
RY CN	BPI PL	1	13,786	3,132
RY CN	UCG IM	1	16,973	5,732
RY CN	ISP IM	2	13,318	4,733
RY CN	BMPS IM	1	11,026	3,822
NA CN	CM CN	1	21,546	8,033
NA CN	BNS CN	1	18,244	7,878
NA CN	BMO CN	1	14,866	6,541
NA CN	BKIR ID	1	23,573*	9,654
NA CN	ALBK ID	1	16,307	7,305
NA CN	SAN SM	1	34,310**	5,581
NA CN	BBVA SM	2	24,018*	6,541
NA CN	POP SM	1	18,742	8,676
NA CN	SAB SM	1	21,898	4,94
NA CN	ETE GA	1	25,203*	6,13
NA CN	ALPHA GA	1	18,275	5,227
NA CN	TPEIR GA	1	24,729*	7,437
NA CN	EUROB GA	1	17,919	7,239
NA CN	BCP PL	1	24,993*	5,385
NA CN	BPI PL	1	24,768*	5,279
NA CN	UCG IM	1	27,552**	7,226
NA CN	ISP IM	1	27,953**	6,367
NA CN	BMPS IM	1	28,008**	8,583
CM CN	BNS CN	1	27,623**	7,797
CM CN	BMO CN	2	19,305	7,118
CM CN	BKIR ID	2	26,493**	9,766
CM CN	ALBK ID	1	18,779	5,82
CM CN	SAN SM	1	29,961**	7,52
CM CN	BBVA SM	1	20,680	8,253
CM CN	POP SM	1	21,499	3,812
CM CN	SAB SM	1	26,070**	7,841
CM CN	ETE GA	1	26,340**	8,43
CM CN	ALPHA GA	3	23,493*	6,927
CM CN	TPEIR GA	1	27,629**	5,827
CM CN	EUROB GA	2	21,961	8,9
CM CN	BCP PL	1	23,056	8,545
CM CN	BPI PL	1	30,262**	4,479
CM CN	UCG IM	1	20,060	7,686
CM CN	ISP IM	1	27,224**	9,118
CM CN	BMPS IM	1	22,853	7,254
BNS CN	BMO CN	1	15,779	5,785
BNS CN	BKIR ID	1	23,509*	10,271
BNS CN	ALBK ID	1	18,526	6,094
BNS CN	SAN SM	1	30,259**	6,125
BNS CN	BBVA SM	1	19,723	7,617
BNS CN	POP SM	1	21,960	7,62

Banque 1	Banque 2	Retard	Test de la trace	
			Rang(Π)=0	Rang(Π)>0
BNS CN	SAB SM	1	21,385	7,291
BNS CN	ETE GA	1	31,122**	7,246
BNS CN	ALPHA GA	1	25,062*	5,721
BNS CN	TPEIR GA	1	27,273**	9,222
BNS CN	EUROB GA	1	25,747*	9,08
BNS CN	BCP PL	1	24,427*	6,55
BNS CN	BPI PL	1	29,879**	4,932
BNS CN	UCG IM	1	26,921**	9,211
BNS CN	ISP IM	1	40,984**	7,279
BNS CN	BMPS IM	1	19,536	6,592
BMO CN	BKIR ID	1	21,324	5,814
BMO CN	ALBK ID	1	22,402	4,702
BMO CN	SAN SM	1	18,959	7,537
BMO CN	BBVA SM	1	17,924	7,681
BMO CN	POP SM	2	26,071**	6,172
BMO CN	SAB SM	1	13,713	5,872
BMO CN	ETE GA	1	14,899	6,801
BMO CN	ALPHA GA	1	15,481	4,664
BMO CN	TPEIR GA	1	18,666	6,915
BMO CN	EUROB GA	1	14,859	6,66
BMO CN	BCP PL	1	20,594	7,066
BMO CN	BPI PL	1	34,351**	6,394
BMO CN	UCG IM	1	17,595	6,509
BMO CN	ISP IM	1	18,397	8,512
BMO CN	BMPS IM	1	15,428	3,545
BKIR ID	ALBK ID	1	15,998	6,806
BKIR ID	SAN SM	1	21,245	9,929
BKIR ID	BBVA SM	2	24,989*	9,697
BKIR ID	POP SM	1	17,974	5,296
BKIR ID	SAB SM	1	16,857	6,77
BKIR ID	ETE GA	1	21,952	5,585
BKIR ID	ALPHA GA	1	16,711	6,001
BKIR ID	TPEIR GA	1	27,961**	6,107
BKIR ID	EUROB GA	3	22,120	4,937
BKIR ID	BCP PL	1	21,797	5,537
BKIR ID	BPI PL	1	15,503	6,65
BKIR ID	UCG IM	1	20,395	8,839
BKIR ID	ISP IM	1	18,476	6,696
BKIR ID	BMPS IM	1	13,832	5,211
ALBK ID	SAN SM	1	14,561	5,207
ALBK ID	BBVA SM	1	18,160	7,965
ALBK ID	POP SM	1	17,152	5,668
ALBK ID	SAB SM	1	13,619	5,047
ALBK ID	ETE GA	1	15,678	6,228
ALBK ID	ALPHA GA	1	13,222	5,635
ALBK ID	TPEIR GA	1	20,104	6,388
ALBK ID	EUROB GA	1	14,242	5,59
ALBK ID	BCP PL	1	14,807	4,276

Banque 1	Banque 2	Retard	Test de la trace	
			Rang(Π)=0	Rang(Π)>0
ALBK ID	BPI PL	1	17,242	4,804
ALBK ID	UCG IM	1	17,390	6,067
ALBK ID	ISP IM	1	14,034	6,823
ALBK ID	BMPS IM	1	13,735	5,122
SAN SM	BBVA SM	1	11,390	3,701
SAN SM	POP SM	1	20,700	5,831
SAN SM	SAB SM	1	19,595	5,731
SAN SM	ETE GA	1	26,508**	6,553
SAN SM	ALPHA GA	1	22,247	4,995
SAN SM	TPEIR GA	1	23,390*	6,342
SAN SM	EUROB GA	1	21,542	7,853
SAN SM	BCP PL	2	26,471**	8,569
SAN SM	BPI PL	1	19,544	6,176
SAN SM	UCG IM	1	19,772	5,661
SAN SM	ISP IM	2	26,639**	6,965
SAN SM	BMPS IM	1	17,716	6,032
BBVA SM	POP SM	1	19,765	6,652
BBVA SM	SAB SM	1	17,018	6,118
BBVA SM	ETE GA	1	26,573**	6,848
BBVA SM	ALPHA GA	1	14,786	4,603
BBVA SM	TPEIR GA	1	22,204	8,172
BBVA SM	EUROB GA	1	18,152	6,845
BBVA SM	BCP PL	2	46,206**	6,971
BBVA SM	BPI PL	1	14,809	5,892
BBVA SM	UCG IM	1	17,534	6,109
BBVA SM	ISP IM	2	18,733	7,742
BBVA SM	BMPS IM	1	16,406	6,633
POP SM	SAB SM	1	20,172	6,686
POP SM	ETE GA	1	21,310	3,655
POP SM	ALPHA GA	1	23,800*	2,391
POP SM	TPEIR GA	1	28,332**	5,223
POP SM	EUROB GA	1	23,058	4,475
POP SM	BCP PL	1	21,639	4,046
POP SM	BPI PL	1	19,673	8,044
POP SM	UCG IM	1	22,151	9,69
POP SM	ISP IM	1	18,333	6,638
POP SM	BMPS IM	1	17,835	5,71
SAB SM	ETE GA	1	20,433	5,235
SAB SM	ALPHA GA	1	24,128*	4,822
SAB SM	TPEIR GA	1	25,568*	7,179
SAB SM	EUROB GA	2	19,767	4,631
SAB SM	BCP PL	1	17,460	5,393
SAB SM	BPI PL	1	20,072	5,366
SAB SM	UCG IM	1	16,877	6,351
SAB SM	ISP IM	1	18,689	5,659
SAB SM	BMPS IM	1	12,708	4,7
ETE GA	ALPHA GA	1	15,013	4,532
ETE GA	TPEIR GA	2	21,837	6,903

Banque 1	Banque 2	Retard	Test de la trace	
			Rang(Π)=0	Rang(Π)>0
ETE GA	EUROB GA	1	13,647	5,067
ETE GA	BCP PL	1	28,833**	7,62
ETE GA	BPI PL	1	20,583	4,591
ETE GA	UCG IM	1	26,736**	7,082
ETE GA	ISP IM	1	22,984	5,709
ETE GA	BMPS IM	1	16,617	5,367
ALPHA GA	TPEIR GA	1	15,647	2,577
ALPHA GA	EUROB GA	1	14,886	4,675
ALPHA GA	BCP PL	1	22,122	7,44
ALPHA GA	BPI PL	1	25,819*	3,156
ALPHA GA	UCG IM	1	16,941	5,528
ALPHA GA	ISP IM	1	15,680	5,123
ALPHA GA	BMPS IM	1	10,923	3,86
TPEIR GA	EUROB GA	1	18,011	4,832
TPEIR GA	BCP PL	1	27,267**	10,511
TPEIR GA	BPI PL	1	23,411*	5,525
TPEIR GA	UCG IM	1	27,483**	9,36
TPEIR GA	ISP IM	1	25,992**	6,609
TPEIR GA	BMPS IM	1	18,628	5,868
EUROB GA	BCP PL	1	16,701	5,918
EUROB GA	BPI PL	1	19,825	4,832
EUROB GA	UCG IM	1	19,207	7,623
EUROB GA	ISP IM	1	20,007	5,998
EUROB GA	BMPS IM	1	11,720	5,177
BCP PL	BPI PL	3	16,760	4,622
BCP PL	UCG IM	1	22,550	6,058
BCP PL	ISP IM	1	16,022	5,835
BCP PL	BMPS IM	1	15,113	5,427
BPI PL	UCG IM	1	24,451*	8,431
BPI PL	ISP IM	2	18,685	5,875
BPI PL	BMPS IM	1	10,751	3,326
UCG IM	ISP IM	1	21,744	6,904
UCG IM	BMPS IM	1	18,795	5,588
ISP IM	BMPS IM	0	13,572	6,161

Tableau 29 : Tests de la trace de Johansen (1988, 1991) entre les D-Sibs canadiennes et des pays PIIGS pour la sous-période 2

Le tableau 29 présente les résultats du test de la trace de Johansen (1988, 1991) entre les *D-Sibs* canadiennes et des pays PIIGS pour la sous-période 2 comprenant 141 observations/variable. Pour chacune *paire* de banques, nous avons modélisé un processus VAR à deux variables, dont le nombre de retards, nécessaire pour éliminer l'autocorrélation des résidus, est déterminé à partir d'une statistique LR. Nous avons estimé ce modèle VECM : $\Delta Y_t = \mu_0 + \alpha(\beta' Y_{t-1} + \rho_1 t) + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + U_t$. Le test de la trace consiste à déterminer le rang, (r), de la matrice Π pour $r=0, 1, \dots, (g-1)$. Il y a deux variables endogènes, cela revient à tester $r=0$ et $r=1$, exprimé comme étant $r>0$. "****", "***", "**" indiquent que la statistique de la trace est significative à un niveau de confiance de 99%, 95% et 90%. Pour $\text{rang}(\Pi)=0$, les valeurs

critiques sont de les valeurs critiques sont de 23,3427 (90%), 25,8723 (95%) et 31,1526 (99%). Pour $\text{rang}(\Pi) > 0$, les valeurs critiques sont de 10,6662 (90%), 12,5174 (95%) et 16,5569 (99%).

Banque 1	Banque 2	Retard	Test de la trace	
			Rang(Π)=0	Rang(Π)>0
TD CN	RY CN	1	13,607	4,334
TD CN	NA CN	1	9,659	3,040
TD CN	CM CN	3	17,138	3,597
TD CN	BNS CN	1	17,564	5,439
TD CN	BMO CN	2	17,937	3,972
TD CN	BKIR ID	1	18,195	6,819
TD CN	ALBK ID	1	18,632	6,309
TD CN	SAN SM	1	18,403	4,317
TD CN	BBVA SM	1	20,603	7,146
TD CN	POP SM	1	18,333	6,891
TD CN	SAB SM	1	15,891	7,156
TD CN	ETE GA	1	20,905	2,714
TD CN	ALPHA GA	1	21,660	4,527
TD CN	TPEIR GA	1	20,869	7,016
TD CN	EUROB GA	1	25,853*	4,980
TD CN	BCP PL	1	20,409	4,380
TD CN	BPI PL	1	23,995*	7,560
TD CN	UCG IM	1	16,252	5,266
TD CN	ISP IM	1	23,037	5,251
TD CN	BMPS IM	1	23,214	10,494
RY CN	NA CN	1	10,847	4,361
RY CN	CM CN	1	13,725	3,398
RY CN	BNS CN	1	22,331	4,196
RY CN	BMO CN	3	26,648**	3,221
RY CN	BKIR ID	2	20,339	6,336
RY CN	ALBK ID	1	13,931	5,081
RY CN	SAN SM	1	14,257	4,302
RY CN	BBVA SM	1	16,745	6,795
RY CN	POP SM	1	14,879	7,013
RY CN	SAB SM	1	16,251	6,503
RY CN	ETE GA	1	11,589	3,606
RY CN	ALPHA GA	1	13,093	5,250
RY CN	TPEIR GA	1	15,803	6,078
RY CN	EUROB GA	1	12,104	4,616
RY CN	BCP PL	1	16,273	3,836
RY CN	BPI PL	1	21,948	4,773
RY CN	UCG IM	1	19,108	5,185
RY CN	ISP IM	1	20,513	4,788
RY CN	BMPS IM	1	23,994*	9,201
NA CN	CM CN	1	9,816	3,663
NA CN	BNS CN	1	12,101	5,091
NA CN	BMO CN	2	10,157	3,413
NA CN	BKIR ID	1	14,937	4,480
NA CN	ALBK ID	1	14,979	4,779
NA CN	SAN SM	1	14,663	4,654

Banque 1	Banque 2	Retard	Test de la trace	
			Rang(Π)=0	Rang(Π)>0
NA CN	BBVA SM	1	17,085	5,410
NA CN	POP SM	1	15,344	5,596
NA CN	SAB SM	1	15,760	7,541
NA CN	ETE GA	1	8,396	2,746
NA CN	ALPHA GA	1	11,121	3,999
NA CN	TPEIR GA	1	12,443	4,982
NA CN	EUROB GA	1	10,305	4,313
NA CN	BCP PL	1	12,353	3,510
NA CN	BPI PL	1	18,754	4,996
NA CN	UCG IM	1	11,887	5,262
NA CN	ISP IM	1	11,157	4,762
NA CN	BMPS IM	1	19,859	5,135
CM CN	BNS CN	1	18,878	3,400
CM CN	BMO CN	1	16,071	3,314
CM CN	BKIR ID	1	13,103	4,789
CM CN	ALBK ID	1	12,633	4,574
CM CN	SAN SM	1	10,710	3,655
CM CN	BBVA SM	1	13,140	4,934
CM CN	POP SM	1	12,992	5,167
CM CN	SAB SM	1	14,298	4,512
CM CN	ETE GA	1	14,030	4,042
CM CN	ALPHA GA	1	11,108	3,385
CM CN	TPEIR GA	1	16,288	3,184
CM CN	EUROB GA	1	11,180	3,790
CM CN	BCP PL	1	16,705	3,424
CM CN	BPI PL	1	25,788*	4,155
CM CN	UCG IM	1	14,419	5,155
CM CN	ISP IM	1	19,112	4,816
CM CN	BMPS IM	1	25,546*	10,316
BNS CN	BMO CN	3	19,079	3,143
BNS CN	BKIR ID	1	17,232	7,447
BNS CN	ALBK ID	1	17,811	6,983
BNS CN	SAN SM	1	19,514	4,154
BNS CN	BBVA SM	1	22,455	6,919
BNS CN	POP SM	1	20,062	6,710
BNS CN	SAB SM	1	19,248	6,186
BNS CN	ETE GA	1	17,355	3,657
BNS CN	ALPHA GA	1	15,841	4,641
BNS CN	TPEIR GA	1	21,554	5,669
BNS CN	EUROB GA	1	15,918	4,397
BNS CN	BCP PL	1	15,786	3,898
BNS CN	BPI PL	1	22,398	8,314
BNS CN	UCG IM	1	20,540	5,095
BNS CN	ISP IM	1	22,243	4,637
BNS CN	BMPS IM	1	26,716**	9,249
BMO CN	BKIR ID	1	14,585	5,514
BMO CN	ALBK ID	1	15,023	5,925
BMO CN	SAN SM	1	12,548	4,550

Banque 1	Banque 2	Retard	Test de la trace	
			Rang(Π)=0	Rang(Π)>0
BMO CN	BBVA SM	1	18,061	7,739
BMO CN	POP SM	1	15,980	7,097
BMO CN	SAB SM	1	17,166	6,965
BMO CN	ETE GA	1	13,636	3,985
BMO CN	ALPHA GA	1	11,040	4,553
BMO CN	TPEIR GA	1	15,617	6,396
BMO CN	EUROB GA	1	11,585	4,005
BMO CN	BCP PL	2	17,128	3,362
BMO CN	BPI PL	1	23,434*	8,716
BMO CN	UCG IM	1	17,340	5,175
BMO CN	ISP IM	1	18,986	4,608
BMO CN	BMPS IM	1	29,46**	9,533
BKIR ID	ALBK ID	3	22,213	7,299
BKIR ID	SAN SM	1	16,211	6,929
BKIR ID	BBVA SM	1	19,003	7,616
BKIR ID	POP SM	2	28,247**	8,780
BKIR ID	SAB SM	2	19,948	8,270
BKIR ID	ETE GA	1	13,548	6,191
BKIR ID	ALPHA GA	1	19,867	7,396
BKIR ID	TPEIR GA	1	20,465	7,141
BKIR ID	EUROB GA	1	17,715	6,668
BKIR ID	BCP PL	2	17,383	6,220
BKIR ID	BPI PL	1	22,871	4,129
BKIR ID	UCG IM	1	22,458	7,404
BKIR ID	ISP IM	1	24,058*	6,996
BKIR ID	BMPS IM	2	19,712	3,978
ALBK ID	SAN SM	1	18,121	6,046
ALBK ID	BBVA SM	1	22,732	8,457
ALBK ID	POP SM	1	24,374*	8,061
ALBK ID	SAB SM	1	19,104	7,732
ALBK ID	ETE GA	1	12,821	5,424
ALBK ID	ALPHA GA	1	19,842	6,791
ALBK ID	TPEIR GA	1	21,100	8,559
ALBK ID	EUROB GA	1	17,780	7,089
ALBK ID	BCP PL	2	15,509	5,601
ALBK ID	BPI PL	1	21,120	4,634
ALBK ID	UCG IM	4	18,124	6,815
ALBK ID	ISP IM	1	23,313	5,797
ALBK ID	BMPS IM	3	22,543	4,499
SAN SM	BBVA SM	1	20,682	7,289
SAN SM	POP SM	1	17,833	7,031
SAN SM	SAB SM	1	17,189	5,245
SAN SM	ETE GA	1	13,850	4,511
SAN SM	ALPHA GA	1	20,203	4,432
SAN SM	TPEIR GA	1	21,940	4,470
SAN SM	EUROB GA	2	15,005	4,048
SAN SM	BCP PL	1	10,444	4,392
SAN SM	BPI PL	1	18,830	5,144

Banque 1	Banque 2	Retard	Test de la trace	
			Rang(Π)=0	Rang(Π)>0
SAN SM	UCG IM	1	16,998	4,609
SAN SM	ISP IM	1	15,796	4,674
SAN SM	BMPS IM	1	18,807	5,522
BBVA SM	POP SM	1	19,519	6,973
BBVA SM	SAB SM	1	15,931	7,146
BBVA SM	ETE GA	1	16,157	7,491
BBVA SM	ALPHA GA	1	21,175	6,391
BBVA SM	TPEIR GA	1	21,701	5,942
BBVA SM	EUROB GA	2	17,682	4,833
BBVA SM	BCP PL	1	12,890	5,697
BBVA SM	BPI PL	1	18,148	4,649
BBVA SM	UCG IM	1	25,736*	7,080
BBVA SM	ISP IM	1	22,965	6,708
BBVA SM	BMPS IM	2	21,585	5,332
POP SM	SAB SM	1	17,072	7,306
POP SM	ETE GA	1	13,448	6,405
POP SM	ALPHA GA	1	23,806*	5,531
POP SM	TPEIR GA	1	24,016*	6,027
POP SM	EUROB GA	1	16,374	6,656
POP SM	BCP PL	1	12,083	4,820
POP SM	BPI PL	1	19,059	3,400
POP SM	UCG IM	2	25,739*	6,915
POP SM	ISP IM	2	17,898	6,920
POP SM	BMPS IM	1	19,749	5,607
SAB SM	ETE GA	1	13,237	4,873
SAB SM	ALPHA GA	1	14,822	6,289
SAB SM	TPEIR GA	2	16,978	7,883
SAB SM	EUROB GA	1	13,078	5,154
SAB SM	BCP PL	2	12,229	3,685
SAB SM	BPI PL	1	19,308	5,234
SAB SM	UCG IM	1	33,091**	7,485
SAB SM	ISP IM	2	15,866	6,901
SAB SM	BMPS IM	1	19,737	6,365
ETE GA	ALPHA GA	1	10,423	3,474
ETE GA	TPEIR GA	1	17,735	6,476
ETE GA	EUROB GA	2	15,444	5,213
ETE GA	BCP PL	1	15,615	4,115
ETE GA	BPI PL	1	18,686	5,947
ETE GA	UCG IM	1	11,702	5,485
ETE GA	ISP IM	1	16,476	4,953
ETE GA	BMPS IM	1	20,987	7,415
ALPHA GA	TPEIR GA	1	19,345	6,319
ALPHA GA	EUROB GA	2	12,272	3,604
ALPHA GA	BCP PL	1	15,236	2,477
ALPHA GA	BPI PL	1	18,370	7,329
ALPHA GA	UCG IM	1	14,497	5,815
ALPHA GA	ISP IM	1	21,194	4,875
ALPHA GA	BMPS IM	1	18,211	5,662

Banque 1	Banque 2	Retard	Test de la trace	
			Rang(Π)=0	Rang(Π)>0
TPEIR GA	EUROB GA	1	20,542	4,391
TPEIR GA	BCP PL	1	17,062	5,208
TPEIR GA	BPI PL	1	22,666	9,217
TPEIR GA	UCG IM	1	18,997	6,965
TPEIR GA	ISP IM	1	28,692**	5,163
TPEIR GA	BMPS IM	1	19,741	7,027
EUROB GA	BCP PL	1	16,701	5,844
EUROB GA	BPI PL	1	18,425	4,747
EUROB GA	UCG IM	1	13,561	5,912
EUROB GA	ISP IM	1	17,015	5,253
EUROB GA	BMPS IM	1	19,118	6,795
BCP PL	BPI PL	1	19,988	4,931
BCP PL	UCG IM	1	13,714	5,389
BCP PL	ISP IM	2	13,868	4,758
BCP PL	BMPS IM	1	22,556	10,449
BPI PL	UCG IM	1	19,720	6,207
BPI PL	ISP IM	1	23,494*	5,895
BPI PL	BMPS IM	1	29,595**	8,599
UCG IM	ISP IM	1	23,684*	4,952
UCG IM	BMPS IM	1	24,809*	7,634
ISP IM	BMPS IM	1	22,304	6,520

Tableau 30 : Tests de la trace de Johansen (1988, 1991) entre les D-Sibs canadiennes et des pays PIIGS pour la sous-période 3

Le tableau 30 présente les résultats du test de la trace de Johansen (1988, 1991) entre les *D-Sibs* canadiennes et des pays PIIGS pour la sous-période 3 comprenant 68 observations/variable. Pour chacune *paire* de banques, nous avons modélisé un processus VAR à deux variables, dont le nombre de retards, nécessaire pour éliminer l'autocorrélation des résidus, est déterminé à partir d'une statistique LR. Nous avons estimé ce modèle VECM : $\Delta Y_t = \mu_0 + \alpha(\beta'Y_{t-1} + \rho_1 t) + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + U_t$. Le test de la trace consiste à déterminer le rang, (r), de la matrice Π pour r=0, 1, ..., (g-1). Il y a deux variables endogènes, cela revient à tester r=0 et r=1, exprimé comme étant r>0. "****", "***", **" indiquent que la statistique de la trace est significative à un niveau de confiance de 99%, 95% et 90%. Pour rang(Π)=0, les valeurs critiques sont de les valeurs critiques sont de 23,3427 (90%), 25,8723 (95%) et 31,1526 (99%). Pour rang(Π)>0, les valeurs critiques sont de 10,6662 (90%), 12,5174 (95%) et 16,5569 (99%).

Banque 1	Banque 2	Retard	Test de la trace	
			Rang(Π)=0	Rang(Π)>0
TD CN	RY CN	1	20,160	9,536
TD CN	NA CN	1	19,581	7,505
TD CN	CM CN	1	24,791*	7,336
TD CN	BNS CN	1	20,16**	9,185
TD CN	BMO CN	1	23,503*	9,598
TD CN	BKIR ID	1	24,902*	9,015
TD CN	ALBK ID	1	23,833*	10,652

Banque 1	Banque 2	Retard	Test de la trace	
			Rang(Π)=0	Rang(Π)>0
TD CN	SAN SM	1	25,459*	7,991
TD CN	BBVA SM	1	22,924	7,369
TD CN	CABK SM	1	19,455	6,694
TD CN	POP SM	2	22,210	8,748
TD CN	SAB SM	1	18,084	5,378
TD CN	ETE GA	2	25,078*	8,935
TD CN	ALPHA GA	1	25,592*	8,504
TD CN	TPEIR GA	2	16,915	6,597
TD CN	EUROB GA	1	25,316*	9,215
TD CN	BCP PL	1	18,758	6,086
TD CN	BPI PL	1	17,448	6,949
TD CN	UCG IM	1	23,522*	9,29
TD CN	ISP IM	1	22,837	5,146
TD CN	BMPS IM	1	18,372	8,446
RY CN	NA CN	1	22,845	8,251
RY CN	CM CN	1	22,665	6,169
RY CN	BNS CN	1	24,31*	5,809
RY CN	BMO CN	1	20,441	9,719
RY CN	BKIR ID	1	21,877	8,039
RY CN	ALBK ID	1	23,95*	9,755
RY CN	SAN SM	1	20,16**	7,576
RY CN	BBVA SM	1	25,777*	7,069
RY CN	CABK SM	1	21,549	5,344
RY CN	POP SM	2	23,926*	9,168
RY CN	SAB SM	1	20,952	7,979
RY CN	ETE GA	2	23,36*	7,047
RY CN	ALPHA GA	1	24,639*	7,945
RY CN	TPEIR GA	2	18,555	5,374
RY CN	EUROB GA	1	24,528*	8,038
RY CN	BCP PL	1	20,766	6,492
RY CN	BPI PL	1	17,693	6,105
RY CN	UCG IM	1	20,16**	8,049
RY CN	ISP IM	1	25,495*	5,155
RY CN	BMPS IM	1	21,110	8,176
NA CN	CM CN	1	21,595	6,456
NA CN	BNS CN	1	22,943	5,585
NA CN	BMO CN	1	22,033	8,762
NA CN	BKIR ID	1	19,832	7,556
NA CN	ALBK ID	1	21,158	8,063
NA CN	SAN SM	1	24,074*	6,947
NA CN	BBVA SM	1	23,369*	6,607
NA CN	CABK SM	1	23,844*	6,206
NA CN	POP SM	1	18,383	8,45
NA CN	SAB SM	1	20,816	8,743
NA CN	ETE GA	1	24,942*	6,575
NA CN	ALPHA GA	1	18,695	6,653
NA CN	TPEIR GA	1	20,800	5,96
NA CN	EUROB GA	1	21,236	7,017

Banque 1	Banque 2	Retard	Test de la trace	
			Rang(Π)=0	Rang(Π)>0
NA CN	BCP PL	1	18,888	4,833
NA CN	BPI PL	1	18,459	6,604
NA CN	UCG IM	1	22,929	7,378
NA CN	ISP IM	1	23,714*	4,963
NA CN	BMPS IM	1	21,953	7,492
CM CN	BNS CN	1	20,16**	8,7715
CM CN	BMO CN	1	21,734	5,922
CM CN	BKIR ID	1	22,629	8,207
CM CN	ALBK ID	1	21,614	6,765
CM CN	SAN SM	1	20,16**	9,103
CM CN	BBVA SM	1	25,03*	10,573
CM CN	CABK SM	2	20,383	8,718
CM CN	POP SM	2	24,082*	10,565
CM CN	SAB SM	1	20,475	3,756
CM CN	ETE GA	1	20,16**	10,533
CM CN	ALPHA GA	1	25,835*	9,737
CM CN	TPEIR GA	1	23,182	9,253
CM CN	EUROB GA	1	20,16**	9,514
CM CN	BCP PL	1	19,452	7,167
CM CN	BPI PL	1	18,570	6,314
CM CN	UCG IM	1	20,16**	10,581
CM CN	ISP IM	1	25,571*	8,963
CM CN	BMPS IM	1	19,362	6,801
BNS CN	BMO CN	1	20,16**	8,608
BNS CN	BKIR ID	1	24,12*	9,165
BNS CN	ALBK ID	1	20,16**	9,422
BNS CN	SAN SM	1	20,16**	9,507
BNS CN	BBVA SM	1	20,16**	9,885
BNS CN	CABK SM	1	25,622*	7,998
BNS CN	POP SM	1	23,632*	7,248
BNS CN	SAB SM	1	20,16**	6,018
BNS CN	ETE GA	1	20,16**	9,579
BNS CN	ALPHA GA	1	24,559*	9,58
BNS CN	TPEIR GA	1	23,124	7,703
BNS CN	EUROB GA	1	25,639*	10,233
BNS CN	BCP PL	1	24,311*	6,106
BNS CN	BPI PL	1	22,853	7,167
BNS CN	UCG IM	1	20,16**	8,356
BNS CN	ISP IM	1	20,16**	7,232
BNS CN	BMPS IM	1	24,292*	8,492
BMO CN	BKIR ID	1	20,16**	8,854
BMO CN	ALBK ID	1	23,267	9,613
BMO CN	SAN SM	2	22,336	4,9
BMO CN	BBVA SM	2	17,677	4,661
BMO CN	CABK SM	1	20,520	6,577
BMO CN	POP SM	2	21,505	6,753
BMO CN	SAB SM	1	18,745	6,655
BMO CN	ETE GA	2	21,952	6,554

Banque 1	Banque 2	Retard	Test de la trace	
			Rang(Π)=0	Rang(Π)>0
BMO CN	ALPHA GA	1	23,883*	8,349
BMO CN	TPEIR GA	2	14,386	5,032
BMO CN	EUROB GA	1	20,16**	8,65
BMO CN	BCP PL	1	19,305	5,86
BMO CN	BPI PL	1	19,650	8,371
BMO CN	UCG IM	1	20,16**	9,309
BMO CN	ISP IM	2	19,563	4,398
BMO CN	BMPS IM	1	20,549	8,711
BKIR ID	ALBK ID	1	14,097	9,302
BKIR ID	SAN SM	1	14,028	6,311
BKIR ID	BBVA SM	1	9,543	5,419
BKIR ID	CABK SM	2	13,913	6,216
BKIR ID	POP SM	1	11,844	5,15
BKIR ID	SAB SM	1	12,775	3,582
BKIR ID	ETE GA	1	22,607	7,074
BKIR ID	ALPHA GA	1	11,995	7,149
BKIR ID	TPEIR GA	1	12,185	7,947
BKIR ID	EUROB GA	1	17,473	8,349
BKIR ID	BCP PL	2	12,085	5,899
BKIR ID	BPI PL	1	10,025	7,27
BKIR ID	UCG IM	1	14,492	8,969
BKIR ID	ISP IM	1	13,306	2,89
BKIR ID	BMPS IM	1	8,468	6,736
ALBK ID	SAN SM	1	20,326	5,495
ALBK ID	BBVA SM	1	15,484	4,739
ALBK ID	CABK SM	2	19,029	4,722
ALBK ID	POP SM	2	24,004*	7,858
ALBK ID	SAB SM	1	17,203	3,757
ALBK ID	ETE GA	1	20,16**	6,181
ALBK ID	ALPHA GA	1	16,714	5,742
ALBK ID	TPEIR GA	1	25,105*	8,701
ALBK ID	EUROB GA	1	23,281	9,588
ALBK ID	BCP PL	2	17,605	4,865
ALBK ID	BPI PL	1	16,030	5,556
ALBK ID	UCG IM	2	21,709	6,238
ALBK ID	ISP IM	1	18,267	3,112
ALBK ID	BMPS IM	1	16,751	5,926
SAN SM	BBVA SM	1	17,150	5,539
SAN SM	CABK SM	2	22,760	10,157
SAN SM	POP SM	1	19,397	4,925
SAN SM	SAB SM	1	24,193*	3,634
SAN SM	ETE GA	1	23,123	9,39
SAN SM	ALPHA GA	1	18,952	8,795
SAN SM	TPEIR GA	1	20,660	9,091
SAN SM	EUROB GA	1	20,349	7,427
SAN SM	BCP PL	2	20,857	5,805
SAN SM	BPI PL	1	17,368	5,988
SAN SM	UCG IM	1	20,16**	8,582

Banque 1	Banque 2	Retard	Test de la trace	
			Rang(Π)=0	Rang(Π)>0
SAN SM	ISP IM	1	21,389	4,869
SAN SM	BMPS IM	1	20,191	6,237
BBVA SM	CABK SM	2	17,293	5,201
BBVA SM	POP SM	1	15,230	5,159
BBVA SM	SAB SM	1	21,747	3,895
BBVA SM	ETE GA	1	19,168	5,998
BBVA SM	ALPHA GA	1	14,997	6,538
BBVA SM	TPEIR GA	1	17,197	7,026
BBVA SM	EUROB GA	1	15,741	5,104
BBVA SM	BCP PL	2	20,412	8,171
BBVA SM	BPI PL	1	15,468	4,313
BBVA SM	UCG IM	1	21,956	7,811
BBVA SM	ISP IM	1	24,077*	4,192
BBVA SM	BMPS IM	2	22,580	7,896
CABK SM	POP SM	2	20,712	6,661
CABK SM	SAB SM	2	22,326	4,581
CABK SM	ETE GA	2	21,309	7,279
CABK SM	ALPHA GA	2	19,030	6,316
CABK SM	TPEIR GA	2	18,273	5,674
CABK SM	EUROB GA	2	19,569	6,803
CABK SM	BCP PL	2	22,710	6,634
CABK SM	BPI PL	1	22,522	8,557
CABK SM	UCG IM	2	18,958	6,052
CABK SM	ISP IM	2	20,025	6,585
CABK SM	BMPS IM	2	17,377	4,023
POP SM	SAB SM	1	14,535	3,449
POP SM	ETE GA	2	20,16**	10,219
POP SM	ALPHA GA	1	20,039	5,996
POP SM	TPEIR GA	1	21,622	5,09
POP SM	EUROB GA	1	23,059	5,173
POP SM	BCP PL	2	24,32*	10,404
POP SM	BPI PL	2	24,19*	9,286
POP SM	UCG IM	1	24,224*	4,153
POP SM	ISP IM	1	19,587	4,218
POP SM	BMPS IM	2	14,418	5,108
SAB SM	ETE GA	1	20,16**	3,512
SAB SM	ALPHA GA	1	18,924	3,64
SAB SM	TPEIR GA	1	22,815	3,729
SAB SM	EUROB GA	1	20,543	3,641
SAB SM	BCP PL	1	24,605*	5,059
SAB SM	BPI PL	1	17,260	3,629
SAB SM	UCG IM	1	20,16**	3,601
SAB SM	ISP IM	1	25,153*	3,91
SAB SM	BMPS IM	2	14,355	4,085
ETE GA	ALPHA GA	1	20,16**	8,547
ETE GA	TPEIR GA	2	22,702	8,118
ETE GA	EUROB GA	1	20,16**	8,96
ETE GA	BCP PL	2	24,23*	9,879

Banque 1	Banque 2	Retard	Test de la trace	
			Rang(Π)=0	Rang(Π)>0
ETE GA	BPI PL	1	24,178*	8,638
ETE GA	UCG IM	2	22,504	7,726
ETE GA	ISP IM	1	21,007	5,75
ETE GA	BMPS IM	1	20,912	5,884
ALPHA GA	TPEIR GA	1	20,16**	6,543
ALPHA GA	EUROB GA	1	24,338*	10,546
ALPHA GA	BCP PL	1	19,465	8,037
ALPHA GA	BPI PL	1	21,662	8,974
ALPHA GA	UCG IM	2	21,196	9,203
ALPHA GA	ISP IM	1	20,064	6,584
ALPHA GA	BMPS IM	1	16,867	6,445
TPEIR GA	EUROB GA	1	22,892	9,359
TPEIR GA	BCP PL	1	20,367	8,867
TPEIR GA	BPI PL	1	18,913	8,451
TPEIR GA	UCG IM	1	21,223	8,617
TPEIR GA	ISP IM	1	19,319	4,318
TPEIR GA	BMPS IM	1	17,658	6,158
EUROB GA	BCP PL	1	18,960	7,223
EUROB GA	BPI PL	1	19,472	9,396
EUROB GA	UCG IM	1	21,488	8,76
EUROB GA	ISP IM	1	18,451	4,406
EUROB GA	BMPS IM	1	16,238	6,313
BCP PL	BPI PL	1	17,506	7,399
BCP PL	UCG IM	2	19,953	7,989
BCP PL	ISP IM	2	22,412	6,786
BCP PL	BMPS IM	1	20,16**	7,186
BPI PL	UCG IM	2	19,381	7,12
BPI PL	ISP IM	1	19,368	5,655
BPI PL	BMPS IM	1	17,738	5,092
UCG IM	ISP IM	1	22,438	3,186
UCG IM	BMPS IM	1	18,843	6,739
ISP IM	BMPS IM	1	20,16**	5,504

Tableau 31 : Test de la trace de Johansen (1988, 1991) entre les D-Sibs canadiennes et des pays PIIGS pour la sous-période 4

Le tableau 31 présente les résultats du test de la trace de Johansen (1988, 1991) entre les *D-Sibs* canadiennes et des pays PIIGS pour la sous-période 4 comprenant 121 observations/variable. Pour chacune *paire* de banques, nous avons modélisé un processus VAR à deux variables, dont le nombre de retards, nécessaire pour éliminer l'autocorrélation des résidus, est déterminé à partir d'une statistique LR. Nous avons estimé ce modèle VECM : $\Delta Y_t = \mu_0 + \alpha(\beta' Y_{t-1} + \rho_1 t) + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + U_t$. Le test de la trace consiste à déterminer le rang, (r), de la matrice Π pour $r=0, 1, \dots, (g-1)$. Il y a deux variables endogènes, cela revient à tester $r=0$ et $r=1$, exprimé comme étant $r>0$. "****", "***", **" indiquent que la statistique de la trace est significative à un niveau de confiance de 99%, 95% et 90%. Pour $\text{rang}(\Pi)=0$, les valeurs critiques sont de les valeurs critiques sont de 23,3427 (90%), 25,8723 (95%) et 31,1526 (99%). Pour $\text{rang}(\Pi)>0$, les valeurs critiques sont de 10,6662 (90%), 12,5174 (95%) et 16,5569 (99%).

Banque 1	Banque 2	Retard	Test de la trace	
			Rang(Π)=0	Rang(Π)>0
TD CN	RY CN	1	14,763	3,967
TD CN	NA CN	1	12,644	4,286
TD CN	CM CN	1	11,274	4,545
TD CN	BNS CN	1	12,647	4,634
TD CN	BMO CN	1	26,621**	5,341
TD CN	BKIR ID	1	11,703	3,563
TD CN	ALBK ID	1	12,454	4,320
TD CN	SAN SM	1	19,714	5,618
TD CN	BBVA SM	1	21,692	5,561
TD CN	CABK SM	1	9,651	2,044
TD CN	POP SM	1	16,700	6,227
TD CN	SAB SM	2	21,413	6,259
TD CN	ETE GA	1	18,949	3,650
TD CN	ALPHA GA	1	16,551	3,963
TD CN	TPEIR GA	1	16,532	3,762
TD CN	EUROB GA	1	15,954	3,668
TD CN	BCP PL	2	12,099	3,191
TD CN	BPI PL	1	10,814	3,627
TD CN	UCG IM	1	12,093	5,119
TD CN	ISP IM	1	21,033	5,150
TD CN	BMPS IM	1	14,730	4,073
RY CN	NA CN	1	7,974	3,251
RY CN	CM CN	1	9,842	3,066
RY CN	BNS CN	1	9,085	3,816
RY CN	BMO CN	1	21,272	5,153
RY CN	BKIR ID	1	10,750	3,499
RY CN	ALBK ID	1	11,404	3,119
RY CN	SAN SM	1	15,209	3,642
RY CN	BBVA SM	1	20,432	4,636
RY CN	CABK SM	1	11,416	2,206
RY CN	POP SM	1	17,419	3,853
RY CN	SAB SM	2	25,36*	3,890
RY CN	ETE GA	1	12,215	3,139

Banque 1	Banque 2	Retard	Test de la trace	
			Rang(Π)=0	Rang(Π)>0
RY CN	ALPHA GA	1	10,989	3,669
RY CN	TPEIR GA	1	9,891	3,294
RY CN	EUROB GA	1	9,330	3,550
RY CN	BCP PL	2	8,208	2,806
RY CN	BPI PL	1	6,356	2,257
RY CN	UCG IM	1	7,455	2,701
RY CN	ISP IM	1	18,559	5,606
RY CN	BMPS IM	1	7,384	3,064
NA CN	CM CN	1	9,842	3,066
NA CN	BNS CN	1	9,085	3,816
NA CN	BMO CN	1	21,272	5,153
NA CN	BKIR ID	1	10,750	3,499
NA CN	ALBK ID	1	11,404	3,119
NA CN	SAN SM	1	15,209	3,642
NA CN	BBVA SM	1	20,432	4,636
NA CN	CABK SM	1	11,416	2,206
NA CN	POP SM	1	17,419	3,853
NA CN	SAB SM	2	25,36*	3,890
NA CN	ETE GA	1	12,215	3,139
NA CN	ALPHA GA	1	10,989	3,669
NA CN	TPEIR GA	1	9,891	3,294
NA CN	EUROB GA	1	9,330	3,550
NA CN	BCP PL	2	8,208	2,806
NA CN	BPI PL	1	6,356	2,257
NA CN	UCG IM	1	7,455	2,701
NA CN	ISP IM	1	18,559	5,606
NA CN	BMPS IM	1	7,384	3,064
CM CN	BNS CN	1	22,019	5,248
CM CN	BMO CN	1	21,012	5,595
CM CN	BKIR ID	1	10,083	3,122
CM CN	ALBK ID	1	11,375	4,105
CM CN	SAN SM	1	20,454	5,920
CM CN	BBVA SM	1	21,705	5,936
CM CN	CABK SM	1	13,778	3,081
CM CN	POP SM	1	18,302	6,200
CM CN	SAB SM	2	23,342	7,006
CM CN	ETE GA	1	17,266	4,147
CM CN	ALPHA GA	1	14,237	3,992
CM CN	TPEIR GA	1	15,197	4,197
CM CN	EUROB GA	1	14,530	3,451
CM CN	BCP PL	1	17,320	2,766
CM CN	BPI PL	1	14,609	3,292
CM CN	UCG IM	1	16,274	4,592
CM CN	ISP IM	1	19,271	4,970
CM CN	BMPS IM	1	18,045	3,987
BNS CN	BMO CN	1	20,077	4,001
BNS CN	BKIR ID	1	11,812	5,148
BNS CN	ALBK ID	1	11,029	5,078

Banque 1	Banque 2	Retard	Test de la trace	
			Rang(Π)=0	Rang(Π)>0
BNS CN	SAN SM	1	19,975	3,774
BNS CN	BBVA SM	1	19,474	3,789
BNS CN	CABK SM	1	9,711	2,950
BNS CN	POP SM	1	16,166	4,371
BNS CN	SAB SM	2	21,243	5,165
BNS CN	ETE GA	1	18,562	3,038
BNS CN	ALPHA GA	1	16,680	3,101
BNS CN	TPEIR GA	1	16,543	2,990
BNS CN	EUROB GA	1	17,674	3,080
BNS CN	BCP PL	2	21,052	3,434
BNS CN	BPI PL	1	17,715	2,865
BNS CN	UCG IM	1	18,778	3,541
BNS CN	ISP IM	1	19,131	3,490
BNS CN	BMPS IM	1	21,574	2,742
BMO CN	BKIR ID	1	16,252	2,895
BMO CN	ALBK ID	1	17,287	4,126
BMO CN	SAN SM	1	24,685*	9,961
BMO CN	BBVA SM	1	27,098**	8,048
BMO CN	CABK SM	1	16,380	2,209
BMO CN	POP SM	1	23,57*	10,250
BMO CN	SAB SM	2	28,837**	10,602
BMO CN	ETE GA	1	21,535	5,801
BMO CN	ALPHA GA	1	19,084	4,158
BMO CN	TPEIR GA	1	19,405	5,020
BMO CN	EUROB GA	1	18,924	3,301
BMO CN	BCP PL	1	16,989	2,164
BMO CN	BPI PL	1	17,221	3,268
BMO CN	UCG IM	1	19,980	5,002
BMO CN	ISP IM	1	22,275	7,880
BMO CN	BMPS IM	1	19,820	4,431
BKIR ID	ALBK ID	1	12,468	2,505
BKIR ID	SAN SM	1	13,289	1,438
BKIR ID	BBVA SM	1	13,329	1,371
BKIR ID	CABK SM	1	10,916	3,726
BKIR ID	POP SM	1	15,054	1,394
BKIR ID	SAB SM	1	27,426**	2,741
BKIR ID	ETE GA	1	11,338	3,218
BKIR ID	ALPHA GA	1	13,832	4,757
BKIR ID	TPEIR GA	1	8,760	2,768
BKIR ID	EUROB GA	1	13,907	4,353
BKIR ID	BCP PL	1	12,218	3,474
BKIR ID	BPI PL	1	10,380	2,189
BKIR ID	UCG IM	1	16,605	2,880
BKIR ID	ISP IM	1	10,581	2,060
BKIR ID	BMPS IM	1	14,875	2,864
ALBK ID	SAN SM	1	13,376	2,472
ALBK ID	BBVA SM	1	14,796	3,019
ALBK ID	CABK SM	1	10,834	3,439

Banque 1	Banque 2	Retard	Test de la trace	
			Rang(Π)=0	Rang(Π)>0
ALBK ID	POP SM	1	18,361	3,334
ALBK ID	SAB SM	2	22,770	5,070
ALBK ID	ETE GA	1	12,480	3,992
ALBK ID	ALPHA GA	1	11,851	3,657
ALBK ID	TPEIR GA	1	10,271	4,085
ALBK ID	EUROB GA	1	13,157	3,145
ALBK ID	BCP PL	1	8,607	2,546
ALBK ID	BPI PL	1	9,626	2,651
ALBK ID	UCG IM	1	12,030	2,994
ALBK ID	ISP IM	1	10,752	3,340
ALBK ID	BMPS IM	1	9,807	2,345
SAN SM	BBVA SM	1	21,080	8,353
SAN SM	CABK SM	2	19,690	6,234
SAN SM	POP SM	1	18,037	5,351
SAN SM	SAB SM	2	24,89*	7,216
SAN SM	ETE GA	1	23,091	6,542
SAN SM	ALPHA GA	1	21,207	4,548
SAN SM	TPEIR GA	1	19,246	4,970
SAN SM	EUROB GA	1	21,818	3,199
SAN SM	BCP PL	1	21,024	2,586
SAN SM	BPI PL	1	21,007	3,315
SAN SM	UCG IM	1	23,143	4,110
SAN SM	ISP IM	2	12,297	4,172
SAN SM	BMPS IM	1	21,491	4,073
BBVA SM	CABK SM	1	25,064*	7,355
BBVA SM	POP SM	1	19,923	7,337
BBVA SM	SAB SM	2	32,127**	10,422
BBVA SM	ETE GA	1	20,291	6,391
BBVA SM	ALPHA GA	1	19,650	4,521
BBVA SM	TPEIR GA	1	18,567	4,931
BBVA SM	EUROB GA	1	19,403	3,128
BBVA SM	BCP PL	1	18,883	2,587
BBVA SM	BPI PL	1	17,753	3,351
BBVA SM	UCG IM	1	21,181	4,608
BBVA SM	ISP IM	1	20,320	5,588
BBVA SM	BMPS IM	1	19,095	4,112
CABK SM	POP SM	2	15,612	4,215
CABK SM	SAB SM	2	16,627	3,114
CABK SM	ETE GA	1	17,522	3,915
CABK SM	ALPHA GA	1	12,093	2,873
CABK SM	TPEIR GA	1	13,674	2,981
CABK SM	EUROB GA	1	10,497	2,700
CABK SM	BCP PL	1	8,827	2,546
CABK SM	BPI PL	1	11,224	2,943
CABK SM	UCG IM	1	12,411	2,743
CABK SM	ISP IM	1	17,766	8,143
CABK SM	BMPS IM	1	13,400	2,918
POP SM	SAB SM	2	24,756*	3,830

Banque 1	Banque 2	Retard	Test de la trace	
			Rang(Π)=0	Rang(Π)>0
POP SM	ETE GA	1	16,048	5,871
POP SM	ALPHA GA	1	14,299	4,082
POP SM	TPEIR GA	1	14,843	4,767
POP SM	EUROB GA	1	13,371	2,944
POP SM	BCP PL	2	11,099	3,022
POP SM	BPI PL	2	10,010	2,968
POP SM	UCG IM	1	16,136	4,866
POP SM	ISP IM	1	14,167	3,508
POP SM	BMPS IM	1	14,707	4,436
SAB SM	ETE GA	2	22,914	6,062
SAB SM	ALPHA GA	2	22,532	5,536
SAB SM	TPEIR GA	2	24,713*	6,959
SAB SM	EUROB GA	4	21,262	7,211
SAB SM	BCP PL	2	22,819	2,937
SAB SM	BPI PL	2	20,440	2,956
SAB SM	UCG IM	2	17,578	3,765
SAB SM	ISP IM	2	22,424	6,592
SAB SM	BMPS IM	1	27,34**	3,724
ETE GA	ALPHA GA	1	27,354**	4,476
ETE GA	TPEIR GA	1	26,766**	5,695
ETE GA	EUROB GA	1	23,462*	2,895
ETE GA	BCP PL	1	20,596	2,338
ETE GA	BPI PL	1	25,814*	2,854
ETE GA	UCG IM	1	14,381	4,041
ETE GA	ISP IM	1	20,904	7,516
ETE GA	BMPS IM	1	21,017	4,011
ALPHA GA	TPEIR GA	1	25,003*	5,908
ALPHA GA	EUROB GA	1	16,380	2,980
ALPHA GA	BCP PL	2	23,314	3,904
ALPHA GA	BPI PL	1	24,529*	2,690
ALPHA GA	UCG IM	1	11,823	4,656
ALPHA GA	ISP IM	1	19,829	6,101
ALPHA GA	BMPS IM	1	18,005	3,579
TPEIR GA	EUROB GA	1	21,677	4,103
TPEIR GA	BCP PL	1	15,622	2,274
TPEIR GA	BPI PL	2	16,711	2,798
TPEIR GA	UCG IM	1	12,772	4,448
TPEIR GA	ISP IM	1	16,888	5,331
TPEIR GA	BMPS IM	1	19,769	5,658
EUROB GA	BCP PL	3	30,934**	3,429
EUROB GA	BPI PL	1	26,365**	2,349
EUROB GA	UCG IM	1	11,988	3,373
EUROB GA	ISP IM	1	20,600	4,501
EUROB GA	BMPS IM	1	18,178	2,884
BCP PL	BPI PL	2	15,949	3,592
BCP PL	UCG IM	1	16,506	2,430
BCP PL	ISP IM	1	15,455	2,292
BCP PL	BMPS IM	2	19,637	3,619

Banque 1	Banque 2	Retard	Test de la trace	
			Rang(Π)=0	Rang(Π)>0
BPI PL	UCG IM	1	16,874	2,961
BPI PL	ISP IM	1	13,181	3,330
BPI PL	BMPS IM	3	20,200	3,719
UCG IM	ISP IM	1	16,018	3,811
UCG IM	BMPS IM	1	15,010	4,277
ISP IM	BMPS IM	1	13,289	4,136

Tableau 32 : Test de la trace de Johansen (1988, 1991) entre les D-Sibs canadiennes et des pays PIIGS pour la sous-période 5

Le tableau 32 présente les résultats du test de la trace de Johansen (1988, 1991) entre les *D-Sibs* canadiennes et des pays PIIGS pour la sous-période 5 comprenant 192 observations/variable. Pour chacune *paire* de banques, nous avons modélisé un processus VAR à deux variables, dont le nombre de retards, nécessaire pour éliminer l'autocorrélation des résidus, est déterminé à partir d'une statistique LR. Nous avons estimé ce modèle VECM : $\Delta Y_t = \mu_0 + \alpha(\beta'Y_{t-1} + \rho_1 t) + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + U_t$. Le test de la trace consiste à déterminer le rang, (r), de la matrice Π pour r=0, 1, ..., (g-1). Il y a deux variables endogènes, cela revient à tester r=0 et r=1, exprimé comme étant r>0. "****", "***", "**" indiquent que la statistique de la trace est significative à un niveau de confiance de 99%, 95% et 90%. Pour rang(Π)=0, les valeurs critiques sont de les valeurs critiques sont de 23,3427 (90%), 25,8723 (95%) et 31,1526 (99%). Pour rang(Π)>0, les valeurs critiques sont de 10,6662 (90%), 12,5174 (95%) et 16,5569 (99%).

Banque 1	Banque 2	Retard	Test de la trace	
			Rang(Π)=0	Rang(Π)>0
TD CN	RY CN	2	10,030	2,954
TD CN	NA CN	1	17,381	4,408
TD CN	CM CN	1	13,283	3,433
TD CN	BNS CN	1	13,891	2,792
TD CN	BMO CN	1	15,308	2,861
TD CN	BKIR ID	1	8,945	2,457
TD CN	ALBK ID	1	11,395	1,850
TD CN	SAN SM	1	22,772	2,541
TD CN	BBVA SM	1	15,214	3,621
TD CN	CABK SM	1	21,173	1,991
TD CN	BKIA SM	1	14,514	5,046
TD CN	POP SM	1	17,783	2,897
TD CN	SAB SM	1	19,913	2,516
TD CN	ETE GA	2	10,515	2,650
TD CN	ALPHA GA	1	19,309	3,680
TD CN	TPEIR GA	1	18,720	3,876
TD CN	EUROB GA	1	17,246	5,922
TD CN	BCP PL	1	13,128	2,281
TD CN	BPI PL	1	17,514	4,037
TD CN	UCG IM	1	15,313	3,148
TD CN	ISP IM	1	15,109	3,008
TD CN	BMPS IM	1	15,358	3,504

Banque 1	Banque 2	Retard	Test de la trace	
			Rang(Π)=0	Rang(Π)>0
RY CN	NA CN	1	12,553	2,712
RY CN	CM CN	1	11,200	2,999
RY CN	BNS CN	1	19,370	2,977
RY CN	BMO CN	1	14,967	3,431
RY CN	BKIR ID	1	9,486	2,317
RY CN	ALBK ID	1	11,899	2,136
RY CN	SAN SM	1	29,468**	3,724
RY CN	BBVA SM	1	20,538	4,336
RY CN	CABK SM	1	16,004	2,565
RY CN	BKIA SM	1	13,691	4,347
RY CN	POP SM	1	12,757	2,917
RY CN	SAB SM	1	15,623	2,849
RY CN	ETE GA	2	11,765	3,765
RY CN	ALPHA GA	1	22,603	4,621
RY CN	TPEIR GA	1	18,335	4,126
RY CN	EUROB GA	1	11,944	3,033
RY CN	BCP PL	1	15,206	2,607
RY CN	BPI PL	1	23,285	6,348
RY CN	UCG IM	1	16,367	3,540
RY CN	ISP IM	1	12,791	2,824
RY CN	BMPS IM	1	15,529	3,760
NA CN	CM CN	1	8,624	2,991
NA CN	BNS CN	1	11,624	3,426
NA CN	BMO CN	1	14,394	4,915
NA CN	BKIR ID	1	8,010	2,356
NA CN	ALBK ID	1	12,190	3,142
NA CN	SAN SM	1	18,787	3,994
NA CN	BBVA SM	1	13,425	4,676
NA CN	CABK SM	1	17,051	2,994
NA CN	BKIA SM	1	12,525	4,569
NA CN	POP SM	1	15,463	1,741
NA CN	SAB SM	1	18,188	2,445
NA CN	ETE GA	2	13,541	2,942
NA CN	ALPHA GA	1	23,347*	4,882
NA CN	TPEIR GA	1	22,112	8,203
NA CN	EUROB GA	1	14,302	3,032
NA CN	BCP PL	1	12,093	3,244
NA CN	BPI PL	1	14,007	4,958
NA CN	UCG IM	1	12,709	3,644
NA CN	ISP IM	1	13,654	2,717
NA CN	BMPS IM	1	14,617	4,225
CM CN	BNS CN	1	9,218	3,326
CM CN	BMO CN	1	13,003	3,116
CM CN	BKIR ID	1	8,646	2,719
CM CN	ALBK ID	1	12,080	2,127
CM CN	SAN SM	1	18,682	4,143
CM CN	BBVA SM	1	15,282	5,112
CM CN	CABK SM	1	18,692	2,909

Banque 1	Banque 2	Retard	Test de la trace	
			Rang(Π)=0	Rang(Π)>0
CM CN	BKIA SM	1	12,698	4,591
CM CN	POP SM	1	14,670	2,680
CM CN	SAB SM	1	20,497	3,372
CM CN	ETE GA	2	8,564	3,912
CM CN	ALPHA GA	1	18,223	4,658
CM CN	TPEIR GA	1	18,177	6,711
CM CN	EUROB GA	1	15,574	4,350
CM CN	BCP PL	1	11,547	3,003
CM CN	BPI PL	1	16,936	5,668
CM CN	UCG IM	1	16,637	4,257
CM CN	ISP IM	1	17,990	3,980
CM CN	BMPS IM	1	16,658	4,010
BNS CN	BMO CN	1	12,252	2,937
BNS CN	BKIR ID	1	9,875	2,632
BNS CN	ALBK ID	1	14,591	3,754
BNS CN	SAN SM	1	26,167**	4,281
BNS CN	BBVA SM	1	18,515	4,956
BNS CN	CABK SM	1	18,224	3,205
BNS CN	BKIA SM	1	13,293	4,504
BNS CN	POP SM	1	14,503	2,430
BNS CN	SAB SM	1	17,773	3,080
BNS CN	ETE GA	2	10,156	3,372
BNS CN	ALPHA GA	1	21,377	4,842
BNS CN	TPEIR GA	1	18,497	6,987
BNS CN	EUROB GA	1	12,439	3,121
BNS CN	BCP PL	1	16,349	3,347
BNS CN	BPI PL	1	18,680	6,424
BNS CN	UCG IM	1	18,404	3,996
BNS CN	ISP IM	1	16,546	3,218
BNS CN	BMPS IM	1	15,180	3,466
BMO CN	BKIR ID	1	7,574	2,655
BMO CN	ALBK ID	1	8,183	2,082
BMO CN	SAN SM	1	15,815	3,186
BMO CN	BBVA SM	1	12,813	4,083
BMO CN	CABK SM	1	13,259	2,578
BMO CN	BKIA SM	1	13,563	5,077
BMO CN	POP SM	1	13,467	2,948
BMO CN	SAB SM	1	12,935	2,913
BMO CN	ETE GA	1	9,069	2,896
BMO CN	ALPHA GA	1	15,009	4,236
BMO CN	TPEIR GA	1	16,116	2,997
BMO CN	EUROB GA	1	16,354	4,990
BMO CN	BCP PL	1	10,981	2,531
BMO CN	BPI PL	1	17,062	4,989
BMO CN	UCG IM	1	12,255	3,507
BMO CN	ISP IM	1	11,875	3,149
BMO CN	BMPS IM	1	14,557	3,651
BKIR ID	ALBK ID	1	19,605	3,095

Banque 1	Banque 2	Retard	Test de la trace	
			Rang(Π)=0	Rang(Π)>0
BKIR ID	SAN SM	1	10,541	2,917
BKIR ID	BBVA SM	1	19,595	4,168
BKIR ID	CABK SM	1	10,833	2,670
BKIR ID	BKIA SM	1	20,300	4,672
BKIR ID	POP SM	1	20,416	6,395
BKIR ID	SAB SM	1	9,138	2,823
BKIR ID	ETE GA	2	11,170	3,359
BKIR ID	ALPHA GA	1	11,777	2,854
BKIR ID	TPEIR GA	1	16,582	3,002
BKIR ID	EUROB GA	1	10,520	2,966
BKIR ID	BCP PL	1	15,777	2,275
BKIR ID	BPI PL	1	16,859	3,779
BKIR ID	UCG IM	1	15,733	2,720
BKIR ID	ISP IM	1	12,646	2,995
BKIR ID	BMPS IM	1	11,850	2,496
ALBK ID	SAN SM	2	13,776	4,123
ALBK ID	BBVA SM	2	23,090	4,639
ALBK ID	CABK SM	2	11,430	3,489
ALBK ID	BKIA SM	3	14,296	6,707
ALBK ID	POP SM	2	15,774	4,315
ALBK ID	SAB SM	2	12,450	2,671
ALBK ID	ETE GA	2	14,475	3,188
ALBK ID	ALPHA GA	1	19,216	5,027
ALBK ID	TPEIR GA	3	13,572	4,075
ALBK ID	EUROB GA	1	9,406	1,936
ALBK ID	BCP PL	2	10,665	3,606
ALBK ID	BPI PL	1	12,952	2,559
ALBK ID	UCG IM	1	16,249	3,308
ALBK ID	ISP IM	2	16,124	2,780
ALBK ID	BMPS IM	2	9,213	3,004
SAN SM	BBVA SM	1	8,637	3,159
SAN SM	CABK SM	1	16,601	3,728
SAN SM	BKIA SM	1	16,155	6,743
SAN SM	POP SM	1	25,362*	3,878
SAN SM	SAB SM	1	20,957	4,042
SAN SM	ETE GA	2	17,516	4,050
SAN SM	ALPHA GA	1	24,603*	5,020
SAN SM	TPEIR GA	1	20,899	6,277
SAN SM	EUROB GA	1	15,621	4,003
SAN SM	BCP PL	1	14,330	3,640
SAN SM	BPI PL	1	13,764	4,881
SAN SM	UCG IM	1	12,592	4,370
SAN SM	ISP IM	1	18,237	4,825
SAN SM	BMPS IM	1	11,393	3,744
BBVA SM	CABK SM	1	13,472	5,024
BBVA SM	BKIA SM	1	19,955	9,240
BBVA SM	POP SM	1	25,865*	6,089
BBVA SM	SAB SM	1	14,982	4,649

Banque 1	Banque 2	Retard	Test de la trace	
			Rang(Π)=0	Rang(Π)>0
BBVA SM	ETE GA	2	13,144	4,849
BBVA SM	ALPHA GA	1	15,220	5,153
BBVA SM	TPEIR GA	1	18,868	6,098
BBVA SM	EUROB GA	1	13,008	3,679
BBVA SM	BCP PL	1	19,900	4,663
BBVA SM	BPI PL	1	16,054	4,517
BBVA SM	UCG IM	1	25,97**	5,123
BBVA SM	ISP IM	1	18,357	5,952
BBVA SM	BMPS IM	1	16,685	5,071
CABK SM	BKIA SM	1	15,892	7,478
CABK SM	POP SM	1	22,443	3,444
CABK SM	SAB SM	2	14,066	2,979
CABK SM	ETE GA	2	16,338	3,256
CABK SM	ALPHA GA	1	17,974	4,428
CABK SM	TPEIR GA	1	20,493	3,971
CABK SM	EUROB GA	1	15,117	4,134
CABK SM	BCP PL	1	13,176	2,998
CABK SM	BPI PL	1	14,354	3,647
CABK SM	UCG IM	1	14,162	3,746
CABK SM	ISP IM	1	15,247	3,161
CABK SM	BMPS IM	1	10,106	3,159
BKIA SM	POP SM	1	19,283	5,928
BKIA SM	SAB SM	1	16,035	7,623
BKIA SM	ETE GA	4	13,267	5,112
BKIA SM	ALPHA GA	1	14,821	6,459
BKIA SM	TPEIR GA	1	22,674	6,666
BKIA SM	EUROB GA	1	18,821	6,752
BKIA SM	BCP PL	1	13,822	4,760
BKIA SM	BPI PL	1	19,990	7,618
BKIA SM	UCG IM	1	16,265	7,242
BKIA SM	ISP IM	1	16,324	7,907
BKIA SM	BMPS IM	1	14,433	5,049
POP SM	SAB SM	1	17,320	4,963
POP SM	ETE GA	2	13,884	2,421
POP SM	ALPHA GA	1	18,842	3,481
POP SM	TPEIR GA	1	24,315*	4,041
POP SM	EUROB GA	1	23,025	8,707
POP SM	BCP PL	1	16,441	3,600
POP SM	BPI PL	1	22,407	4,938
POP SM	UCG IM	1	20,969	5,447
POP SM	ISP IM	1	20,579	5,706
POP SM	BMPS IM	1	14,692	4,414
SAB SM	ETE GA	2	17,658	3,331
SAB SM	ALPHA GA	1	18,716	4,620
SAB SM	TPEIR GA	1	24,023*	4,811
SAB SM	EUROB GA	1	22,224	7,140
SAB SM	BCP PL	2	14,689	3,008
SAB SM	BPI PL	1	17,981	5,141

Banque 1	Banque 2	Retard	Test de la trace	
			Rang(Π)=0	Rang(Π)>0
SAB SM	UCG IM	1	14,215	4,146
SAB SM	ISP IM	1	20,563	5,549
SAB SM	BMPs IM	1	12,396	3,667
ETE GA	ALPHA GA	2	24,535*	7,513
ETE GA	TPEIR GA	2	28,532**	9,385
ETE GA	Eurob GA	2	11,551	2,506
ETE GA	BCP PL	2	11,871	2,982
ETE GA	BPI PL	2	12,353	4,433
ETE GA	UCG IM	2	12,405	5,674
ETE GA	ISP IM	2	16,390	3,700
ETE GA	BMPs IM	1	9,256	3,443
ALPHA GA	TPEIR GA	1	23,518*	4,514
ALPHA GA	Eurob GA	1	14,075	2,417
ALPHA GA	BCP PL	2	15,013	4,868
ALPHA GA	BCP PL	1	14,267	5,531
ALPHA GA	UCG IM	1	13,840	4,796
ALPHA GA	ISP IM	1	16,518	5,012
TPEIR GA	BMPs IM	1	10,736	4,158
TPEIR GA	Eurob GA	1	25,819*	6,764
TPEIR GA	BCP PL	1	16,292	3,322
TPEIR GA	BPI PL	1	20,344	7,629
TPEIR GA	UCG IM	1	17,943	4,981
TPEIR GA	ISP IM	1	22,867	7,785
TPEIR GA	BMPs IM	1	15,731	4,001
Eurob GA	BCP PL	1	10,574	2,327
Eurob GA	BPI PL	1	16,468	5,093
Eurob GA	UCG IM	1	12,303	3,224
Eurob GA	ISP IM	1	18,295	8,342
Eurob GA	BMPs IM	1	10,600	3,009
BCP PL	BPI PL	1	20,461	4,565
BCP PL	UCG IM	1	19,701	3,664
BCP PL	ISP IM	1	15,765	3,011
BCP PL	BMPs IM	1	12,835	2,996
BPI PL	UCG IM	1	17,158	4,548
BPI PL	ISP IM	1	20,112	6,850
BPI PL	BMPs IM	1	17,552	4,482
UCG IM	ISP IM	1	17,386	4,646
UCG IM	BMPs IM	1	17,657	3,976

ANNEXE 3 : Représentations graphiques et statistiques des réseaux pour les cinq sous-périodes

Tableau 33 : Statistiques du réseau complet pour l'ensemble des 5 périodes

Le tableau 33 présente les statistiques du réseau complet pour les 5 périodes. La *betweenness* normalisée d'une banque indique la fréquence que celle-ci fait partie intégrante de tous les chemins géodésiques possibles du réseau. La *closeness* normalisée d'une banque est l'inverse de la sommation des distances géodésiques entre elle et les autres acteurs du réseau. Le degré d'une banque correspond au nombre de relations de cointégration qu'elle détient. Le coefficient *clustering* local normalisé d'une banque correspond au ratio entre le nombre de triangles dont elle fait partie et le nombre de triplets ouverts dont elle fait aussi partie. NaN indique que le *clustering* coefficient est incalculable, car son degré est 1. « ! » indique que le *clustering* coefficient de la sous-période précédente est NaN.

	Betweenness	Closeness	Degré	Clustering	Betweenness	Closeness	Degré	Clustering	Betweenness	Closeness	Degré	Clustering
Panel A: Période 1												
TD CN	0,047	0,581	8	0,464	0,125***	0,34***	2***	0***	0,031***	0,656***	10***	0,556***
RY CN	N/A	N/A	N/A	N/A	0	0,356***	2***	1***	0,045**	0,656***	10***	0,4***
NA CN	0,141	0,692	11	0,400	N/A	N/A	N/A	N/A	0,018	0,538***	5***	0,1***
CM CN	0,065	0,643	9	0,444	0***	0,4***	2***	1***	0,038**	0,656***	10***	0,467***
BNS CN	0,177	0,692	11	0,364	0***	0,348***	1***	NaN	0,289***	0,875***	18***	0,327!
BMO CN	0,002	0,409	2	0,000	0,019	0,41	3***	0,667***	0,006	0,553***	6***	0,733**
BKIR ID	0,029	0,581	6	0,467	0,027	0,381***	2***	0***	0,002*	0,553***	5***	0,9***
ALBK ID	N/A	N/A	N/A	N/A	0	0,308***	1***	NaN	0,041**	0,583***	6***	0,533!
SAN SM	0,010	0,600	7	0,714	N/A	N/A	N/A	N/A	0,018	0,568***	7***	0,476***
BBVA SM	0,003	0,486	4	0,667	0	0,356***	1***	NaN	0,004	0,538***	5***	0,6!
CABK SM	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	0,001***	0,5***	2***	0
BKIA SM	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A
POP SM	0,018	0,486	3	0,000	0,286***	0,432***	5***	0	0,041***	0,618***	8***	0,5***
SAB SM	0,002	0,486	3	0,667	0	0,356***	1***	NaN	0,011	0,568***	6***	0,467!
ETE GA	0,036	0,600	8	0,500	N/A	N/A	N/A	N/A	0,153***	0,724***	13***	0,359***
ALPHA GA	0,026	0,529	5	0,400	0*	0,308***	1***	NaN	0,056***	0,618***	8***	0,571!
TPEIR GA	0,187	0,750	12	0,394	0,027***	0,381***	2***	0***	0,001*	0,412**	2	0
EUROB GA	0,000	0,419	1	NaN	0	0,258***	1	NaN	0,01	0,618***	8***	0,714!
BCP PL	0,024	0,600	7	0,619	N/A	N/A	N/A	N/A	0,01	0,553***	5***	0,6***
BPI PL	0,114	0,621	7	0,429	0,321***	0,471***	5***	0,2***	0***	0,447*	2***	1***
UCG IM	0,015	0,600	6	0,667	0,454***	0,533***	5***	0***	0,018***	0,6***	8***	0,536***
ISP IM	0,012	0,581	6	0,667	0,241***	0,485***	4***	0***	0,024***	0,568***	7***	0,381***
BMPS IM	0,000	0,429	2	1,000	0,374***	0,516***	6***	0,2***	0,002***	0,512	3***	0,667***
Panel D: Période 4												
TD CN	0**	0,314***	1***	NaN	N/A	N/A	N/A	N/A				
RY CN	0**	0,381***	1***	NaN	0	0,355*	1	NaN				
NA CN	0	0,381***	1***	NaN	0	0,355*	1	NaN				
CM CN	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A				
BNS CN	N/A	N/A	N/A	N/A	0	0,355***	1***	NaN				
BMO CN	0,146***	0,444***	5***	0,3***	N/A	N/A	N/A	N/A				
BKIR ID	0	0,381***	1***	NaN	N/A	N/A	N/A	N/A				
ALBK ID	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A				
SAN SM	0	0,4***	2***	1***	0,4***	0,524***	4***	0***				
BBVA SM	0,125***	0,421***	3***	0,333***	0,182***	0,393**	2***	0***				
CABK SM	0	0,302***	1***	NaN	N/A	N/A	N/A	N/A				
BKIA SM	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A				
POP SM	0**	0,4***	2***	1***	0,409***	0,55***	3***	0***				
SAB SM	0,771***	0,593*	9***	0,083***	0***	0,367***	1***	NaN				
ETE GA	0,258***	0,4***	4***	0,667***	0***	0,44**	2***	0,167***				
ALPHA GA	0,05	0,381***	3***	0,5**	0,318***	0,524***	4***	1***				
TPEIR GA	0,458***	0,5***	3***	0,333***	0,455	0,55***	5***	0,1***				
EUROB GA	0,125***	0,308***	3***	0,333***	0***	0,367***	1***	NaN				
BCP PL	0	0,239***	1***	NaN	N/A	N/A	N/A	N/A				
BPI PL	0,008	0,308***	3***	0,667***	N/A	N/A	N/A	N/A				
UCG IM	N/A	N/A	N/A	N/A	0	0,289***	1***	NaN				
ISP IM	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A				
BMPS IM	0	0,381***	1***	NaN	N/A	N/A	N/A	N/A				

Figure 7 : Réseau complet à la période 1

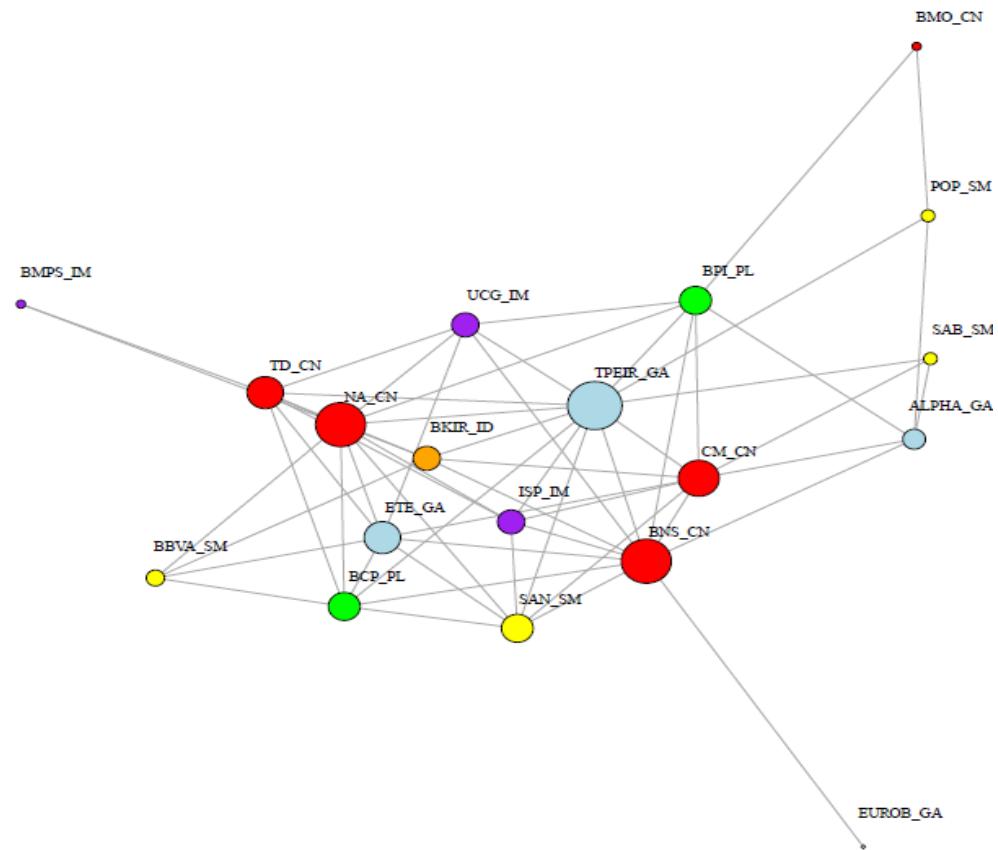


Figure 8 : Réseau complet à la période 2

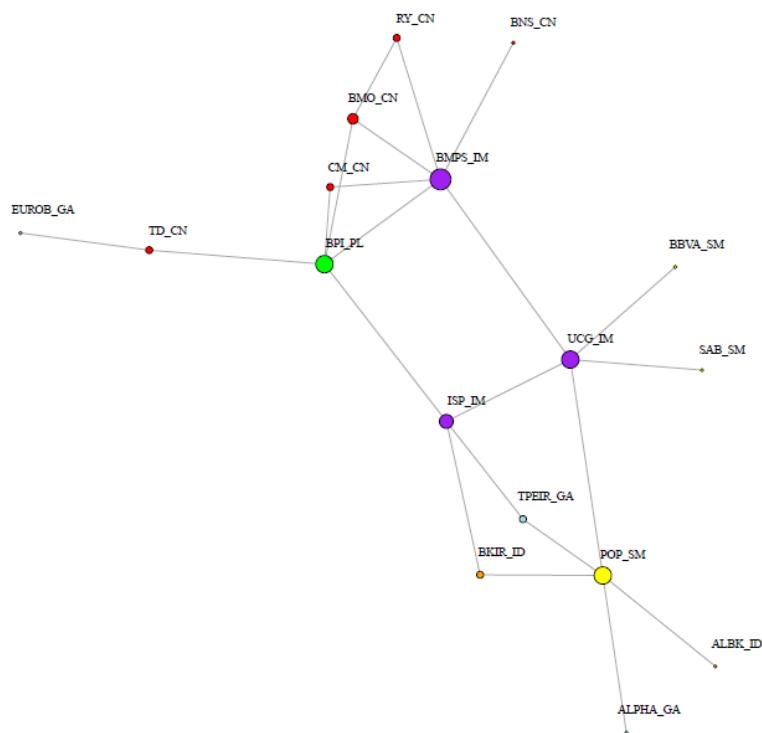


Figure 9 : Réseau complet à la période 3

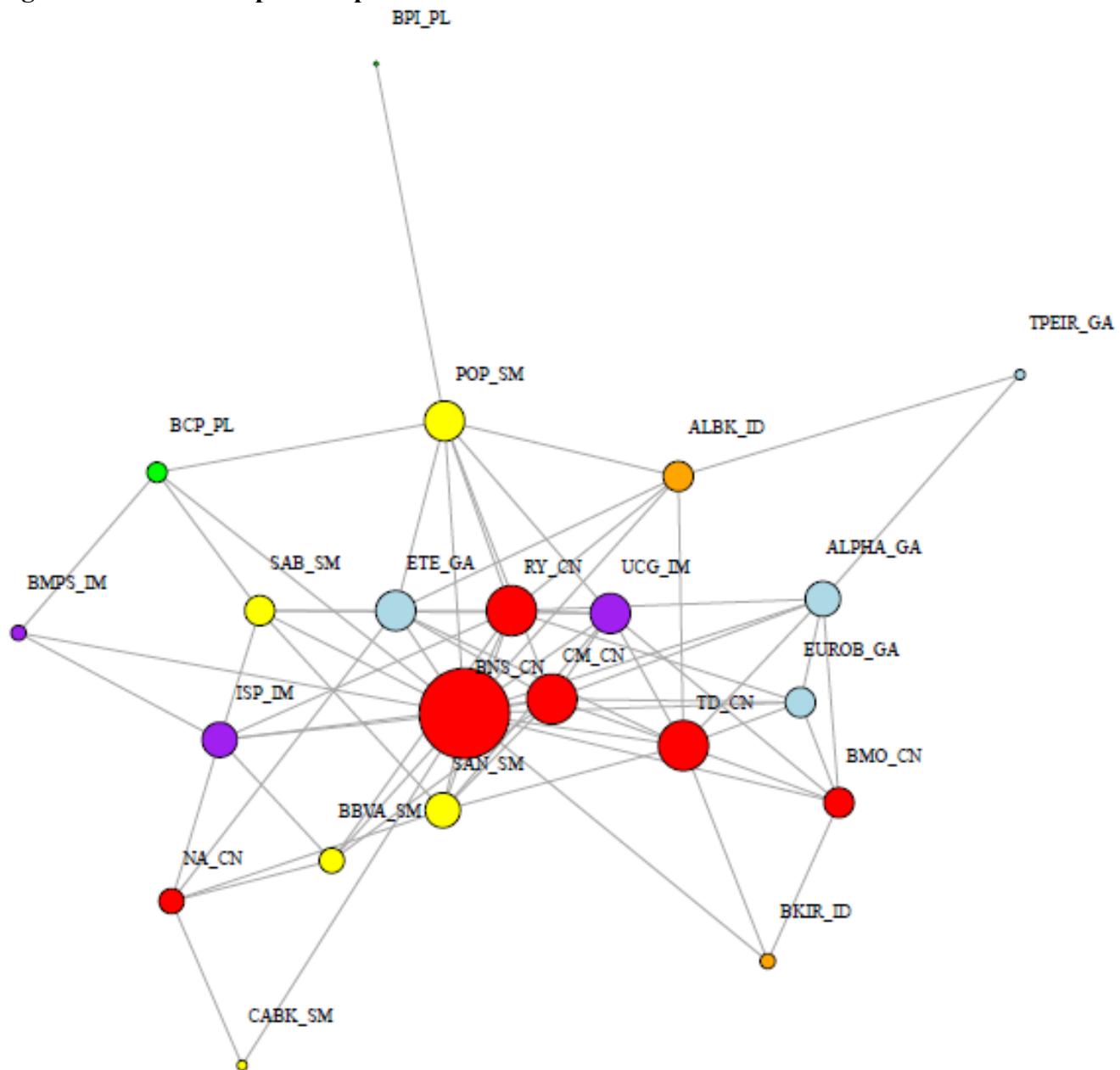


Figure 10 : Réseau complet à la période 4

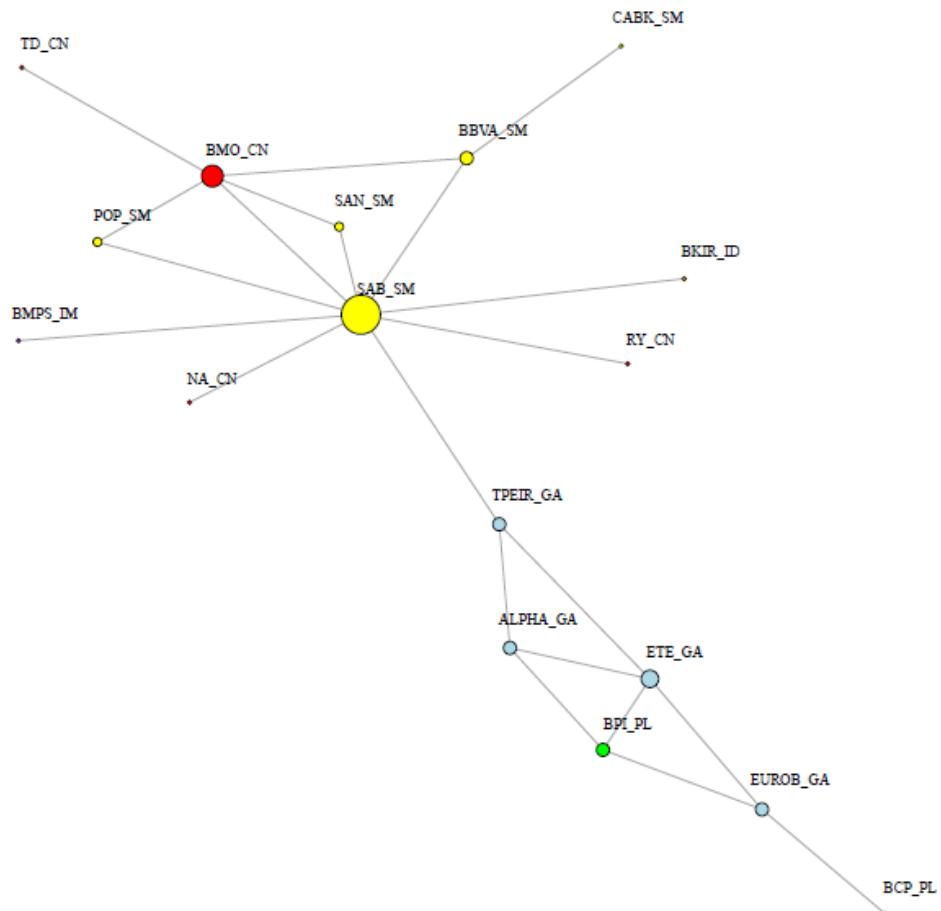


Figure 11 : Réseau complet à la période 5

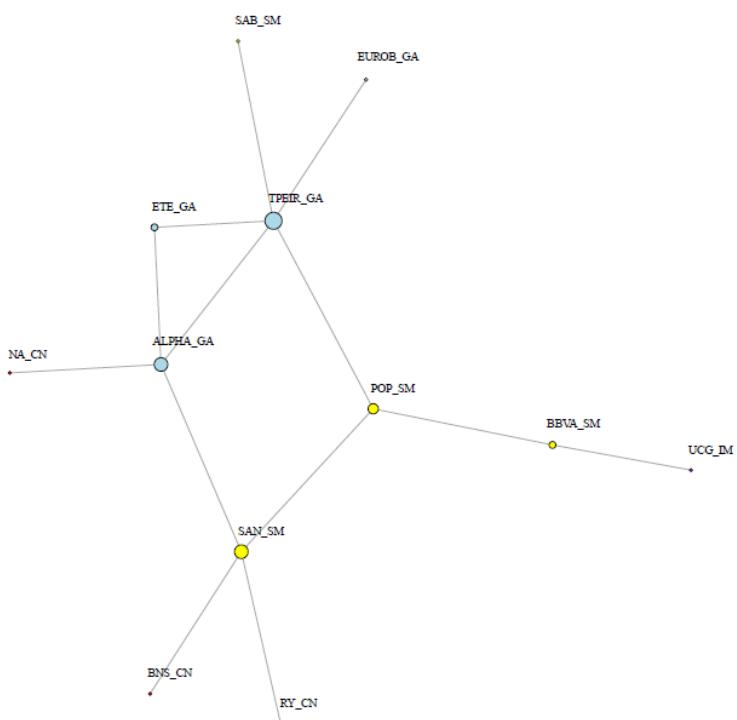


Tableau 34 : Statistiques du réseau TD pour l'ensemble des périodes

Le tableau 34 présente les statistiques du réseau TD pour l'ensemble des périodes. Le réseau TD est inexistant aux périodes 4 et 5. La *betweenness* normalisée d'une banque indique la fréquence que celle-ci fait partie intégrante de tous les chemins géodésiques possibles du réseau. La *closeness* normalisée d'une banque est l'inverse de la sommation des distances géodésique entre elle et les autres acteurs du réseau. Le degré d'une banque correspond au nombre de relations de cointégration qu'elle détient. Le coefficient *clustering* local normalisé d'une banque correspond au ratio entre le nombre de triangles dont elle fait partie et le nombre de triplets ouverts dont elle fait aussi partie. NaN indique que le *clustering* coefficient est non-calculable, car le degré est de 1.

	Betweenness	Closeness	Degré	Clustering	Betweenness	Closeness	Degré	Clustering	Betweenness	Closeness	Degré	Clustering
<i>Panel A: Période 1</i>												
TD CN	0,238	0,706	7	0,286	0,167***	0,324***	2***	0***	0,182	0,625***	7***	0,286***
BKIR ID	0,042	0,571	3	0,333	0,049	0,429***	2***	0***	0**	0,395**	1***	NaN
ALBK ID	N/A	N/A	N/A	N/A	0	0,333***	1***	NaN	0,015	0,556***	4***	0,333!
SAN SM	0,028	0,571	4	0,500	N/A	N/A	N/A	N/A	0,006	0,5***	3***	0,667***
BBVA SM	0,013	0,462	3	0,333	0	0,364***	1***	NaN	0	0,385*	1	NaN
CABK SM	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A
POP SM	0,000	0,462	1	NaN	0,381***	0,48	5***	0!	0,021*	0,556***	5***	0,3***
SAB SM	0,000	0,462	1	NaN	0	0,364***	1	NaN	0,056***	0,577***	5***	0,3!
ETE GA	0,062	0,571	5	0,400	N/A	N/A	N/A	N/A	0,214***	0,75***	10***	0,311***
ALPHA GA	N/A	N/A	N/A	N/A	0	0,333***	1***	NaN	0,09**	0,682***	8***	0,429!
TPEIR GA	0,477	0,800	9	0,194	0,049***	0,429***	2***	0***	0,095***	0,652***	8***	0,667***
EUROB GA	N/A	N/A	N/A	N/A	0	0,25***	1***	NaN	0,006	0,556***	4***	0,25!
BCP PL	0,071	0,632	5	0,500	N/A	N/A	N/A	N/A	0,027***	0,577***	6***	0,4***
BPI PL	0,000	0,500	2	1,000	0,321***	0,429***	3***	0***	0,006***	0,517**	4***	0,5***
UCG IM	0,047	0,600	4	0,500	0,475***	0,545***	5***	0***	0,061***	0,6***	6***	0,267***
ISP IM	0,008	0,545	3	0,667	0,335***	0,522*	4***	0***	0,148**	0,6***	6***	0,333***
BMPS IM	0,000	0,429	1	NaN	0,102***	0,444	2***	0!	0,005***	0,536	4***	0,667***

Figure 12 : Réseau TD à la période 1

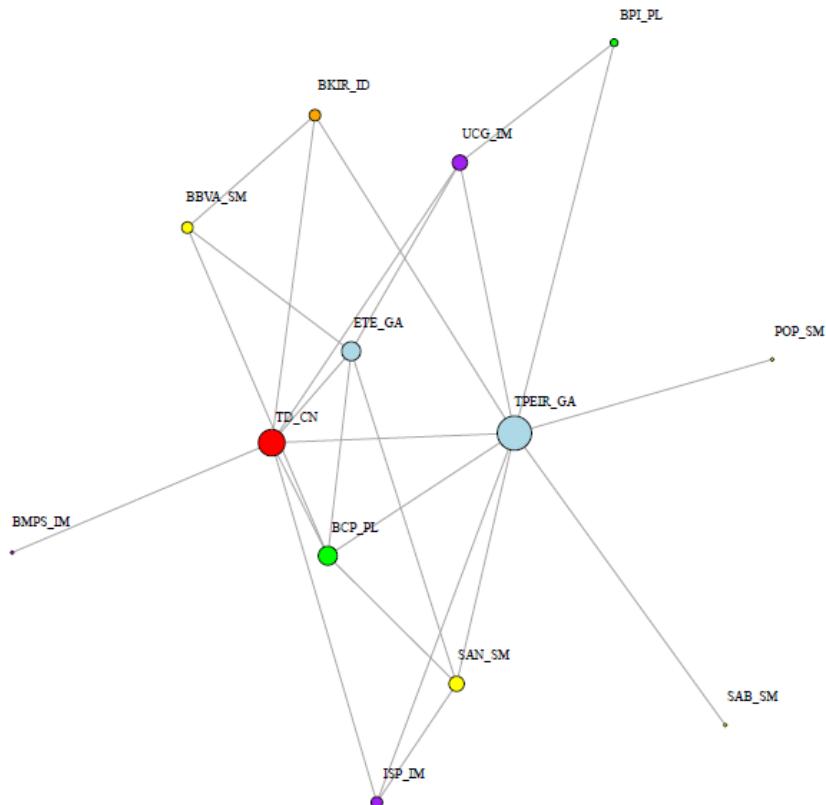


Figure 13 : Réseau TD à la période 2

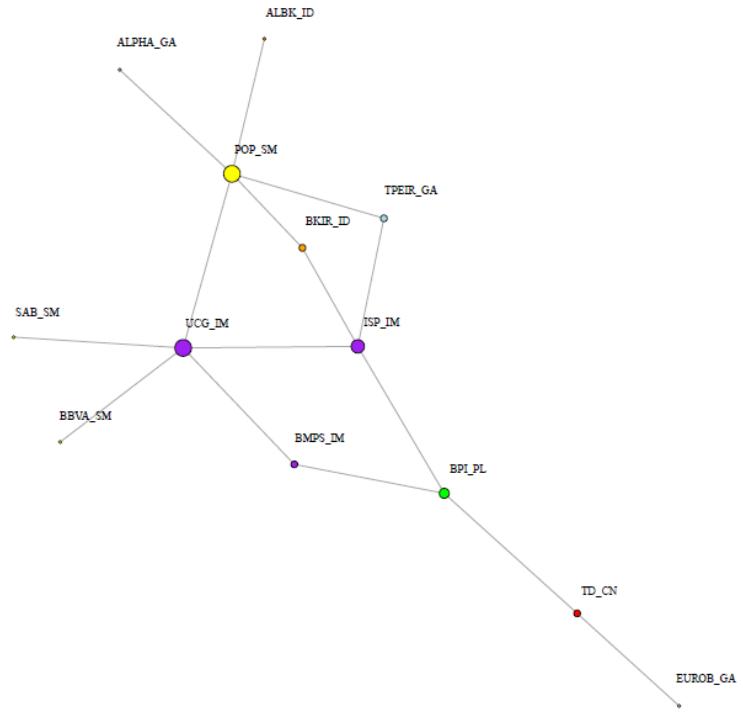


Figure 14 : Réseau TD à la période 3

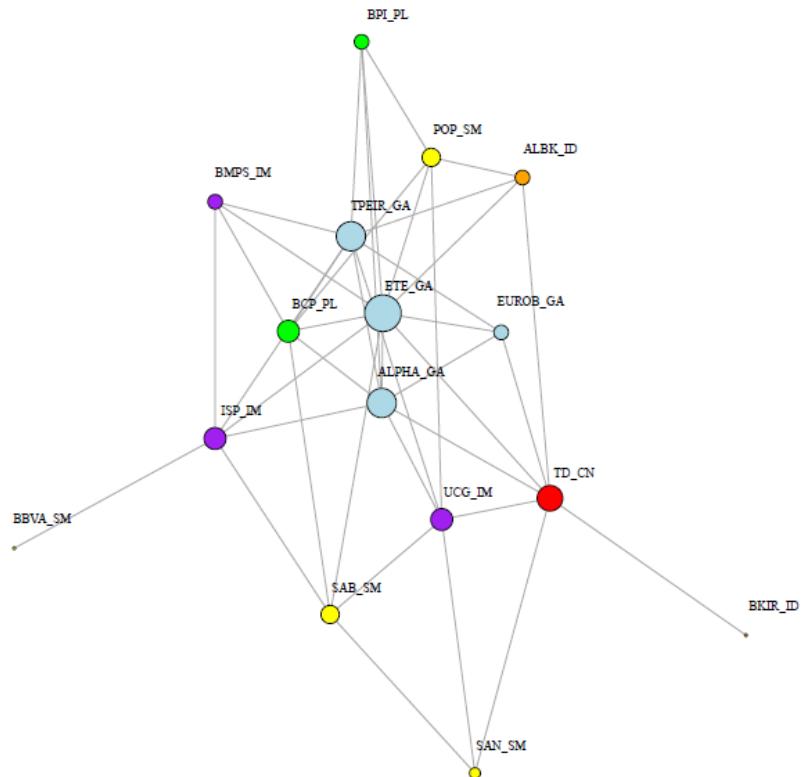


Tableau 35 : Statistiques du réseau RY pour l'ensemble des périodes

Le tableau 35 présente les statistiques du réseau RY pour l'ensemble des périodes. Le réseau RY est inexistant à la période 1. La *betweenness* normalisée d'une banque indique la fréquence que celle-ci fait partie intégrante de tous les chemins géodésiques possibles du réseau. La *closeness* normalisée d'une banque est l'inverse de la sommation des distances géodésique entre elle et les autres acteurs du réseau. Le degré d'une banque correspond au nombre de relations de cointégration qu'elle détient. Le coefficient *clustering* local normalisé d'une banque correspond au ratio entre le nombre de triangles dont elle fait partie et le nombre de triplets ouverts dont elle fait aussi partie. NaN indique que le *clustering* coefficient est non-calculable, car le degré est de 1.

	Betweenness	Closeness	Degré	Clustering	Betweenness	Closeness	Degré	Clustering
<i>Panel A: Période 2</i>					<i>Panel B: Période 3</i>			
RY CN	0***	0,333***	1***	NaN	0,185***	0,737***	9***	0,306!
BKIR ID	0,032***	0,44***	2***	0	N/A	N/A	N/A	N/A
ALBK ID	0***	0,379***	1***	NaN	0,007	0,583***	4***	0,5!
SAN SM	N/A	N/A	N/A	N/A	0,003	0,519***	3***	0,667***
BBVA SM	0***	0,407***	1***	NaN	0	0,5***	2***	1!
POP SM	0,433***	0,579***	5***	0	N/A	N/A	N/A	N/A
CABK SM	N/A	N/A	N/A	N/A	0,036***	0,636***	6***	0,2***
SAB SM	0***	0,407***	1***	NaN	0,044**	0,609***	5***	0,4!
ETE GA	N/A	N/A	N/A	N/A	0,112***	0,737***	9***	N/A
ALPHA GA	0***	0,379***	1***	NaN	0,057***	0,7***	8***	0,464!
TPEIR GA	0,032***	0,44***	2***	0	0,09***	0,7***	8***	0,286***
EUROB GA	N/A	N/A	N/A	N/A	0,008	0,609***	5***	0,7***
BCP PL	N/A	N/A	N/A	N/A	0,043**	0,636***	7***	0,429***
BPI PL	0,042***	0,407***	2***	0	0,007**	0,538***	4***	0,5***
UCG IM	0,567***	0,647***	5***	0	0,048***	0,636***	6***	0,333***
ISP IM	0,217***	0,524***	4***	0	0,075***	0,636***	6***	0,267***
BMPS IM	0,223***	0,478***	3***	0	0,009***	0,56***	4***	0,5***
<i>Panel C: Période 4</i>					<i>Panel D: Période 5</i>			
RY CN	0***	0,371***	1***	NaN	0	0,346*	1	NaN
BKIR ID	0	0,371***	1***	NaN	N/A	N/A	N/A	N/A
ALBK ID	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A
SAN SM	0	0,371***	1***	NaN	0,264***	0,5***	3***	0!
BBVA SM	0,154***	0,394***	2	0***	0,222***	0,429**	2	0
POP SM	0	0,289***	1***	NaN	N/A	N/A	N/A	N/A
CABK SM	0**	0,371***	1***	NaN	N/A	N/A	N/A	N/A
BKIA SM	N/A	N/A	N/A	N/A	0,472***	0,6**	3***	0!
SAB SM	0,795***	0,565**	7***	0***	0***	0,391**	1***	NaN
ETE GA	0,301***	0,433***	4***	0,667***	0***	0,45**	2***	0,333***
ALPHA GA	0,058	0,406***	3***	0,5	0,139***	0,5*	3	1***
TPEIR GA	0,513***	0,52***	3***	0,333*	0,542***	0,6***	5***	0,1***
EUROB GA	0,154***	0,333***	3***	0,333***	0	0,391***	1	NaN
BCP PL	0**	0,255***	1***	NaN	N/A	N/A	N/A	N/A
BPI PL	0,013	0,333***	3***	0,667***	N/A	N/A	N/A	N/A
UCG IM	N/A	N/A	N/A	N/A	0	0,31***	1***	NaN
ISP IM	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A
BMPS IM	0	0,371***	1***	NaN	N/A	N/A	N/A	N/A

Figure 15 : Réseau RY à la période 2

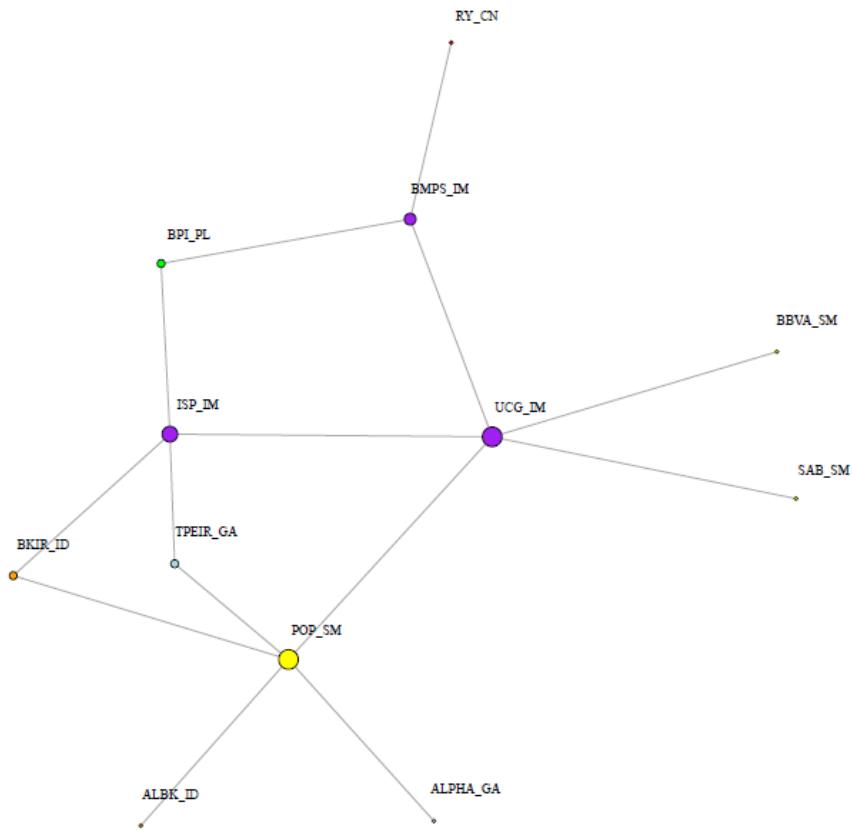


Figure 16 : Réseau RY à la période 3

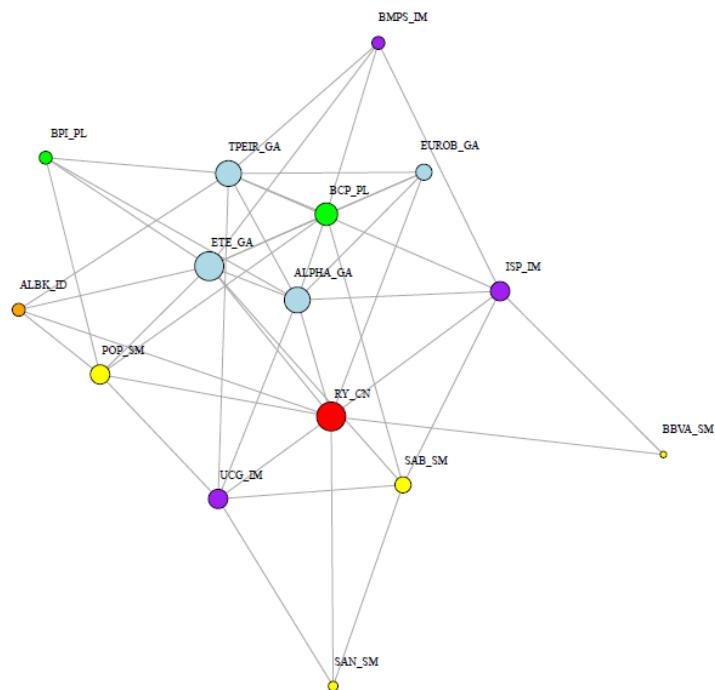


Figure 17 : Réseau RY à la période 4

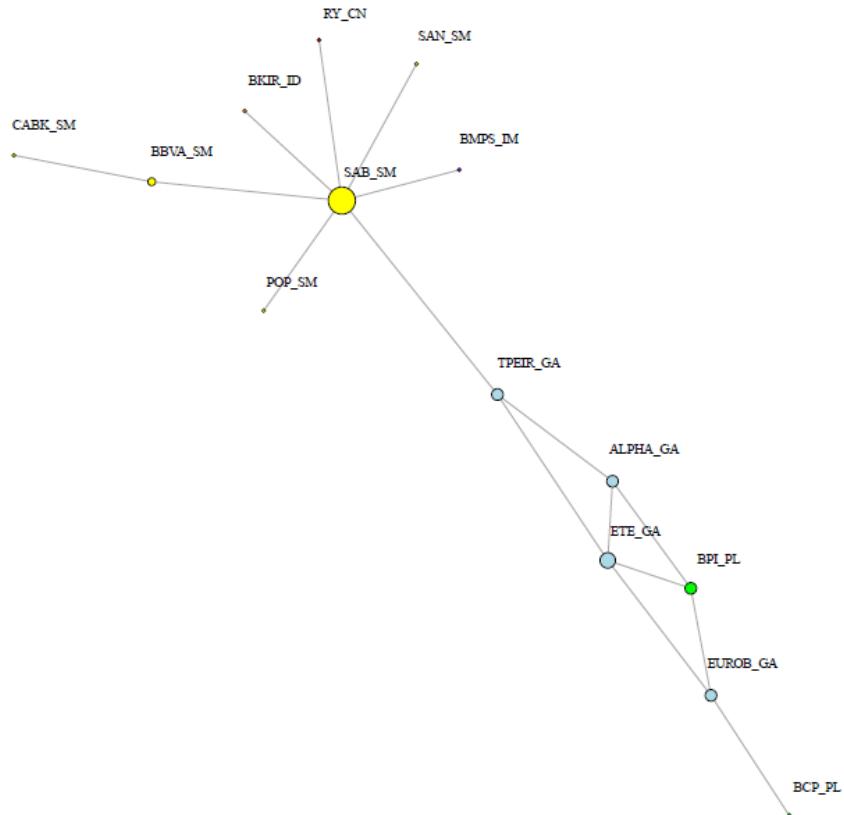


Figure 18 : Réseau RY à la période 5

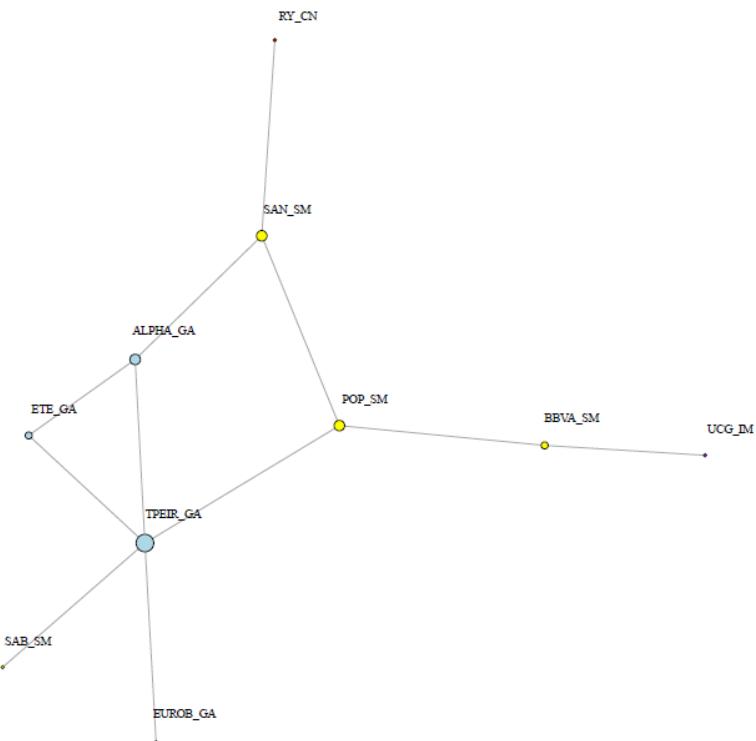


Tableau 36 : Statistiques du réseau NA pour l'ensemble des périodes

Le tableau 36 présente les statistiques du réseau RY pour l'ensemble des périodes. Le réseau NA est inexistant à la période 2. La *betweenness* normalisée d'une banque indique la fréquence que celle-ci fait partie intégrante de tous les chemins géodésiques possibles du réseau. La *closeness* normalisée d'une banque est l'inverse de la sommation des distances géodésique entre elle et les autres acteurs du réseau. Le degré d'une banque correspond au nombre de relations de cointégration qu'elle détient. Le coefficient *clustering* local normalisé d'une banque correspond au ratio entre le nombre de triangles dont elle fait partie et le nombre de triplets ouverts dont elle fait aussi partie. NaN indique que le *clustering* coefficient est non-calculable, car le degré est de 1.

	Betweenness	Closeness	Degré	Clustering	Betweenness	Closeness	Degré	Clustering
<i>Panel A: Période 1</i>					<i>Panel B: Période 3</i>			
NA CN	0,332	0,813	10	0,333	0,199***	0,04***	5***	0,1**
BKIR ID	0,013	0,542	3	0,667	N/A	N/A	N/A	N/A
ALBK ID	N/A	N/A	N/A	N/A	0,005***	0,033***	3***	0,333***
SAN SM	0,020	0,591	5	0,700	0,028***	0,032***	3***	0,333***
BBVA SM	0,011	0,520	4	0,667	0***	0,029***	2***	1***
CABK SM	N/A	N/A	N/A	N/A	0***	0,026***	1***	NaN
POP SM	0,017	0,481	2	0,000	0,026***	0,036***	5***	0,3***
SAB SM	0,017	0,481	2	0,000	0,053***	0,038***	5***	0,2***
ETE GA	0,019	0,542	5	0,600	0,201***	0,045***	8***	0,321***
ALPHA GA	0,019	0,433	3	0,000	0,053***	0,042***	7***	0,476***
TPEIR GA	0,357	0,765	9	0,250	0,121***	0,043***	8***	0,321***
EUROB GA	N/A	N/A	N/A	N/A	0,004***	0,036***	5***	0,8***
BCP PL	0,027	0,591	5	0,700	0,062***	0,04***	7***	0,381***
BPI PL	0,094	0,591	4	0,500	0,011***	0,036***	5***	0,6***
UCG IM	0,022	0,591	4	0,667	0,061***	0,037***	5***	0,2***
ISP IM	0,000	0,542	3	1,000	0,143***	0,04***	6***	0,2***
BMPS IM	0,000	0,464	1	NaN	0,005***	0,034***	3***	0,667***
<i>Panel C: Période 4</i>					<i>Panel D: Période 5</i>			
NA CN	0***	0,371***	1***	NaN	0	0,36	1	NaN
BKIR ID	0	0,371***	1***	NaN	N/A	N/A	N/A	N/A
ALBK ID	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A
SAN SM	0*	0,371***	1***	NaN	0,083***	0,474***	2***	0!
BBVA SM	0,154***	0,394***	2	0***	0,222***	0,409	2	0
CABK SM	0	0,289***	1	NaN	N/A	N/A	N/A	N/A
BKIA SM	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A
POP SM	0*	0,371***	1***	NaN	0,431***	0,563***	3***	0!
SAB SM	0,795***	0,565***	7***	0***	0***	0,409***	1***	NaN
ETE GA	0,301***	0,433***	4***	0,667***	0***	0,474**	2***	0,167***
ALPHA GA	0,058	0,406***	3***	0,5	0,292***	0,529***	4***	1***
TPEIR GA	0,513***	0,52***	3***	0,333	0,583***	0,643***	5***	0,1***
EUROB GA	0,154***	0,333***	3***	0,333***	0***	0,409***	1***	NaN
BCP PL	0***	0,255***	1***	NaN	N/A	N/A	N/A	N/A
BPI PL	0,013	0,333***	3***	0,667**	N/A	N/A	N/A	N/A
UCG IM	N/A	N/A	N/A	N/A	0	0,3***	1***	NaN
ISP IM	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A
BMPS IM	0	0,371***	1***	NaN	N/A	N/A	N/A	N/A

Figure 19 : Réseau NA à la période 1

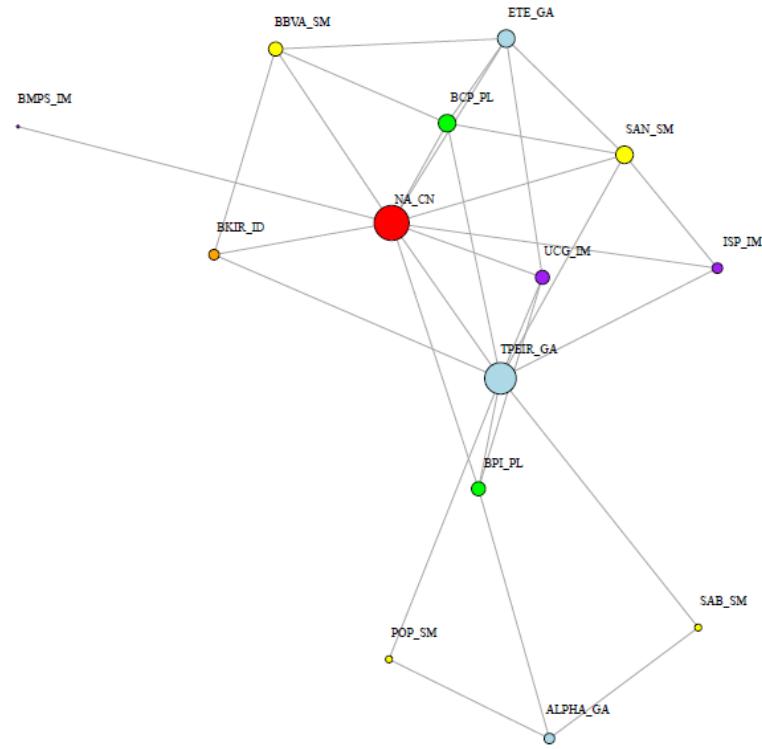


Figure 20 : Réseau NA à la période 3

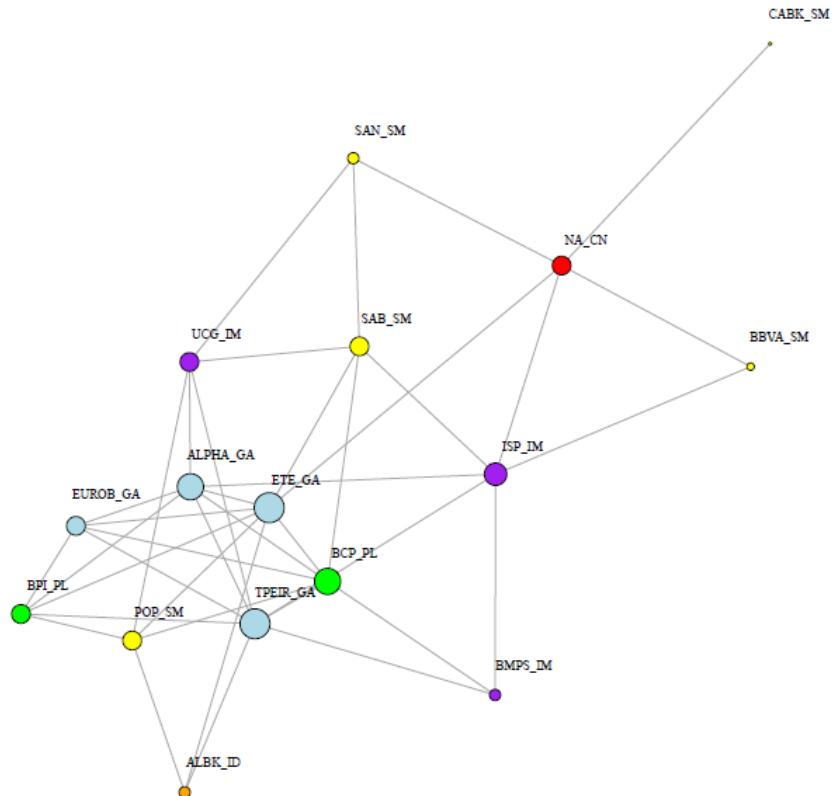


Figure 21 : Réseau NA à la période 4

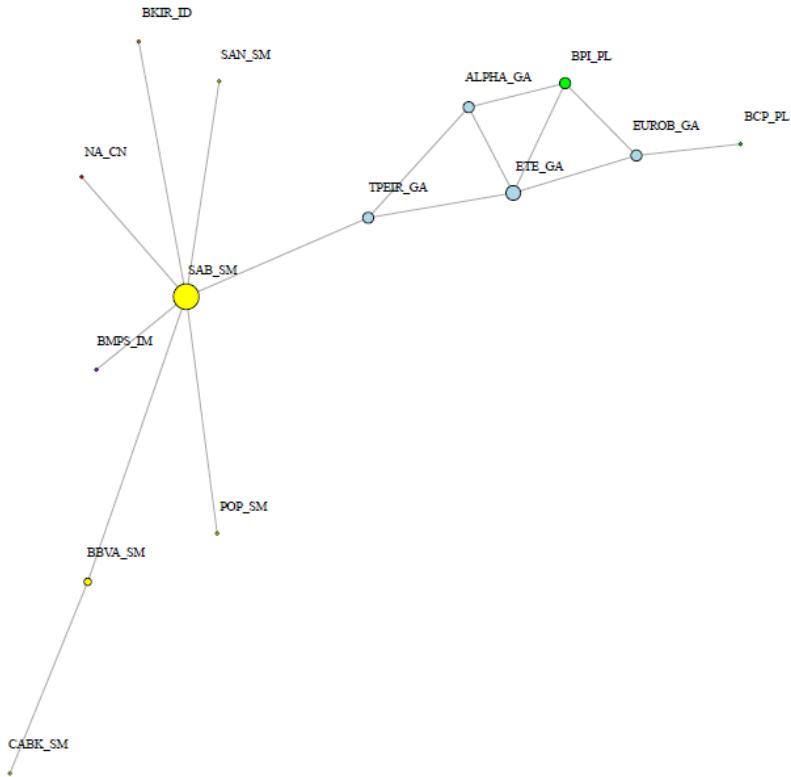


Figure 22 : Réseau NA à la période 5

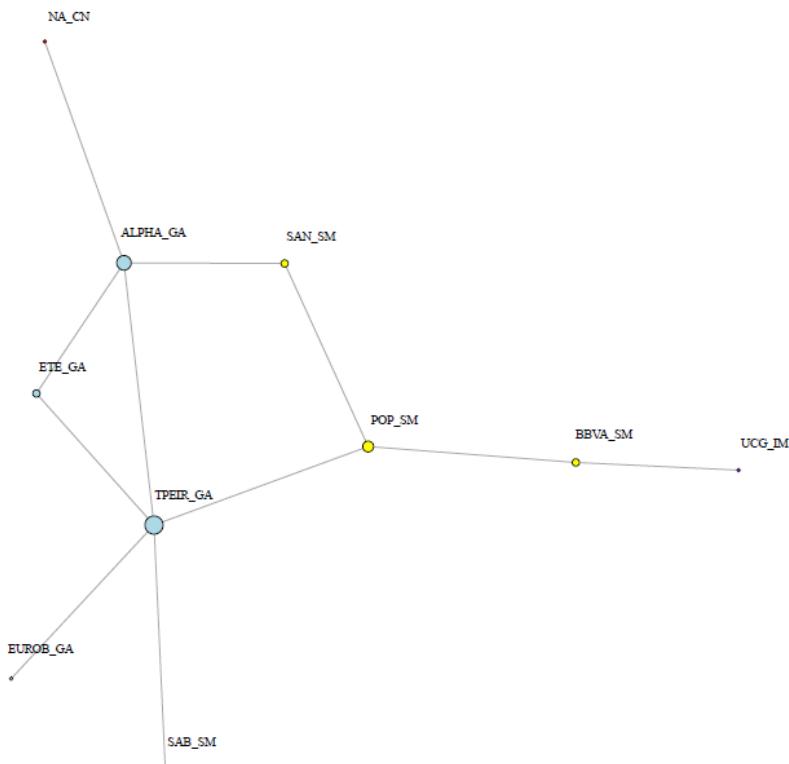


Tableau 37 : Statistiques du réseau CM pour l'ensemble des périodes

Le tableau 37 présente les statistiques du réseau CM pour l'ensemble des périodes. Le réseau CM est inexistant aux périodes 4 et 5. La *betweenness* normalisée d'une banque indique la fréquence que celle-ci fait partie intégrante de tous les chemins géodésiques possibles du réseau. La *closeness* normalisée d'une banque est l'inverse de la sommation des distances géodésique entre elle et les autres acteurs du réseau. Le degré d'une banque correspond au nombre de relations de cointégration qu'elle détient. Le coefficient *clustering* local normalisé d'une banque correspond au ratio entre le nombre de triangles dont elle fait partie et le nombre de triplets ouverts dont elle fait aussi partie. NaN indique que le *clustering* coefficient est non-calculable, car le degré est de 1.

	Betweenness	Closeness	Degré	Clustering	Betweenness	Closeness	Degré	Clustering	Betweenness	Closeness	Degré	Clustering
<i>Panel A: Période 1</i>												
CM CN	0,219	0,750	8	0,321	0***	0,379***	2***	1***	0,364***	0,75***	10***	0,222***
BKIR ID	0,049	0,571	3	0,333	0,032	0,458***	2***	0***	0**	0,441	1***	NaN
ALBK ID	N/A	N/A	N/A	N/A	0	0,379***	1***	NaN	0,068***	0,556***	4***	0,5!
SAN SM	0,035	0,632	5	0,600	N/A	N/A	N/A	N/A	0,005	0,536***	3***	0,667***
BBVA SM	0,015	0,462	3	0,333	0	0,407***	1***	NaN	0	0,517***	2***	1!
CABK SM	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A
POP SM	0,006	0,500	2	0,000	0,421***	0,579***	5***	0	0,042***	0,625**	6***	0,6***
SAB SM	0,006	0,545	3	0,667	0	0,407***	1***	NaN	0,017	0,556***	5***	0,5!
ETE GA	0,081	0,600	5	0,300	N/A	N/A	N/A	N/A	0,151***	0,682***	8***	0,357***
ALPHA GA	0,031	0,545	4	0,333	0**	0,379***	1***	NaN	0,056***	0,556***	4***	0,5!
TPEIR GA	0,336	0,800	9	0,222	0,032***	0,458***	2***	0***	0,003*	0,395***	2	0
EUROB GA	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	0	0,536***	3***	1***
BCP PL	0,041	0,571	4	0,500	N/A	N/A	N/A	N/A	0,033**	0,6***	7***	0,619***
BPI PL	0,027	0,571	4	0,500	0,076**	0,423***	3***	0,333***	0,025***	0,577***	6***	0,667***
UCG IM	0,017	0,571	3	0,333	0,533***	0,647***	5***	0***	0,08***	0,652	8***	0,5***
ISP IM	0,000	0,545	3	1,000	0,229***	0,55	4***	0***	0,08***	0,625***	7***	0,476***
BMPS IM	N/A	N/A	N/A	N/A	0,15***	0,478***	3***	0,333***	0***	0,469	4***	1***

Figure 23 : Réseau CM à la période 1

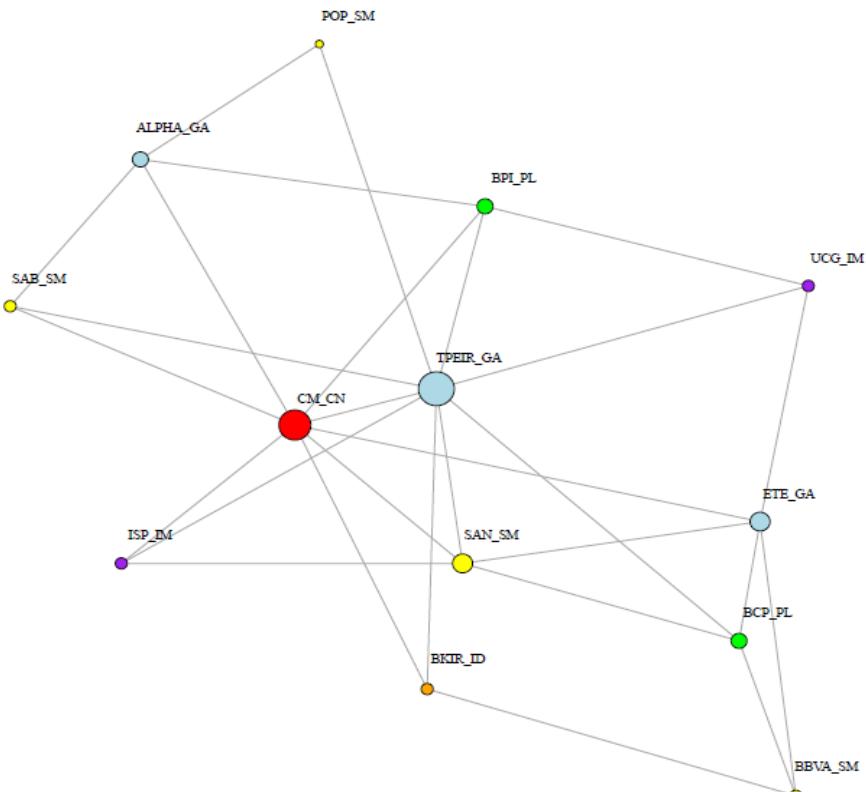


Figure 24 : Réseau CM à la période 2

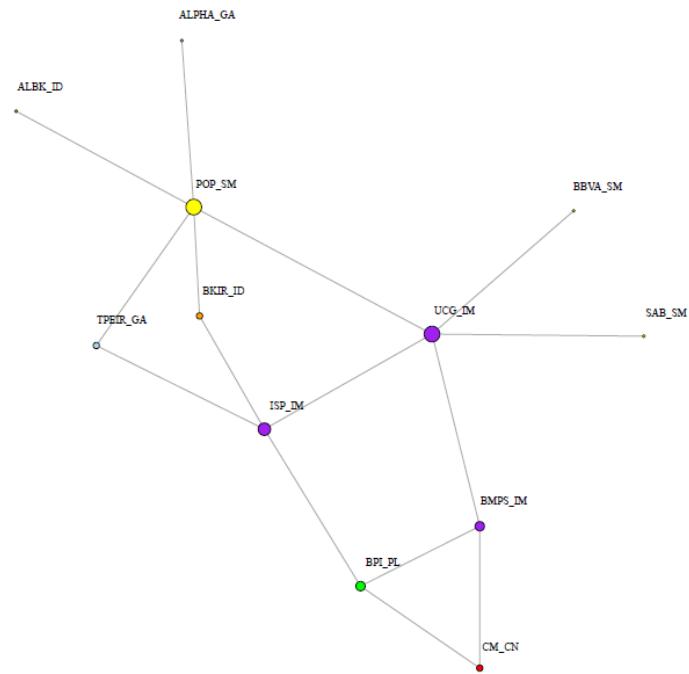


Figure 25 : Réseau CM à la période 3

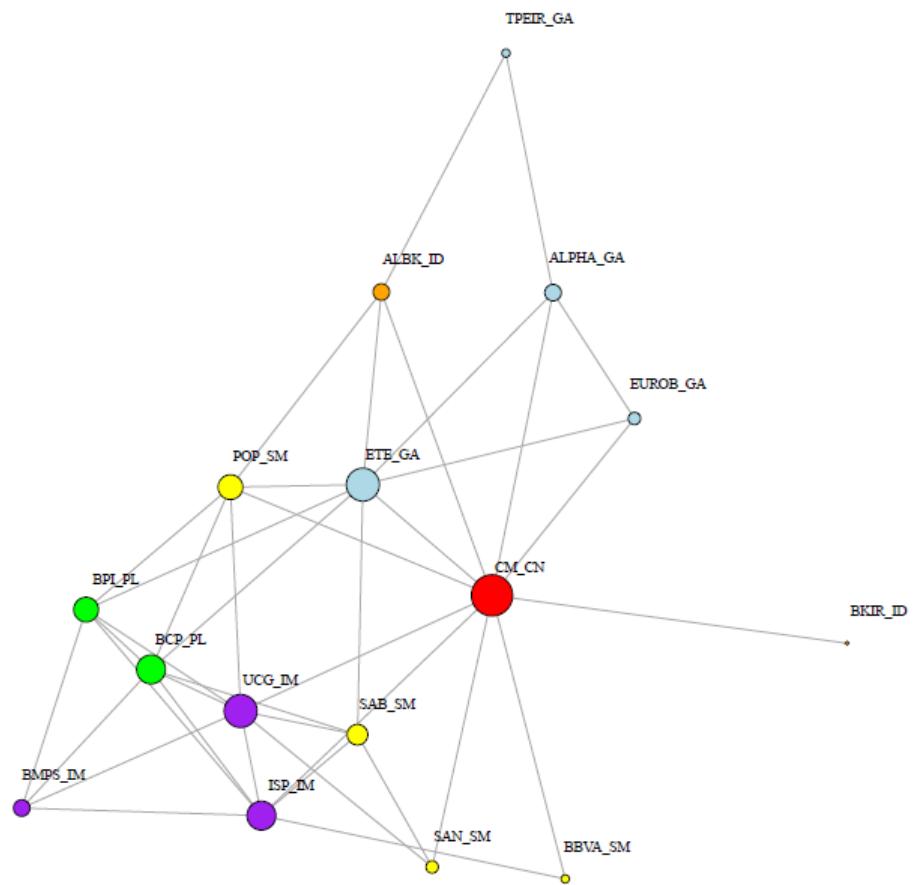


Tableau 38 : Statistiques du réseau BNS pour l'ensemble des périodes

Le tableau 38 présente les statistiques du réseau BNS pour l'ensemble des périodes. Le réseau BNS est inexistant à la période 4. La *betweenness* normalisée d'une banque indique la fréquence que celle-ci fait partie intégrante de tous les chemins géodésiques possibles du réseau. La *closeness* normalisée d'une banque est l'inverse de la sommation des distances géodésique entre elle et les autres acteurs du réseau. Le degré d'une banque correspond au nombre de relations de cointégration qu'elle détient. Le coefficient *clustering* local normalisé d'une banque correspond au ratio entre le nombre de triangles dont elle fait partie et le nombre de triplets ouverts dont elle fait aussi partie. NaN indique que le *clustering* coefficient est non-calculable, car le degré est de 1.

	Betweenness	Closeness	Degré	Clustering	Betweenness	Closeness	Degré	Clustering
<i>Panel A: Période 1</i>					<i>Panel B: Période 2</i>			
BNS CN	0,353	0,813	10	0,289	0***	0,333***	1***	NaN
BKIR ID	0,040	0,565	3	0,333	0,032	0,44***	2***	0***
ALBK ID	N/A	N/A	N/A	N/A	0	0,379***	1***	NaN
SAN SM	0,023	0,619	5	0,700	N/A	N/A	N/A	N/A
BBVA SM	N/A	N/A	N/A	0,333	0	0,407***	1***	NaN
POP SM	N/A	N/A	N/A	0,000	0,433***	0,579***	5***	0
SAB SM	N/A	N/A	N/A	0,000	0	0,407***	1***	NaN
ETE GA	0,049	0,565	5	0,500	N/A	N/A	N/A	N/A
ALPHA GA	0,050	0,565	4	0,167	0**	0,379***	1***	NaN
TPEIR GA	0,296	0,765	9	0,250	0,032***	0,44***	2***	0***
EUROB GA	0,000	0,464	1	NaN	N/A	N/A	N/A	N/A
BCP PL	0,057	0,619	5	0,600	N/A	N/A	N/A	N/A
BPI PL	0,010	0,565	4	0,667	0,042**	0,407***	2***	0***
UCG IM	0,017	0,591	4	0,667	0,567***	0,647***	5***	0***
ISP IM	0,000	0,542	3	1,000	0,217***	0,524	4***	0***
BMPS IM	N/A	N/A	N/A	N/A	0,223***	0,478***	3***	0
<i>Panel C: Période 3</i>					<i>Panel D: Période 5</i>			
BNS CN	0,428***	0,889***	14***	0,253!	0***	0,346***	1***	NaN
BKIR ID	0**	0,485**	1***	NaN	N/A	N/A	N/A	N/A
ALBK ID	0,007	0,571***	4***	0,5!	N/A	N/A	N/A	N/A
SAN SM	0	0,533***	3***	1***	0,264***	0,5***	3***	0
BBVA SM	0	0,516***	2***	1!	0,222***	0,429***	2***	0
CABK SM	0	0,484849	1	NaN	N/A	N/A	N/A	N/A
BKIA SM	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A
POP SM	0,028***	0,615**	6***	0,467***	0,472***	0,6***	3***	0
SAB SM	0,021*	0,615***	6***	0,533!	0***	0,391***	1***	NaN
ETE GA	0,087***	0,727***	10***	0,422***	0***	0,45***	2***	0,333***
ALPHA GA	0,043**	0,667***	8***	0,5!	0,139***	0,5***	3***	1***
TPEIR GA	0,057*	0,615***	8***	0,25***	0,542***	0,6***	5***	0,1**
EUROB GA	0,005	0,571***	4***	0,667***	0***	0,391***	1***	NaN
BCP PL	0,022*	0,64***	7***	0,524***	N/A	N/A	N/A	N/A
BPI PL	0,005**	0,5***	4***	0,5***	N/A	N/A	N/A	N/A
UCG IM	0,034***	0,615**	6***	0,4***	0***	0,31***	1***	NaN
ISP IM	0,042***	0,64***	7***	0,476***	N/A	N/A	N/A	N/A
BMPS IM	0,006***	0,593***	5***	0,7***	N/A	N/A	N/A	N/A

Figure 26 : Réseau BNS à la période 1

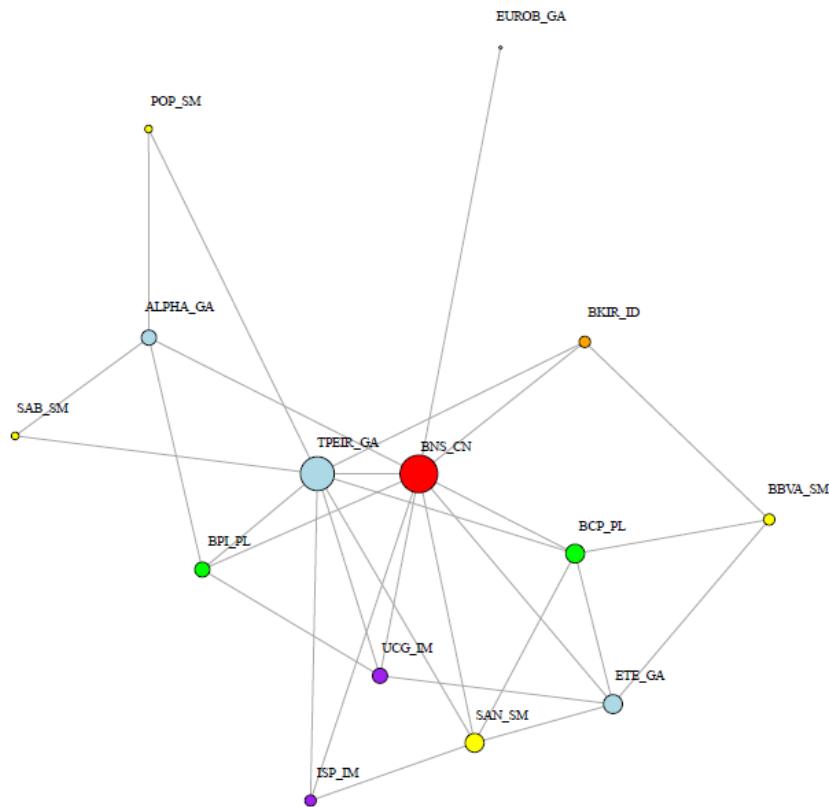


Figure 27 : Réseau BNS à la période 2

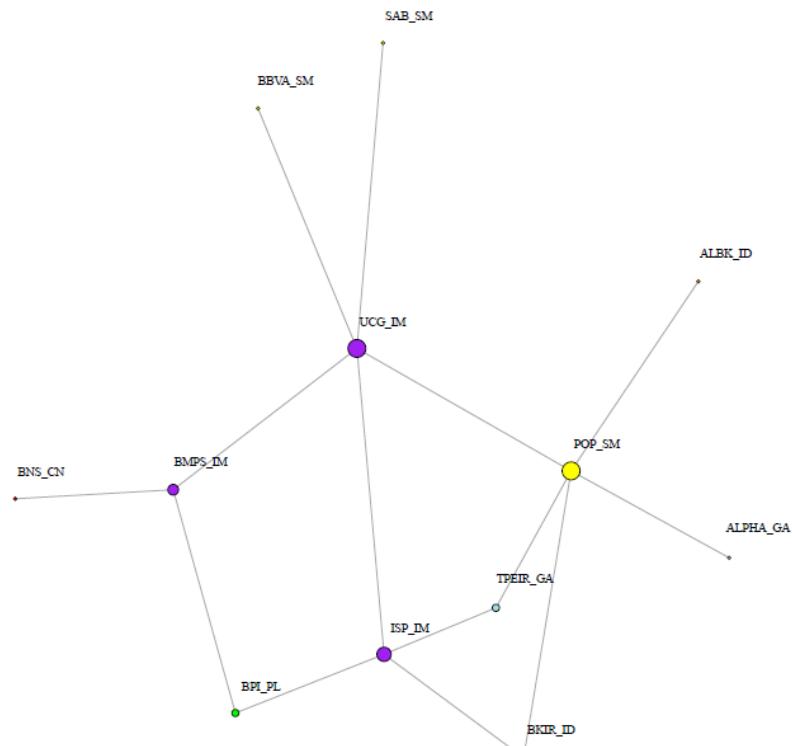


Figure 28 : Réseau BNS à la période 3

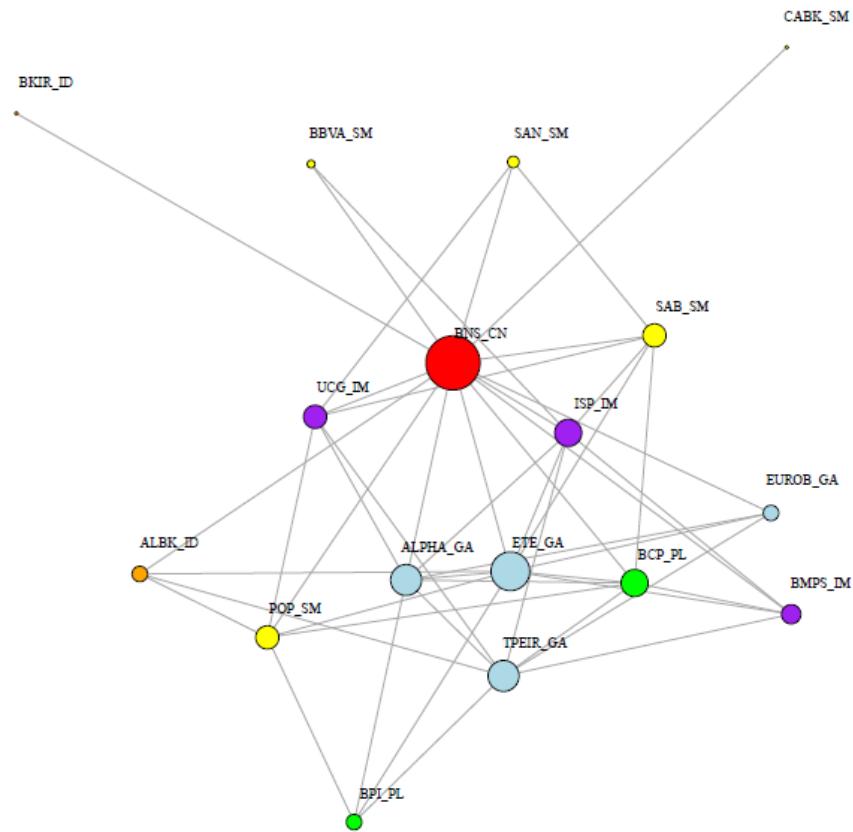


Figure 29 : Réseau BNS à la période 5

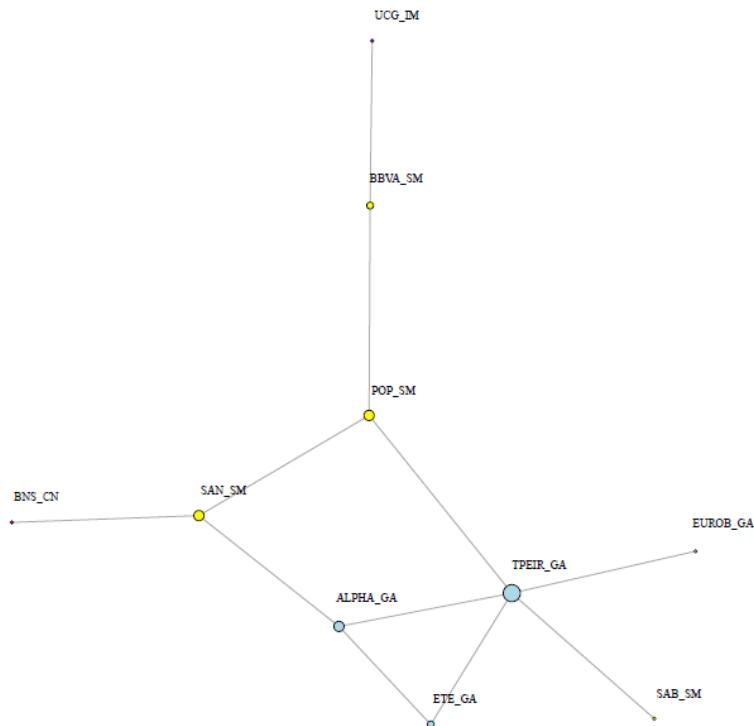


Tableau 39 : Statistiques du réseau BMO pour l'ensemble des périodes

Le tableau 39 présente les statistiques du réseau BMO pour l'ensemble des périodes. Le réseau BMO est inexistant à la période 5. La *betweenness* normalisée d'une banque indique la fréquence que celle-ci fait partie intégrante de tous les chemins géodésiques possibles du réseau. La *closeness* normalisée d'une banque est l'inverse de la sommation des distances géodésique entre elle et les autres acteurs du réseau. Le degré d'une banque correspond au nombre de relations de cointégration qu'elle détient. Le coefficient *clustering* local normalisé d'une banque correspond au ratio entre le nombre de triangles dont elle fait partie et le nombre de triplets ouverts dont elle fait aussi partie. NaN indique que le *clustering* coefficient est non-calculable, car le degré est de 1.

	Betweenness	Closeness	Degré	Clustering	Betweenness	Closeness	Degré	Clustering
<i>Panel A: Période 1</i>					<i>Panel B: Période 2</i>			
BMO CN	0,005	0,400	2	0,000	0	0,379*	2	1***
BKIR ID	0,044	0,500	2	0,000	0,032	0,458**	2	0
ALBK ID	N/A	N/A	N/A	N/A	0	0,379***	1***	NaN
SAN SM	0,045	0,545	4	0,500	N/A	N/A	N/A	N/A
BBVA SM	0,023	0,414	3	0,333	0*	0,407	1***	NaN
POP SM	0,089	0,522	3	0,000	0,421***	0,579***	5***	0
SAB SM	0,030	0,480	2	0,000	0**	0,407***	1***	NaN
ETE GA	0,052	0,500	4	0,333	N/A	N/A	N/A	N/A
ALPHA GA	0,028	0,429	3	0,000	0*	0,379***	1***	NaN
TPEIR GA	0,555	0,750	8	0,107	0,032***	0,458***	2***	0***
EUROB GA	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A
BCP PL	0,071	0,545	4	0,500	N/A	N/A	N/A	N/A
BPI PL	0,154	0,571	4	0,167	0,076***	0,423***	3***	0,333***
UCG IM	0,071	0,571	3	0,333	0,533***	0,647***	5***	0***
ISP IM	0,000	0,480	2	1,000	0,229***	0,55***	4***	0***
BMPS IM	N/A	N/A	N/A	N/A	0,15***	0,478***	3***	0,333***
<i>Panel C: Période 3</i>								
BMO CN	0,139***	0,517***	4***	0,333***	0,032***	0,419***	4	0,5***
BKIR ID	0**	0,349***	1***	NaN	0	0,371*	1	NaN
ALBK ID	0,004	0,469***	3***	0,333!	N/A	N/A	N/A	N/A
SAN SM	0	0,441***	2***	1***	0	0,382***	2	1
BBVA SM	0	0,385*	1	NaN	0,154***	0,406*	3***	0,333!
CABK SM	N/A	N/A	N/A	N/A	0	0,295***	1***	NaN
POP SM	0,031***	0,556*	5	0,3***	0**	0,382***	2***	1***
SAB SM	0,069***	0,577***	5***	0,3!	0,712***	0,565	7***	0,143***
ETE GA	0,162***	0,682***	9***	0,306***	0,301***	0,433***	4***	0,667***
ALPHA GA	0,159***	0,682***	8***	0,393!	0,058***	0,406***	3***	0,5***
TPEIR GA	0,125***	0,652***	8***	0,25***	0,513***	0,52***	3***	0,333**
EUROB GA	0,029*	0,536***	4***	0,5***	0,154***	0,333***	3***	0,333***
BCP PL	0,03**	0,577***	6***	0,4***	0**	0,255***	1***	0,667***
BPI PL	0,006***	0,517***	4***	0,5***	0,013	0,333***	3***	NaN
UCG IM	0,138***	0,6***	6***	0,2***	N/A	N/A	N/A	N/A
ISP IM	0,151***	0,6***	6***	0,333***	N/A	N/A	N/A	N/A
BMPS IM	0,005***	0,5*	4***	0,667***	0	0,371***	1***	NaN

Figure 30 : Réseau BMO à la période 1

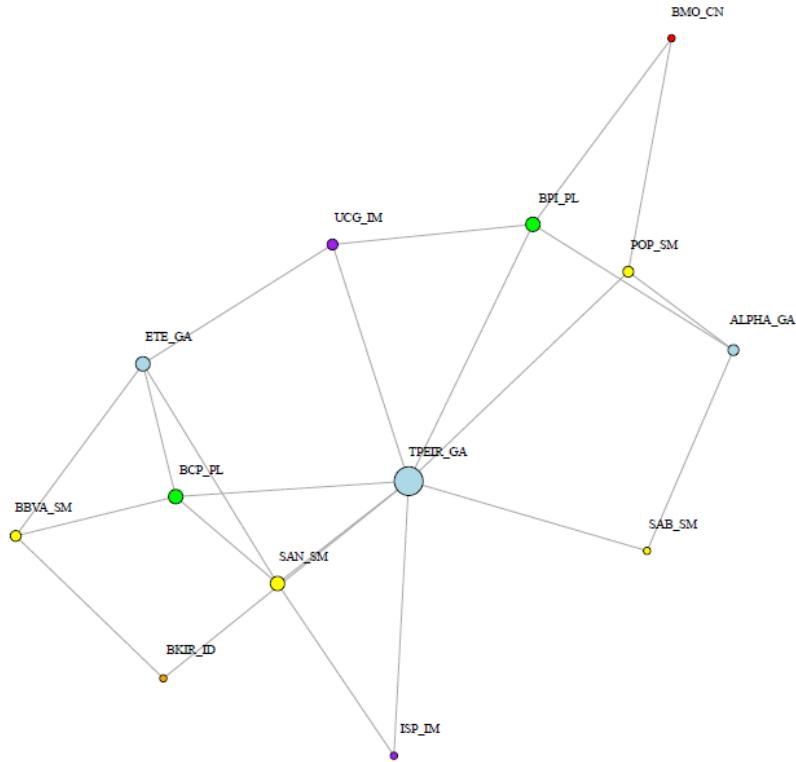


Figure 31 : Réseau BMO à la période 2

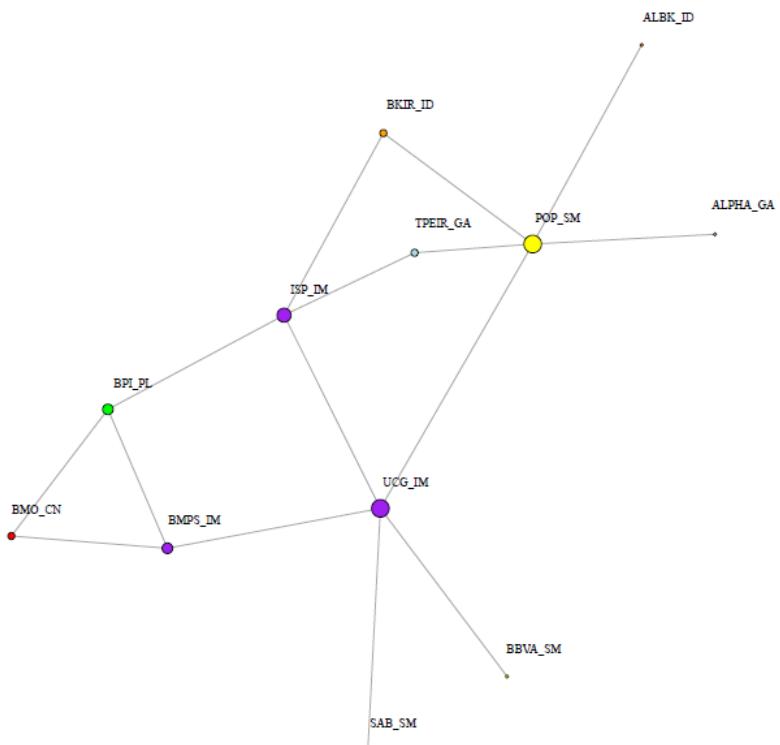


Figure 32 : Réseau BMO à la période 3

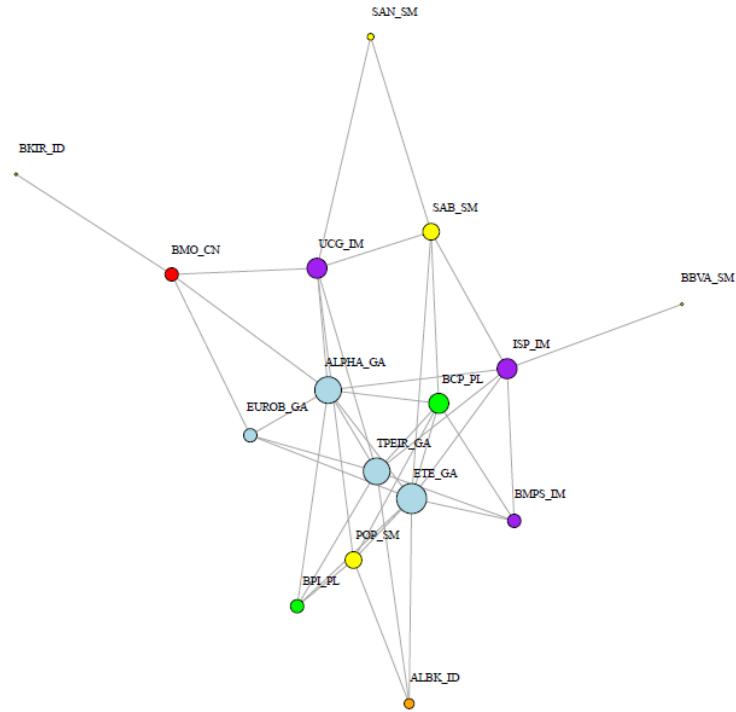
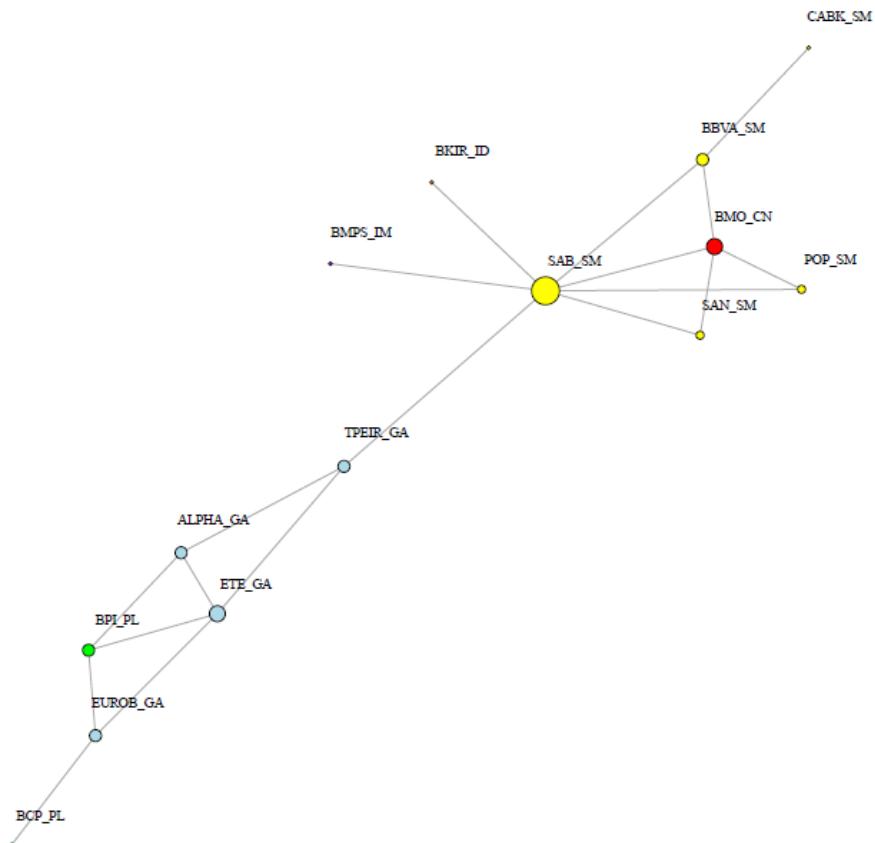


Figure 33 : Réseau BMO à la période 4



ANNEXE 4 : Statistiques descriptives des rendements hebdomadaires des D-Sibs canadiennes et des pays PIIGS

Tableau 40 : Statistiques descriptives des rendements hebdomadaires des D-Sibs canadiennes et des pays PIIGS à la sous-période 1

Le tableau 40 présente les statistiques descriptives des rendements hebdomadaires des D-Sibs canadiennes et des pays PIIGS à la sous-période 1. 208 observations sont comptées pour chaque banque. Les statistiques de chaque pays sont calculées à partir de la moyenne arithmétique de leurs statistiques des D-Sibs domestiques.

D-Sibs	Moyenne	Maximum	Minimum	Écart-Type	Médiane
TD CN	0,29%	15,84%	-9,46%	3,00%	0,38%
RY CN	0,36%	9,92%	-5,61%	2,27%	0,31%
NA CN	0,43%	7,30%	-7,35%	2,40%	0,64%
CM CN	0,26%	12,54%	-10,40%	2,94%	0,28%
BNS CN	0,38%	9,68%	-5,72%	2,30%	0,33%
BMO CN	0,36%	7,38%	-6,78%	2,33%	0,33%
Canada	0,35%	10,45%	-7,55%	2,54%	0,38%
BKIR ID	0,20%	11,52%	-9,33%	3,23%	-0,01%
ALBK ID	0,26%	9,37%	-8,87%	2,87%	0,57%
Irlande	0,23%	10,45%	-9,10%	3,05%	0,28%
SAN SM	0,19%	10,05%	-11,91%	3,44%	0,17%
BBVA SM	0,15%	11,17%	-11,53%	3,39%	0,21%
POP SM	0,23%	7,64%	-5,95%	2,32%	0,16%
SAB SM	0,30%	8,71%	-7,86%	2,31%	0,26%
Espagne	0,22%	9,39%	-9,31%	2,86%	0,20%
ETE GA	0,46%	14,37%	-8,61%	4,31%	0,04%
ALPHA GA	0,39%	14,95%	-10,59%	3,84%	0,61%
TPEIR GA	0,42%	14,47%	-13,24%	4,03%	0,12%
EUROB GA	0,37%	10,16%	-7,93%	3,46%	0,41%
Grèce	0,41%	13,49%	-10,09%	3,91%	0,29%
BCP PL	-0,13%	10,29%	-16,92%	3,60%	-0,13%
BPI PL	0,36%	13,19%	-7,51%	2,84%	0,15%
Portugal	0,12%	11,74%	-12,21%	3,22%	0,01%
UCG IM	0,24%	8,12%	-14,00%	3,17%	0,21%
ISP IM	0,36%	15,06%	-15,60%	4,49%	0,31%
BMPS IM	0,29%	18,04%	-12,50%	4,03%	0,32%
Italie	0,29%	13,74%	-14,03%	3,90%	0,28%

Tableau 41 : Statistiques descriptives des rendements hebdomadaires des D-Sibs canadiennes et des pays PIIGS à la sous-période 2

Le tableau 41 présente les statistiques descriptives des rendements hebdomadaires des D-Sibs canadiennes et des pays PIIGS à la sous-période 2. 141 observations sont comptées pour chaque banque. Les statistiques de chaque pays sont calculées à partir de la moyenne arithmétique de leurs statistiques des D-Sibs domestiques.

D-Sibs	Moyenne	Maximum	Minimum	Écart-Type	Médiane
TD CN	0,02%	13,64%	-10,32%	2,705%	0,12%
RY CN	0,07%	5,98%	-10,90%	2,63%	0,36%
NA CN	-0,07%	9,63%	-12,81%	2,81%	-0,03%
CM CN	-0,09%	10,63%	-10,47%	3,50%	0,16%
BNS CN	0,03%	6,34%	-10,99%	2,53%	0,23%
BMO CN	-0,15%	13,59%	-13,28%	3,43%	0,06%
Canada	-0,04%	9,23%	-11,69%	2,98%	0,15%
BKIR ID	-0,52%	18,70%	-13,73%	4,73%	-0,24%
ALBK ID	-0,41%	16,73%	-19,78%	4,74%	-0,53%
Irlande	-0,46%	17,71%	-16,75%	4,73%	-0,38%
SAN SM	0,10%	8,15%	-10,33%	2,99%	0,22%
BBVA SM	-0,09%	6,35%	-8,77%	3,13%	0,23%
POP SM	-0,14%	9,70%	-11,41%	3,85%	0,40%
SAB SM	0,08%	9,03%	-8,65%	3,13%	0,32%
Espagne	-0,01%	8,31%	-9,79%	3,27%	0,29%
ETE GA	0,07%	13,79%	-10,79%	4,56%	-0,02%
ALPHA GA	0,03%	8,01%	-12,69%	3,78%	0,25%
TPEIR GA	0,25%	20,26%	-15,71%	4,88%	0,39%
EUROB GA	-0,15%	8,55%	-10,88%	4,22%	0,11%
Grèce	0,05%	12,65%	-12,52%	4,36%	0,18%
BCP PL	-0,29%	11,19%	-14,64%	4,65%	-0,08%
BPI PL	-0,19%	21,59%	-13,18%	4,82%	0,05%
Portugal	-0,24%	16,39%	-13,91%	4,74%	-0,02%
UCG IM	-0,20%	10,73%	-13,63%	3,70%	0,10%
ISP IM	0,11%	9,77%	-8,18%	3,11%	0,05%
BMPS IM	-0,25%	7,39%	-10,72%	3,15%	-0,06%
Italie	-0,11%	9,30%	-10,84%	3,32%	0,03%

Tableau 42 : Statistiques descriptives des rendements hebdomadaires des D-Sibs canadiennes et des pays PIIGS à la sous-période 3

Le tableau 42 présente les statistiques descriptives des rendements hebdomadaires des D-Sibs canadiennes et des pays PIIGS à la sous-période 3. 67 observations sont comptées pour chaque banque. Les statistiques de chaque pays sont calculées à partir de la moyenne arithmétique de leurs statistiques des D-Sibs domestiques.

D-Sibs	Moyenne	Maximum	Minimum	Écart-Type	Médiane
TD CN	0,23%	16,46%	-22,90%	6,35%	0,13%
RY CN	0,38%	20,54%	-18,02%	6,94%	0,46%
NA CN	0,39%	18,60%	-23,29%	7,03%	0,77%
CM CN	0,33%	19,63%	-21,03%	7,27%	0,84%
BNS CN	0,22%	18,40%	-16,56%	6,74%	0,85%
BMO CN	0,38%	17,25%	-21,81%	7,21%	-0,23%
Canada	0,32%	18,48%	-20,60%	6,92%	0,47%
BKIR ID	1,18%	83,04%	-45,84%	26,57%	-2,13%
ALBK ID	-0,20%	60,82%	-50,04%	23,82%	-3,84%
Irlande	0,49%	71,93%	-47,94%	25,20%	-2,99%
SAN SM	0,45%	21,88%	-21,64%	8,30%	1,78%
BBVA SM	0,38%	19,45%	-18,36%	7,80%	1,36%
CABK SM	0,13%	16,92%	-21,02%	5,30%	0,43%
POP SM	-0,23%	18,51%	-18,76%	7,42%	-1,00%
SAB SM	-0,37%	19,00%	-16,04%	5,15%	-0,07%
Espagne	0,07%	19,15%	-19,16%	6,79%	0,50%
ETE GA	-0,17%	37,81%	-32,12%	10,24%	0,87%
ALPHA GA	-0,53%	20,21%	-21,45%	9,42%	-0,31%
TPEIR GA	-0,69%	18,71%	-20,57%	8,98%	-1,12%
EUROB GA	-0,36%	29,53%	-25,38%	9,24%	0,40%
Grèce	-0,44%	26,57%	-24,88%	9,47%	-0,04%
BCP PL	-0,46%	17,16%	-13,15%	6,45%	-0,68%
BPI PL	-0,01%	11,52%	-14,08%	5,78%	0,08%
Portugal	-0,23%	14,34%	-13,62%	6,12%	-0,30%
UCG IM	0,03%	36,91%	-31,49%	11,50%	1,00%
ISP IM	-0,25%	18,71%	-24,41%	8,43%	0,41%
BMPS IM	-0,60%	12,81%	-19,07%	6,40%	-0,30%
Italie	-0,28%	22,81%	-24,99%	8,78%	0,37%

Tableau 43 : Statistiques descriptives des rendements hebdomadaires des D-Sibs canadiennes et des pays PIIGS à la sous-période 4

Le tableau 43 présente les statistiques descriptives des rendements hebdomadaires des D-Sibs canadiennes et des pays PIIGS à la sous-période 4. 121 observations sont comptées pour chaque banque. Les statistiques de chaque pays sont calculées à partir de la moyenne arithmétique de leurs statistiques des D-Sibs domestiques.

D-Sibs	Moyenne	Maximum	Minimum	Écart-Type	Médiane
TD CN	0,26%	6,70%	-6,35%	2,49%	0,38%
RY CN	0,07%	12,37%	-7,63%	2,79%	-0,03%
NA CN	0,26%	5,94%	-7,33%	2,60%	0,26%
CM CN	0,13%	6,67%	-7,81%	2,60%	0,16%
BNS CN	0,14%	5,05%	-6,69%	2,35%	0,39%
BMO CN	0,11%	7,15%	-6,53%	2,46%	0,19%
Canada	0,16%	7,32%	-7,06%	2,55%	0,23%
BKIR ID	-1,11%	28,73%	-46,61%	11,50%	-1,42%
ALBK ID	-1,33%	49,69%	-38,82%	15,47%	-4,74%
Irlande	-1,22%	39,21%	-42,71%	13,49%	-3,08%
SAN SM	-0,58%	17,35%	-18,28%	5,84%	-0,77%
BBVA SM	-0,59%	21,79%	-20,53%	6,30%	-0,40%
CABK SM	-0,16%	25,54%	-12,73%	4,71%	0,44%
POP SM	-0,58%	18,04%	-20,75%	5,99%	-1,18%
SAB SM	-0,48%	19,31%	-11,44%	5,72%	-1,18%
Espagne	-0,48%	20,41%	-16,74%	5,71%	-0,62%
ETE GA	-1,46%	28,71%	-25,01%	9,42%	-2,10%
ALPHA GA	-0,99%	77,83%	-26,49%	13,41%	-1,86%
TPEIR GA	-1,71%	74,26%	-28,86%	12,32%	-1,66%
EUROB GA	-1,25%	80,94%	-29,68%	14,65%	-2,88%
Grèce	-1,35%	65,43%	-27,51%	12,45%	-2,13%
BCP PL	-1,48%	26,77%	-24,88%	6,89%	-1,19%
BPI PL	-1,21%	20,50%	-18,70%	6,07%	-1,29%
Portugal	-1,34%	23,63%	-21,79%	6,48%	-1,24%
UCG IM	-1,05%	19,70%	-38,71%	7,94%	-1,10%
ISP IM	-0,57%	19,21%	-20,91%	7,12%	-1,04%
BMPS IM	-1,05%	31,00%	-17,91%	6,87%	-1,84%
Italie	-0,89%	23,31%	-25,84%	7,31%	-1,33%

Tableau 44 : Statistiques descriptives des rendements hebdomadaires des D-Sibs canadiennes et des pays PIIGS à la sous-période 5

Le tableau 44 présente les statistiques descriptives des rendements hebdomadaires des D-Sibs canadiennes et des pays PIIGS à la sous-période 4. 121 observations sont comptées pour chaque banque. Les statistiques de chaque pays sont calculées à partir de la moyenne arithmétique de leurs statistiques des D-Sibs domestiques.

D-Sibs	Moyenne	Maximum	Minimum	Écart-Type	Médiane
TD CN	0,18%	7,17%	-9,25%	2,00%	0,43%
RY CN	0,19%	6,04%	-8,32%	1,98%	0,26%
NA CN	0,09%	8,12%	-10,04%	2,35%	0,24%
CM CN	0,17%	9,43%	-10,17%	2,11%	0,29%
BNS CN	0,08%	6,67%	-8,52%	2,10%	0,25%
BMO CN	0,19%	6,51%	-11,35%	2,02%	0,34%
Canada	0,15%	7,32%	-9,61%	2,09%	0,30%
BKIR ID	0,82%	22,18%	-18,69%	5,73%	0,48%
ALBK ID	0,13%	58,77%	-46,48%	9,98%	0,10%
Irlande	0,47%	40,47%	-32,58%	7,85%	0,29%
SAN SM	0,21%	14,52%	-18,44%	4,32%	0,18%
BBVA SM	0,34%	12,14%	-10,75%	4,11%	0,41%
CABK SM	0,35%	17,22%	-14,77%	4,86%	0,10%
BKIA SM	0,34%	307,94%	-84,76%	25,47%	-0,51%
POP SM	-0,12%	23,93%	-15,23%	6,37%	-0,48%
SAB SM	0,30%	22,82%	-13,63%	5,99%	-0,07%
Espagne	0,24%	66,43%	-26,26%	8,52%	-0,06%
ETE GA	-1,40%	84,99%	-65,64%	17,08%	-1,53%
ALPHA GA	0,26%	71,92%	-75,00%	14,93%	-0,10%
TPEIR GA	-1,23%	122,98%	-76,49%	19,23%	-1,38%
EUROB GA	-0,84%	148,61%	-74,19%	22,78%	-1,35%
Grèce	-0,80%	107,12%	-72,83%	18,51%	-1,09%
BCP PL	0,45%	19,82%	-16,81%	7,13%	0,12%
BPI PL	0,86%	31,57%	-21,41%	7,24%	0,26%
Portugal	0,65%	25,69%	-19,11%	7,19%	0,19%
UCG IM	0,49%	17,54%	-13,15%	5,01%	0,14%
ISP IM	0,72%	10,74%	-11,93%	4,45%	1,04%
BMPS IM	-0,43%	24,25%	-39,71%	8,19%	-0,31%
Italie	0,26%	17,51%	-21,60%	5,89%	0,29%