

Louvain School of Management

Intégration financière et volatilité : une étude empirique sur des données américaines

Mémoire recherche réalisé par
Thomas Staquet

en vue de l'obtention du titre de
Master en ingénieur de gestion, à finalité spécialisée en Finance

Promoteur(s)
Professeure Sophie Béreau

Année académique 2016-2017

Je tiens à remercier toutes les personnes qui m'ont aidé à la réalisation de ce mémoire de fin d'études. Je remercie en particulier ma promotrice de mémoire, la professeure Sophie Béreau, pour ses conseils précieux ainsi que son accompagnement continu.

Je remercie également ma famille ainsi que mes amis pour leur attention et leur aide au cours de l'écriture de ce mémoire de fin d'études.

Table des matières

Partie I : Introduction	1
Chapitre I.1 Enoncé du problème.....	1
Chapitre I.2 Contexte.....	1
Section I.1.a Intégration financière et libéralisation	1
Section I.1.b Volatilité financière	5
Chapitre I.3 Motivations.....	7
Partie II : Revue de la littérature	8
Chapitre II.1 Cadre théorique.....	8
Section II.1.a Intégration financière et croissance économique	9
Section II.1.b Intégration financière et la volatilité macroéconomique.....	11
Section II.1.c Volatilité financière et effets sur l'économie.....	13
Section II.1.d Volatilité financière et crises financières	16
Section II.1.e Facteurs impactant la volatilité financière	17
Section II.1.f Volatilité financière et décomposition spectrale	18
Chapitre II.2 Modèle.....	19
Section II.2.a Bref résumé de la revue de littérature	19
Section II.2.b Liste des démarches suivies et des hypothèses à tester	20
Partie III : Méthodologie.....	21
Chapitre III.1 Choix des variables	21
Section III.1.a Variable de la volatilité financière	21
Section III.1.b Variable de l'intégration financière.....	22
Chapitre III.2 Méthode et exécution	24
Partie IV : Recherche et résultats	25
Chapitre IV.1 Recherche.....	25
Section IV.1.a Vue d'ensemble.....	25
Section IV.1.b Etape 1 : Analyse de la volatilité financière intra journalière avec un seul facteur	25
Section IV.1.c Etape 2 : Analyse de la volatilité financière intra journalière avec deux facteurs (décomposition spectrale).....	33
Section IV.1.d Etape 3 : Analyse de l'impact de l'intégration financière sur la volatilité financière	41
Chapitre IV.2 Résultats.....	46
Section IV.2.a Régression de la volatilité financière.....	47
Partie V : Conclusion.....	53

Chapitre V.1 Bref résumé de l'étude	53
Chapitre V.2 Implications de l'étude	53
Chapitre V.3 Limitations et suggestions	54
Bibliographie.....	56
Annexes	Erreur ! Signet non défini.

Partie I : Introduction

Chapitre I.1 Enoncé du problème

L'objectif de ce mémoire est d'évaluer l'impact de l'intégration financière européenne de 1970 à 2014 sur la volatilité financière de l'indice Standard and Poor's 500 sur ce même intervalle de temps. Une analyse approfondie de la volatilité financière sera également accomplie afin de parvenir à cet objectif.

Chapitre I.2 Contexte

Avant d'entamer l'analyse de la volatilité financière et de l'intégration financière, la section suivante de ce mémoire est allouée à la contextualisation et à la définition de ces deux concepts. Dans un premier temps, nous étudierons l'origine de l'intégration financière.

Section I.1.a Intégration financière et libéralisation

Au cours du dernier quart du 20^{ième} siècle, la financiarisation de l'économie européenne est un processus qui a connu plusieurs transformations considérables, marquées par le bouleversement des systèmes de communications et d'informations, ainsi que par la globalisation et la libéralisation financière (Harribey, 2000). De cette manière, une part croissante de l'économie de l'Union européenne notamment, a été allouée aux activités financières (fonds d'investissement, assurances, placements, etc.), entraînée par une forte augmentation des flux de capitaux mondiaux.

En effet, deux des quatre principales vagues de capitaux de l'Histoire se sont produites durant cette période. La première suite à l'extension des prêts bancaires internationaux aux pays en voie de développement en 1973 jusqu'à la crise de la dette mexicaine en 1982, et la seconde dans les années nonante, favorisée par les flux de capitaux entre fonds d'investissement privés et le financement étranger direct vers les économies émergentes (Eichengreen, 1999).

Chacune de ces vagues de flux de capitaux a été accompagnée par une forte augmentation du commerce et de l'investissement mondial, et souvent en définitive, ponctuée par une sévère instabilité monétaire ou financière, parfois par une crise politique et/ou économique globale (Eichengreen, 1999).

La libéralisation croissante de l'économie mondiale, et notamment l'intégration financière européenne, a contribué à cette augmentation des flux entre investisseurs étrangers, qu'ils soient publics ou privés (Caupin, 2014). La libéralisation et l'intégration financière sont de surcroît deux processus qui sont aussi au cœur de la fondation de l'Union Européenne.

La Banque Centrale européenne définit comme suit l'intégration financière : « *l'intégration financière dans la zone euro des marchés financiers est achevée, lorsque l'ensemble des agents économiques dans cette zone font face à des règles identiques et ont un accès équivalent aux instruments financiers ou services de ces marchés financiers* »¹.

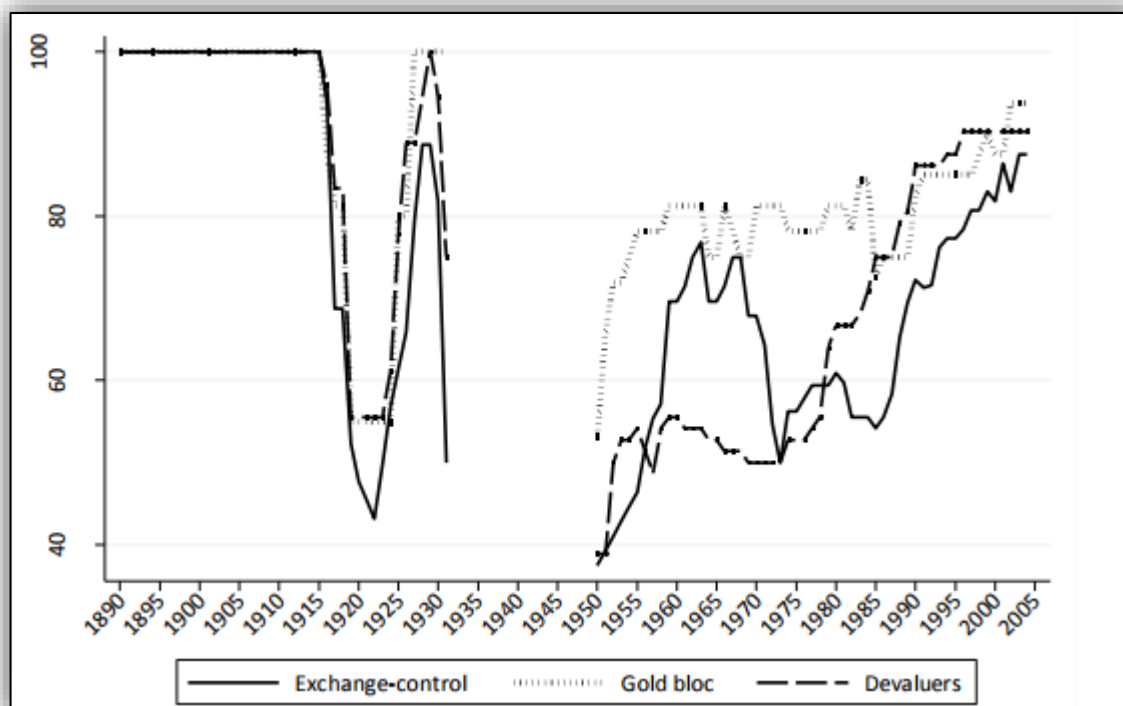
En outre, la libéralisation se traduit, de manière comparable à l'intégration financière, par une ouverture à la concurrence et une diminution de l'intervention étatique et de contraintes régulatrices.

L'histoire de la libéralisation et de l'intégration financière n'est pas récente, par ailleurs l'intégration financière était étonnamment plus élevée avant la Première Guerre mondiale qu'aujourd'hui, avec peu de variations entre pays (voir figure 1, page suivante). La guerre mondiale de 1914-1918 ainsi que la Grande Dépression des années 1930 déclenchèrent de fortes réactions protectionnistes et mirent fin à ce haut degré d'intégration financière, limitant les flux de capitaux internationaux (Esteves, 2011).

Certaines de ces mesures protectionnistes ne seront levées qu'à partir de la fin des années soixante, d'autres sont toujours d'application aujourd'hui.

¹ Baele, L., Ferrando, A., Hördahl, P., Krylova, E., & Monnet C. (2004). Measuring financial integration in the Euro area. *Occasional paper series*, 14. En ligne.

https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=749045



²**Figure 1 :** Intégration financière moyenne, de 1890 à 2005, selon 3 types d'économies : *Exchange control*, pays appliquant un contrôle sévère des capitaux. *Gold bloc* (ou bloc de l'étalon-or), pays dont les standards économiques sont basés sur des quantités fixes d'or. *Devaluers*, pays autorisant la dévaluation de leur monnaie. L'échelle varie de 0 à 100, 100 étant le niveau d'intégration financière le plus élevé.

Ce haut degré d'intégration avant 1914 s'explique par l'absence presque totale de contraintes aux flux de capitaux internationaux. Les seuls exemples de mesures protectionnistes existantes à l'époque étaient modérés et consistaient essentiellement en une discrimination positive de certains empires européens (France, Royaume-Uni) envers leurs colonies et protectorats, sous forme de garantie financière explicite principalement. Par exemple, la France taxait à 2% les actions étrangères contre 1,2% pour les actions françaises et actions issues des colonies, à 1% les bons d'état étrangers contre 0% pour les bons d'Etat français et bons issus des colonies (Esteves, 2011).

D'autre part, l'avènement de l'Union européenne initié dans les années cinquante, fut un premier tournant décisif vers un retour à un haut degré d'intégration européen. De ce fait, le Traité de Rome (1957), l'Acte unique européen (1986), le Traité sur l'Union européenne

² Quinn, D. (2003). Capital Account Liberalization and Financial Globalization, 1890- 1999: A Synoptic View. *International Journal of Finance and Economics*, 8.

(1992), ainsi que d'autres directives établies dans les années nonante, ont été les fondements majeurs à une intégration financière européenne. En ce sens, la Commission européenne a fondé en 1999 un programme de réformes ayant pour but d'éliminer certains défauts et limites des traités précédents ; le Plan d'Action pour les Services Financiers (Pop, 2008).

De surcroit, l'Union économique et monétaire établie en juillet 1990 fut une étape cruciale de l'intégration financière européenne. En effet, selon Bela Bassa³, l'union économique et monétaire est la cinquième et ultime étape de l'intégration financière avec la création d'une monnaie commune, généralement précédée de 4 étapes :

- I. La zone de libre-échange (suppression des droits de douane et des limitations quantitatives à l'importation entre les pays membres) ;
- II. L'union douanière (zone de libre-échange dotée d'un tarif extérieur commun) ;
- III. Le marché commun, une union douanière où les facteurs de production peuvent circuler sans entraves d'un pays à l'autre ;
- IV. L'union économique, un marché commun marqué par l'harmonisation des politiques économiques des différents États-membres.

La poursuite de l'intégration financière européenne a eu pour conséquence la décentralisation des marchés financiers, comme cité par Jean-Claude Trichet, ancien Président de la Banque Centrale européenne en 2003 : « *Pascal a décrit l'univers comme un cercle dont le centre est partout et la circonférence nulle part. Cette définition s'applique assez bien aux marchés de capitaux en euro. Marchés globaux du fait de l'utilisation internationale de l'euro, ce sont également des marchés qui ne s'organisent pas autour d'un seul centre financier, ni même d'un centre financier principal, mais bien autour d'une constellation de places financières réparties à travers la zone euro et au-delà* »⁴.

De nombreuses études aussi bien théoriques qu'empiriques, soulignent les bienfaits de cette intégration financière : il en ressort que l'intégration financière contribue à la croissance

³ Balassa, B. (1961). *The theory of economic integration*. Royaume-Uni : Taylor Garnett Evans & Co.

⁴ Intervention de M. Jean-Claude Trichet Président de la Banque centrale européenne, Paris, le 3 décembre 2003. Issu de : Banque centrale européenne. (2003). *Intégration financière : où en sommes-nous ?* En ligne. <https://www.ecb.europa.eu/press/key/date/2003/html/sp031203.fr.html>

économique en supprimant les contraintes et entraves à l'échange, et alloue les capitaux de manière plus efficace (Baele, Ferrando, Hördahl, Krylova, & Monnet, 2004).

Néanmoins, l'intégration financière mondiale peut être source de contagion lorsqu'un pays en particulier subit une crise sévère (Daguzan, 2011). L'exemple le plus probant et le plus récent est certainement la crise américaine des subprimes de 2007 et sa contagion en une crise financière globale en 2008, touchant la presque totalité des régions du globe.

D'autre part, Jean-Claude Trichet avait également souligné lors du même discours l'importance de la gestion des risques systémiques suite à un plus grand niveau d'intégration financière, 5 ans avant la crise financière de 2008 : « *Permettez-moi ici un a parte qui touche au caractère spécifique du système bancaire. Il est en effet une source de risques particuliers, de risques systémiques, qui sont directement liés au rôle de transformation opéré par les banques, ainsi qu'à leur rôle dans les systèmes de paiement notamment. De ce fait, au vu des responsabilités qui sont les nôtres, il est essentiel que la BCE et les banques centrales nationales de l'Eurosystème soit impliquées activement dans le processus de réglementation. Il est tout aussi nécessaire que les banques centrales collaborent de manière approfondie avec les autorités compétentes en matière de supervision* »⁵.

Section I.1.b Volatilité financière

De manière analogue à l'intégration financière, notre deuxième variable d'intérêt est introduite dans cette section afin de présenter et de définir la variable et son contexte.

Depuis des décennies, la volatilité financière a été indissociable de la performance des indices des marchés financiers en permettant une mesure du risque, et donc du *return* par unité de risque, fondement entre autres du Capital Asset Pricing Model (CAPM). Dès lors, ce concept a été abondamment et largement étudié, dont l'un des pionniers fut Frank H. Knight en 1921, en proposant de dissocier le risque mesurable et le risque non-mesurable reflétant l'incertitude (Grouard, Lévy, & Lubochinsky, 2003).

⁵Intervention de M. Jean-Claude Trichet Président de la Banque centrale européenne, Paris, le 3 décembre 2003. Issu de : Banque centrale européenne. (2003). *Intégration financière : où en sommes-nous ?* En ligne. <https://www.ecb.europa.eu/press/key/date/2003/html/sp031203.fr.html>

D'un point de vue historique, certains pourraient penser que les marchés financiers sont moins volatiles durant notre époque contemporaine qu'au 19^{ième}, étant donné la plus forte gestion des risques aujourd'hui, quels qu'ils soient. Pourtant, il a été prouvé de manière empirique que la période 1985-2006 a été la période avec la plus forte volatilité financière des marchés boursiers internationaux depuis 1800, suivie par la période de 2007 à aujourd'hui. Une des principales sources de cette forte volatilité étant les crises financières et bancaires multiples subies par les pays asiatiques et d'Amérique du Sud (Danielsson, Valenzuela, & Zer, 2016).

Par ailleurs, les deux périodes présentant les plus faibles volatilités financières sont la période allant de 1800 à 1872, avant l'intronisation de l'étalon-or, ainsi que la période suivante, de 1873 à 1913 (Danielsson et al., 2016).

Le graphique ci-dessous démontre ce paradigme (figure 2). En effet, on peut facilement observer que la volatilité financière était bien plus faible aux 19^{ième} et 20^{ième} siècle. Par contre, celle-ci explose au fil du temps, atteignant un pic dans les années 1930 et dans les années 1980 à 2010 environ. On peut aussi observer que la volatilité financière est bien plus forte dans les pays émergents (ligne rouge) que dans les pays développés (ligne bleue), et ce quelle que soit la période.

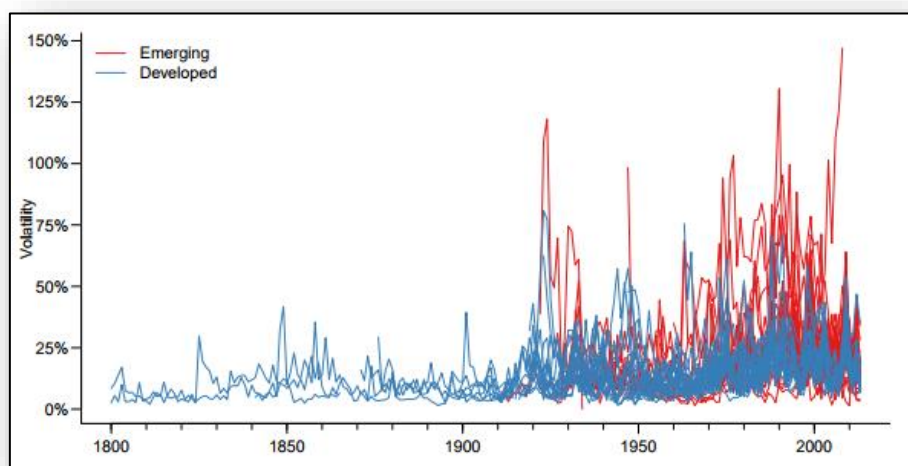


Figure 2 : Evolution de la volatilité financière en pourcentage des principaux marchés financiers de 1800 à nos jours. De nouveaux marchés financiers sont incorporés à mesure que les données sont disponibles. En rouge, les marchés financiers issus des pays émergents ; en bleu, les marchés financiers issus des pays développés.

⁶ Danielsson, J., Valenzuela, M., Zer, I. (2016). Learning from History: Volatility and Financial Crises. En ligne. <http://www.riskresearch.org/files/DanielssonValenzuelaZer2015.pdf>

Chapitre I.3 Motivations

Bien que de nombreuses études et une littérature abondante soient déjà existantes sur la volatilité financière, peu d'entre elles étudient l'impact de l'intégration financière sur cette variable, ou du moins, se focalisent sur la volatilité en tant que donnée macroéconomique et non financière (cette variable sera également introduite dans la revue de littérature).

D'un autre point de vue, l'intégration financière semble être redevenue un sujet international d'actualité. En effet, même si l'intégration financière européenne est établie depuis de nombreuses années, de multiples projets d'intégration sont actuellement en cours de négociation ou ont été récemment adoptés. Plusieurs exemples ont été largement médiatisés tels que le *Transatlantic Trade and Investment Partnership* (TTIP) ou le *Comprehensive Economic and Trade Agreement* (CETA). Le premier désigne un traité prévoyant une zone de libre-échange entre l'Union européenne et les Etats-Unis, et le second une zone de libre-échange entre le Canada et l'Union européenne. Encore plus récemment, le 6 juillet 2017, un premier accord a été signé sur l'établissement d'une zone de libre-échange entre le Japon et l'Union européenne.

De cette manière, l'actualité récente tend à démontrer que nous nous rapprochons d'un monde entièrement intégré d'un point de vue financier. Dès lors, étudier l'impact de cette mesure sur une des variables fondamentales des marchés financiers, peut revêtir un intérêt particulier pour évaluer l'impact futur de la création de zone(s) de libre(s)-échange(s). De surcroît, cette tendance semble s'accélérer et s'amplifier au fil des années et touche notamment certains pays émergents comme le Viêt Nam, dont des avancées significatives ont été accomplies pour l'établissement d'une zone de libre-échange avec l'Union européenne en 2018.

Enfin, étudier l'impact de l'intégration financière sur la volatilité financière pourrait permettre une meilleure quantification et gestion du risque d'actifs financiers et donc une meilleure allocation des actifs.

Partie II : Revue de la littérature

Chapitre II.1 Cadre théorique

La littérature traitant de l'intégration financière sous un aspect économétrique est abondante et variée, de nombreuses institutions économiques et financières (le Fonds monétaire international, la Banque centrale européenne, etc.) ont publié des études sur l'impact de cette variable sur l'économie. Il en est de même pour la volatilité financière, dont l'étude de la variable est séculaire.

D'un point de vue global, les études empiriques et théoriques suggèrent que l'intégration financière participe à la croissance globale de l'économie en levant les frictions et barrières à la circulation des capitaux, et permet une allocation des ressources plus efficace (Giannetti, Guiso, Iappelli, & Pagano, 2002). Par contre, plus rarement, d'autres études suggèrent le contraire, en établissant qu'il n'est pas possible de rejeter l'hypothèse que l'intégration financière n'accélère pas la croissance économique, et ce même pour certaines économies dont le développement des marchés financiers est élevé (Edison, Klein, Ricci, & Sløk, 2002).

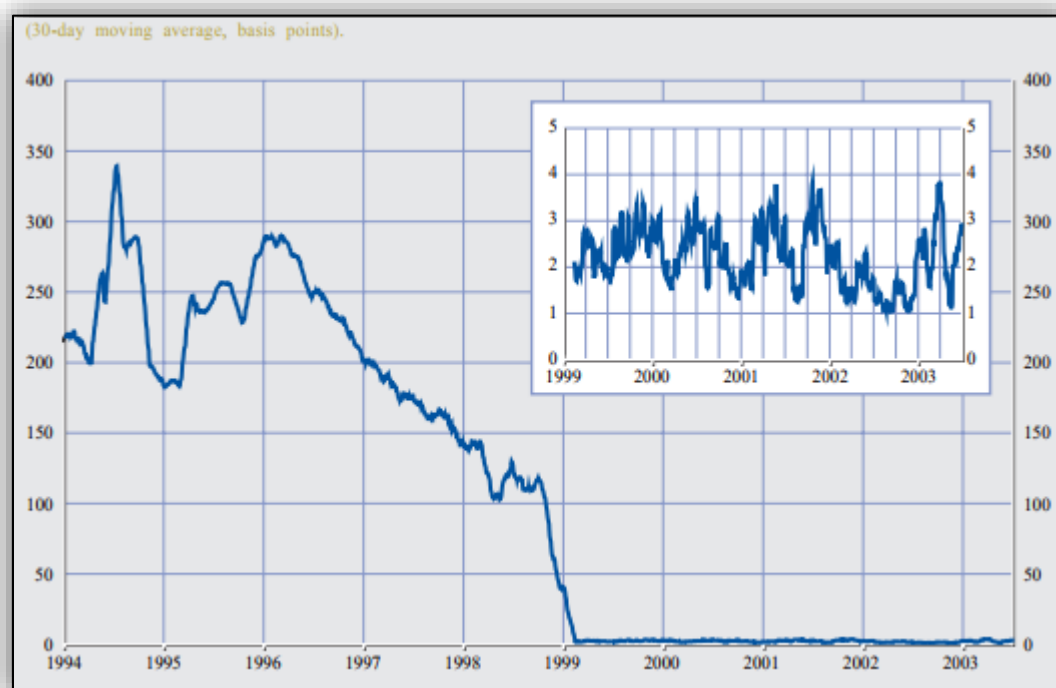
Au préalable, il serait plus opportun de présenter dans un premier temps, une revue de la littérature concernant l'impact de l'intégration financière sur l'économie. Pour rappel, l'intégration financière est définie par la relation suivante : « *l'intégration financière dans la zone euro des marchés financiers est achevée, lorsque l'ensemble des agents économiques dans cette zone font face à des règles identiques et ont un accès équivalent aux instruments financiers ou services de ces marchés financiers* »⁷.

Dès lors, un degré élevé d'intégration financière se réfère, d'une certaine manière, à la suppression de règles et contraintes s'appliquant uniquement à certains investisseurs (investisseurs étrangers entre autres).

⁷ Baele, L., Ferrando, A., Hördahl, P., Krylova, E., & Monnet C. (2004). Measuring financial integration in the Euro area. *Occasional paper series*, 14. En ligne. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=749045

Section II.1.a Intégration financière et croissance économique

En 2004, la Banque centrale européenne publia un article⁸ établissant l'impact de l'intégration européenne et la mesure de celle-ci, après une forte période d'avancées en la matière, comme précité dans le Chapitre I - Introduction. Selon l'auteur, une plus grande intégration financière permet d'offrir plus d'opportunités aux investisseurs, et par conséquent de mieux répartir le risque associé en « lissant » la saisonnalité de la consommation. L'élimination des barrières aux flux de capitaux entraîne aussi une meilleure allocation des ressources, étant donné que la gamme d'actifs est dès lors plus large, et que l'actif le plus performant pourra être choisi par l'investisseur. Une dernière implication de l'intégration financière est la croissance économique du pays concerné ; éliminer les barrières à l'échange engendre une augmentation des flux de capitaux dans certaines régions et un accroissement de la compétition.



⁹ **Figure 3** : *Graphique principal* – Dispersion en point de base (centième de pourcent) du taux de financement moyen pondéré à un jour des pays composant l'Union européenne, de 1994 à mi-2003. *Graphique secondaire* – Agrandi de la dispersion du taux de financement moyen pondéré à un jour des pays composant l'Union européenne, de 1999 à mi-2003.

^{8,9} Baele, L., Ferrando, A., Hördahl, P., Krylova, E., & Monnet C. (2004). Measuring financial integration in the Euro area. *Occasional paper series*, 14.

https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=749045

Ci-dessus (page précédente, figure 3), la dispersion du taux de financement moyen pondéré à un jour des pays de l'Union européenne, de 1994 à mi-2003.

L'étude met en exergue de nombreux avantages de l'intégration financière, dont par exemple la forte baisse de la dispersion du taux de financement moyen pondéré à un jour (ou *overnight lending*, figure 3), démontrant ainsi les changements radicaux que peut apporter un plus haut degré d'intégration financière. A titre d'exemple, nous allons reprendre l'analyse effectuée par Baele, et al. (2004) pour la figure 3, ci-dessous, afin d'illustrer un avantage de l'intégration financière.

En analysant ce graphique, nous pouvons observer que début 1994, la dispersion du taux de financement (graphique principal) était fortement élevée, suggérant de fortes différences entre pays du taux de financement à un jour. A partir de 1996, ce taux baisse jusqu'à presque atteindre la valeur 0, ce qui signifie la (quasi) convergence des taux de chaque pays de l'Union européenne vers une seule valeur commune.

Bien évidemment, plusieurs facteurs expliquent cette baisse considérable de la dispersion. L'origine est l'introduction de la monnaie européenne le 4 janvier 1999 ainsi que l'harmonisation des politiques économiques nationales, entraînant une élimination complète du taux de change entre pays de l'Union, et par conséquent une dispersion proche de zéro. En réalité, la dispersion subsistante varie de 1 à 4 points de base, c'est-à-dire de 0,01% à 0,04%, comme démontré dans le graphe secondaire.

D'une manière analogue, Epaulard et Pommeret (2005) ont évalué les gains de richesse issus de l'intégration financière de 32 pays et économies émergentes. Le gain de richesse moyen par pays est d'environ 10% de la richesse initiale et les niveaux actuels d'intégration financière permettent d'augmenter la croissance annuelle de 0,4% en comparaison à une économie en autarcie financièrement. De plus, les richesses obtenues via l'intégration financière sont presque également divisées entre celles issues de l'accès aux marchés financiers et celles issues de l'accès aux investissements directs étrangers.

Selon Osada et Saito (2004), l'impact et l'amplitude des gains de l'intégration financière diffèrent fortement selon le développement des marchés financiers et de la région du pays en question. Ainsi, les pays en Europe occidentale, en Amérique du Nord et en Asie de l'Est, sont plus susceptibles de bénéficier de plus grands gains de l'intégration financière.

En outre, l'intégration a aussi un effet indirect sur le volume du commerce extérieur et du développement du marché financier domestique. Enfin, l'impact de l'intégration financière ne change pas en fonction du temps, son effet persiste quelle que soit la période étudiée.

Par ailleurs, Chen et Quang (2012) suggèrent que les pays doivent atteindre certaines conditions concernant le niveau économique, institutionnel et le développement financier du pays en question pour pouvoir bénéficier des avantages d'un haut niveau d'intégration. En dessous d'un ratio d'ouverture financière de 67% à 69%, l'intégration financière n'a pas d'effets positifs sur la croissance économique.

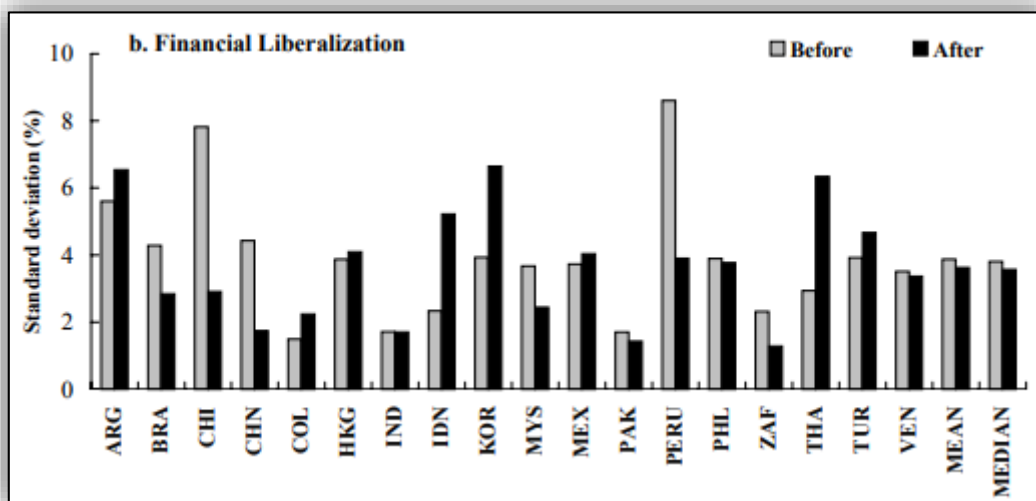
Section II.1.b Intégration financière et la volatilité macroéconomique

Tout comme la relation entre intégration financière et croissance de l'économie, de nombreux articles sont discordants quant à l'effet positif ou négatif de l'intégration sur la volatilité en tant que donnée macroéconomique. L'impact de l'intégration financière sur cette variable macroéconomique (qui diffère de la volatilité financière) est un sujet repris par nombre d'études. La volatilité macroéconomique est un terme générique utilisé pour définir et mesurer les fluctuations et variations d'indices économiques (exportations, prix globaux, production agricole, etc.) d'un pays en particulier (Cariolle, 2015).

Selon Kose, Prasad et Terrones (2003), durant les années nonante, la volatilité de la croissance de la consommation par rapport à la croissance des revenus a augmenté dans les pays ayant un degré d'intégration élevé. C'est précisément au cours de cette période qu'un plus haut degré d'intégration financière a été implémenté dans les pays développés. De plus, accroître le degré d'intégration financière va de pair avec une augmentation de la volatilité de la consommation, mais seulement jusqu'à un certain niveau. Ce n'est qu'après ce niveau qu'apparaissent les premiers bénéfices d'une plus grande intégration financière.

Par après, ces mêmes auteurs ont ajouté que le développement de l'intégration financière atténue la corrélation négative entre croissance économique et volatilité macroéconomique. En d'autres mots, la répercussion d'une forte volatilité sur la croissance économique est moins radicale si un certain degré d'intégration est atteint (Kose, Prasad, & Terrones, 2004).

D'autre part, un degré plus élevé d'intégration financière d'un pays n'entraîne pas dans tous les cas une baisse de la volatilité macroéconomique, comme démontré dans le graphique ci-dessous (figure 4). Cependant, la moyenne et la médiane de l'échantillon sont très légèrement inférieures après le développement de l'intégration financière, indiquant qu'en règle générale, l'intégration financière a un impact positif sur la volatilité macroéconomique.



¹⁰**Figure 4** : Volatilité macroéconomique en pourcentage avant (clair) et après (foncé) le développement de l'intégration financière dans différents pays. De gauche à droite respectivement : Argentine, Brésil, Chine, Colombie, Hong Kong, Inde, Indonésie, Corée du Sud, Malaisie, Mexique, Pakistan, Pérou, Philippines, Zambie, Thaïlande, Turquie, Venezuela, moyenne de l'échantillon, médiane de l'échantillon. *Données* : 1960-2000.

Contrairement à Kose et al., Ghazouani, Drissi, & Boukhatem (2014) suggèrent qu'en général, un plus grand degré d'intégration tend à directement décroître la volatilité macroéconomique à court terme, et ce, de manière plus forte pour les pays ayant un degré d'intégration financière élevé. Par contre, l'auteur distingue différents impacts de l'intégration financière suivant plusieurs types de chocs ; suite à un changement de politique monétaire, l'intégration financière accroît la volatilité macroéconomique et le taux de change nominal, et réduit la volatilité de la consommation et le taux d'intérêt réel.

En réponse à un changement de type fiscal, l'intégration financière stabilise les variations des variables précitées, sous hypothèse de la mobilité parfaite des capitaux. Par conséquent,

¹⁰ Kose, A., Prasad, E., Terrones, M. (2004). How do Trade and Financial Integration Affect the Relationship between Growth and Volatility. *Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper 2004-29*.

seulement en cas de changement de politique monétaire, l'intégration n'a pas d'effet négatif sur la volatilité macroéconomique d'un pays.

Enfin, Prasad, Rogoff, Wei, et Kose (2007) ont étudié l'impact de l'intégration financière uniquement sur les pays en voie de développement. L'étude suggère qu'il n'y a pas de résultats empiriques établis permettant d'affirmer que l'intégration financière améliore la croissance économique des pays en voie de développement. En outre, l'intégration financière pourrait engendrer une plus forte volatilité macroéconomique.

Par contre, un meilleur développement des marchés financiers ainsi que des institutions pourraient permettre à ces pays en voie de développement à atteindre les bénéfices de l'intégration financière.

Section II.1.c Volatilité financière et effets sur l'économie

Les études concernant l'impact de la volatilité financière sur l'activité économique sont, en général, bien plus convergentes que les études portant sur les sujets précédents du Chapitre II. Par ailleurs, elles sont aussi nombreuses à porter leur intérêt sur l'impact de l'incertitude des marchés financiers sur le cycle économique. De multiples études récentes ont également étudié les effets d'une forte volatilité financière lors de la crise économique et financière de 2007 à 2012 (Bloom, 2009; Bloom et al., 2012; Arellano et al., 2012; Christiano et al., 2014; Gilchrist et al., 2014).

D'autre part, Fornari et Mele (2009) détaillent que la volatilité financière a un impact prédictif fort sur l'activité économique, et qu'elle permet de prédire de 30% à 40% de l'activité économique après-guerre aux Etats-Unis. Ce taux monte jusqu'à 55% de la croissance réelle durant la période de la Grande Modération¹¹. La volatilité financière aide notamment à bien mieux prédire les points d'inflexion entre une période de croissance et une période de récession, que d'autres variables financières plus traditionnelles, tel que le PIB ou le taux du risque de crédit (ou *credit spread*). D'un point de vue plus général, l'activité économique est de plus en plus prédictible au fur et à mesure des années, en utilisant la volatilité financière.

¹¹ La période de la Grande Modération s'étend de 1987 jusqu'à 2007 selon l'économiste Richard Clarida. Il ajoute que cette période est marquée par une faible inflation et des cycles économiques modestes, ainsi qu'une politique économique prédictible.

En outre, cette étude ne permet pas de conclure l'éventuel impact négatif (positif) d'une inflation plus forte (basse) sur l'activité économique.

L'étude de Ferreira (2014), par contre, avance qu'en période de forte volatilité financière, les entreprises subissent une baisse de l'investissement d'au moins 1,5% sur une période de deux ans. Cette baisse est due à la réduction de la capacité à trouver des fonds et l'affaiblissement généralisé de l'économie. Selon l'auteur, les périodes de récession peuvent être prédites par 40% de la volatilité financière, ce qui rejoint les conclusions de l'étude de Fornari et Mele (2009).

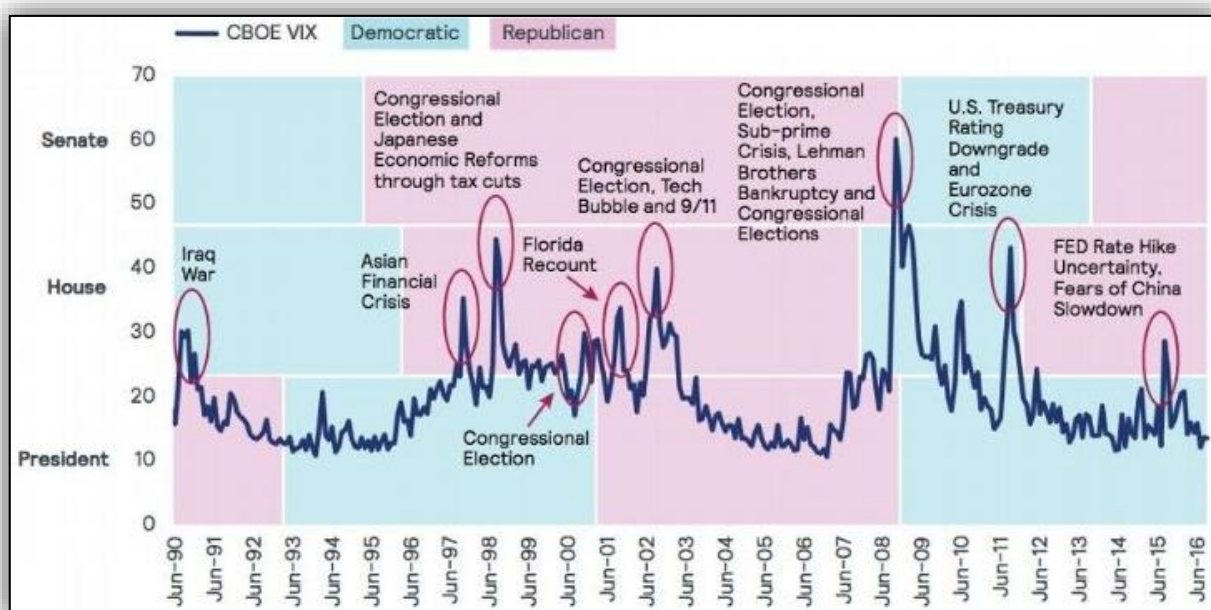
Dans le même ordre d'idée, Caldara, Fuentes-Albero, Gilchrist, & Zakrajšek (2016) indiquent que les chocs de volatilité ont un impact significatif sur les revenus économiques. Cet impact est d'autant plus négatif si la situation est source de restrictions et de limitations des conditions financières. Les résultats empiriques suggèrent que la Grande Récession¹² fut la manifestation d'une interaction délétère entre une forte volatilité financière et d'importants chocs financiers. Par ailleurs, la volatilité financière joue un rôle de plus en plus important au fil des années dans la prédictibilité de l'activité économique. Si la crise des années 1970 était principalement due à un choc pétrolier, celle de la fin des années 1980 et du début des années 1990 ainsi que celle de la Grande récession, sont fortement liées à un haut degré de volatilité financière, accompagnées de restrictions d'accès aux marchés financiers.

Selon les auteurs Engle, Ghysels, & Sohn (2009), cette même volatilité financière peut être prédite par plusieurs indicateurs macroéconomiques à haute fréquence¹³. En effet, l'étude suggère que 10% à 35% de la volatilité financière à un jour peut être prédite par la croissance de la production industrielle journalière. La contribution de cette croissance à la volatilité financière se rapproche des 35% pour la période la plus récente des données. La contribution est par contre bien plus faible pour les périodes plus anciennes, excepté pour la période de la Grande Dépression et la période après la Seconde Guerre mondiale.

¹² La Grande Récession, en référence à la Grande Dépression de 1929, est la période des années 2007 à 2012, caractérisée par une forte crise financière et économique mondiale.

¹³ Données à haute fréquence : données disponibles endéans des horizons très courts (journaliers voir par seconde, milliseconde, etc.).

Ben Slimane, Mehanaoui, & Kazi (2013) indiquent l'importance de la volatilité financière lors de graves crises des marchés et soulignent entre autres l'interdépendance de la transmission de la volatilité financière intra journalière entre différents pays européens durant la crise financière de 2007 à 2008. Cette interdépendance est plus forte en période de crise sévère qu'en cas d'expansion, conduisant à une contagion de la crise financière aux autres pays interdépendants. Le graphique ci-dessous tend à démontrer le rôle crucial de la volatilité financière durant certains évènements financiers :



¹⁴**Figure 5 :** Indice VIX (indice basé sur la volatilité des options d'achat et de vente d'un autre indice, le S&P 500¹⁵) en fonction d'évènements majeurs, de juin 1990 à juin 2016. Evènements de gauche à droite respectivement : Guerre en Irak, crise financière asiatique, élection du Congrès américain et réformes économiques japonaises, élections du Congrès américain, recomptage des voix en Floride, bulle économique et 11 septembre et élections du Congrès américain, crise des subprimes et banqueroute de Lehman Brothers et élections du congrès américain, déclassement de la notation du Trésor américain et crise de l'Eurozone, augmentation de l'incertitude du taux de la FED¹⁶ et peur du ralentissement économique chinois.

Effectivement, lors d'évènements financiers majeurs ou d'évènements politiques ayant un impact financier considérable, nous pouvons observer que la volatilité financière connaît une forte hausse. De surcroît, comme souligné par Ben Slimane et al. (2013), certains

¹⁴ Source : Bloomberg. <https://www.bloomberg.com/europe>

¹⁵ Le S&P 500 est un indice financier représentant la performance des 500 plus grandes entreprises américaines.

¹⁶ FED : Réserve fédérale des Etats-Unis. Son rôle principal est de réguler et maintenir la stabilité du système financier américain.

événements négatifs pour les marchés financiers s'étant produits dans d'autres pays, ont eu un impact significatif sur la volatilité financière (crise financière asiatique, crise de l'Eurozone, peur du ralentissement économique chinois). Par conséquent, ces événements « étrangers » ont tendance à démontrer cet effet d'interdépendance de la volatilité financière entre différents pays étrangers.

Section II.1.d Volatilité financière et crises financières

Comme introduit à la page précédente par l'étude de Ben Slimane et al. (2013), la volatilité financière a souvent été considérée comme un facteur annonciateur des crises financières les plus graves de l'Histoire. De ce fait, certaines études sur le sujet seront analysées dans cette section afin d'étudier les caractéristiques de la volatilité financière lors de crises financières majeures.

L'étude de Manda (2010) s'attarde sur le comportement de la volatilité financière avant et après une crise financière, plus particulièrement celle de 2008, en comparaison avec la volatilité financière à long terme. Il en ressort que la volatilité financière (indice VIX) a dans un premier temps augmenté de 13,4% par rapport à la valeur à long terme, avant d'atteindre une croissance culminant jusqu'à 43,6% durant la crise. Un an après le début de la crise, la volatilité financière n'était redescendue que de 20,9%. Cette dernière donnée peut paraître étonnante, car l'indice S&P 500 était déjà remonté à son niveau d'avant crise à cette période. De surcroît, la corrélation entre augmentation des rendements boursiers et volatilité financière est fortement atténuée en période d'après-crise.

A partir de la même approche que Manda (2010), Ruiz (2010) souligne que la crise financière de la Grande Récession a modifié les canaux de transmission de la volatilité financière entre marchés financiers, dont la corrélation est traditionnellement liée au niveau de développement entre pays.

Durant la crise, la volatilité financière des marchés états-uniens s'est transmise aux autres pays, indépendamment du développement du pays. D'autre part, la Chine demeura une exception, la volatilité financière chinoise fut peu corrélée avec la volatilité financière

américaine. Une des raisons pourrait être l'utilisation par la Chine d'un système de taux de change fixe.

Section II.1.e Facteurs impactant la volatilité financière

De nombreux facteurs sont susceptibles d'influencer la volatilité des marchés financiers. Parmi ceux-ci, Kennedy et Nourizad (2016) souligna l'impact de la volatilité des taux de change. Effectivement, la croissance des taux de change exerce un effet positif et pertinent d'un point de vue statistique sur la volatilité des marchés financiers. En outre, des événements majeurs peuvent avoir un impact substantiel à court terme sur la volatilité financière, tel que les attaques terroristes du 11 septembre 2001, une forte chute des indices financiers, ainsi que des rendements d'actions négatifs. La chute des marchés financiers est le facteur impactant le plus la volatilité financière, suivi par les fluctuations des crédits disponibles. Lorsque ces mécanismes sont régulés, la volatilité de la croissance des taux de change a alors, un impact fort sur la volatilité financière.

Daly (2011) suggère de séparer les facteurs influençant la volatilité financière en deux groupes : les facteurs à court terme et les facteurs à long terme. Parmi ces derniers, l'auteur reprend le niveau de levier des entreprises, dont Christie (1982) et Black et Scholes (1973) ont précédemment identifié des similitudes entre pics de volatilité et baisses des cours de marché dues à un taux de levier trop élevé. A court terme, le volume des transactions, l'introduction d'options¹⁷ et de futures¹⁸, et les traders agissant à contre-courant¹⁹ sont les facteurs influençant la volatilité financière.

D'autre part, des facteurs plus « informels » impactent aussi la volatilité financière. Nelson (1996) indiqua que de fortes augmentations de volatilité ont tendance à être suivies à la période suivante par de fortes augmentations de volatilité et inversement. French et Roll (1986) ont, quant à eux, suggéré que la volatilité financière est bien plus élevée les lundis,

¹⁷ Produit dérivé en finance, donnant le droit de vendre ou d'acheter un actif financier à terme.

¹⁸ Produit dérivé en finance. Il s'agit d'un contrat standardisé obligeant la contrepartie d'acheter ou de vendre un actif financier à terme.

¹⁹ Les traders agissant à contre-courant misent contre le marché, et donc achètent si les marchés sont en baisse et vendent si le marché s'apprécie. L'objectif est d'anticiper les cours de marchés afin d'engranger d'éventuels larges bénéfices. Cette attitude à contre-courant des marchés permet de diminuer la volatilité financière.

étant donné que ce jour reflète l'information des dernières 72 heures, tandis que les autres journées reflètent l'information donnée en 24 heures.

Section II.1.f Volatilité financière et décomposition spectrale

Cette section aborde un aspect économétrique de la volatilité financière qui sera essentiel pour la suite de ce mémoire. En statistiques, la décomposition spectrale se réfère à la division d'une série temporelle en deux éléments. Un premier élément (ou composante cyclique) est stationnaire, c'est-à-dire que globalement la moyenne et la variance de la série restent constants et bornés (une définition plus stricte de la stationnarité sera explicitée plus tard dans ce mémoire). Cet élément suit par conséquent aussi un processus de retour à la moyenne, revenant ainsi sans cesse à sa valeur moyenne. Par exemple, une fonction sinusoïdale est stationnaire. Le deuxième élément issu de la décomposition est la composante tendancielle. Cette composante n'est pas stationnaire et décrit la tendance à long terme de la série temporelle.

La décomposition spectrale a souvent été utilisée pour étudier la volatilité financière. Ainsi, Engle et Lee (1999) ont démontré de manière empirique que la décomposition spectrale permet de mieux modéliser la volatilité financière. Alizadeh, Brandt, & Diebold (2002) suggèrent que décomposer la volatilité financière en deux séries dont une suit un processus de retour à la moyenne permet également d'améliorer la modélisation de la volatilité.

De nombreux filtres peuvent être appliqués afin d'effectuer une décomposition spectrale. Au cours de ce mémoire nous utiliserons deux filtres ; le filtre de Christiano-Fitzgerald et le filtre de Hodrick-Prescott. Les raisons de ce choix seront détaillées dans le quatrième chapitre.

Chapitre II.2 Modèle

Section II.2.a Bref résumé de la revue de littérature

Afin d'avoir une idée claire de la revue de la littérature, voici en résumé les points les plus importants.

De manière théorique, il est largement accepté que l'intégration permet une meilleure répartition du risque et une meilleure allocation des ressources. La compétition s'accroît et il y a plus d'opportunités pour les acheteurs (Baele et al., 2004 ; Epaulard & Pommeret, 2005). En règle générale, l'intégration financière est liée à une plus grande croissance économique ainsi qu'à un volume de commerce extérieur supérieur (Osada & Saito, 2004).

Cependant, les bénéfices de l'intégration financière diffèrent selon plusieurs critères. En effet, les pays les plus intégrés financièrement sont plus susceptibles de bénéficier des gains de l'intégration, tel que l'atténuation de la corrélation négative de la volatilité macroéconomique sur la croissance du pays (Kose et al., 2004) ou encore les éléments précités dans le premier paragraphe. Vraisemblablement, un certain seuil économique et institutionnel est nécessaire (Chen & Quang, 2012), en dehors duquel certains désavantages peuvent apparaître : augmentation de la volatilité de la croissance de la consommation par rapport aux revenus (Kose et al., 2003) et forte volatilité macroéconomique (Prasad et al., 2007). Ce sont principalement les pays en voie de développement qui sont concernés (Prasad et al., 2007).

De surcroît, l'impact de l'intégration financière a tendance à différer selon le type de changement d'intégration ; si celui-ci est de type fiscal, l'intégration financière diminue la volatilité macroéconomique, si le changement est monétaire, alors l'intégration financière augmente la volatilité macroéconomique (Ghazouani et al., 2014).

De manière analogue, la volatilité financière a aussi un impact sur l'activité économique d'un pays. Effectivement, les périodes de forte volatilité financière ont tendance à faire baisser l'investissement (Ferreira, 2014) et ont un impact négatif sur les revenus des marchés financiers (Caldara et al., 2016). Cette variable permet aussi de prédire jusqu'à 55% des cycles économiques futurs (Fornari & Mele, 2009 ; Ferreira, 2014).

En cas de crise majeure, l'interdépendance et la transmission de la volatilité financière entre pays est bien plus forte (Ben Slimane et al., 2013), la corrélation entre rendements financiers et volatilité financière est atténuée (Manda, 2010) et les canaux de transmission de la volatilité financière sont modifiés, ils ne sont plus uniquement liés au niveau du développement du pays (Ruiz, 2010).

Enfin, de nombreuses variables sont susceptibles d'impacter la volatilité financière, telle que la chute des marchés boursiers, les fluctuations de crédits disponibles, certains événements, la volatilité des taux de change (Kennedy, et al., 2016), les niveaux de leviers des sociétés (Black & Scholes, 1973 ; Christie, 1982), le volume des transactions (Daly, 2011). Le lundi est par ailleurs le jour présentant en moyenne la plus forte volatilité (French & Roll, 2014). D'un point de vue économétrique, jusqu'à 35% de la volatilité financière peut être prédite en utilisant la croissance de la production industrielle journalière.

Section II.2.b Liste des démarches suivies et des hypothèses à tester

Désormais, les principaux points de théorie de la volatilité financière et de l'intégration financière ont été présentés. Par conséquent, nous allons pouvoir aborder les principales hypothèses économétriques qui seront testées tout au long de ce travail de fin d'études.

Démarches et hypothèses

1. Comparaison entre deux estimateurs de la volatilité : la différence des prix maximum et minimum journaliers et la différence logarithmique des prix maximum et minimum journaliers. Les résultats permettent-ils de sélectionner un estimateur ?
2. Les deux variables précédemment estimées de la volatilité financière donnent des résultats plus pertinents par décomposition spectrale et par l'utilisation de deux facteurs.
3. Au moins une des variables précédemment estimées de l'intégration financière a un impact statistiquement significatif sur une des deux variables estimées de l'intégration financière.

Partie III : Méthodologie

Chapitre III.1 Choix des variables

Section III.1.a Variable de la volatilité financière

Dans cette troisième partie, nous introduirons la méthodologie et les principales variables utilisées. Dans un premier temps, nous porterons notre attention sur le choix de l'indice coté en bourse, le *Standard & Poor's 500*, dont les valeurs seront utilisées pour construire l'estimateur de la volatilité financière. Cet indice financier est l'un des plus populaires au monde et regroupe les 500 plus grandes entreprises américaines listées au NYSE²⁰ et au NASDAQ²¹. En général, le S&P 500 est considéré comme un excellent indicateur de la santé financière mondiale (Balubaid, 2015).

Histoire

L'entreprise Standard and Poor's a été fondée en 1941 lorsqu'une société d'information et de services financiers, Poor's Publishing, fusionna avec une autre société d'information financière, Standard Statistics Bureau. Initialement, l'indice du Standard and Poor's 500 (sous la dénomination de Poor's Publishing à l'époque) regroupait uniquement quelques entreprises américaines cotées en Bourse en 1923. Ensuite, son succès poussa l'entreprise à regrouper 90 sociétés américaines en 1926, à peine 3 ans plus tard. Ce n'est qu'en 1957 que cette liste regroupera les 500 plus grandes entreprises des Etats-Unis, et prendra la dénomination actuelle.

L'indice Standard and Poor's 500 représente une moyenne pondérée de la performance de ces 500 entreprises, dont la combinaison des poids est ajustée en fonction des changements économiques. En outre, il est courant que des actions de l'indice soient retirées ou ajoutées. Les cotations ajoutées doivent remplir plusieurs critères, tels qu'avoir un

²⁰ Le New York Stock Exchange (NYSE) est le plus grand marché financier mondial, situé à New York au 11, Wall Street, aux Etats-Unis. Son origine remonte au 17 mai 1792, lorsque 24 agents de change avaient pour habitude de se réunir sous un platane, aujourd'hui situé au 68, Wall Street.

²¹ Le National Association of Securities Dealers Automated Quotation (NASDAQ) est le deuxième plus grand marché financier mondial, loin derrière le NYSE. Il est également situé à New York.

volume de transaction initialement élevé et être financièrement stables et fiables (Sui, 2003). Depuis 1957, l'index S&P 500 a bien mieux performé que les indices financiers majeurs de bons d'états ou de commodités²². Le premier janvier 1957, son prix était de 45,43\$, et atteint les 2275,12\$ le premier janvier 2017.

Base de données

La base de données utilisée pour estimer la volatilité financière est issue de l'indice Standard and Poor's 500, de 1970 à 2014, les données sont journalières (environ 250 données par année, selon l'année). La volatilité est estimée en utilisant le maximum et le minimum journalier de la valeur du Standard and Poor's 500, afin d'obtenir un intervalle intra journalier. L'objectif de cette mesure est de refléter la volatilité financière intra journalière en utilisant des données journalières. La formulation économétrique de la volatilité financière à partir de l'indice sera détaillée plus tard. La raison principale de l'utilisation de cet indice est, comme décrit précédemment, que cet indice est un excellent indicateur de la santé financière mondiale.

Section III.1.b Variable de l'intégration financière

Afin d'estimer l'intégration financière, trois estimateurs potentiels seront analysés. Néanmoins, le contexte de l'estimateur qui sera repris est développé dans cette section afin de consacrer le chapitre suivant uniquement à la partie recherche et résultats. L'indice d'intégration utilisé est l'indice de Chinn-Ito. Cet indice est régulièrement repris pour calculer le degré d'ouverture financière et d'intégration d'une économie.

²² Investopedia. (2017). *Standard and Poor's Index – S&P 500*. En ligne. <http://www.investopedia.com/terms/s/sp500.asp>

Histoire

L'indice de Chinn-Ito est un indice initialement présenté en 2006 dans le *Journal of Development Economics*²³. Il est basé sur des variables pivots binaires qui codifient les restrictions et structures des transactions financières internationales, publiées dans le rapport annuel du Fonds monétaire international : « Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions »²⁴.

Cet indice reprend notamment les contrôles réglementaires des gouvernements sur les transactions de capitaux, l'existence de plusieurs taux de change ainsi que les procédures de quotas sur les exportations. Cet indice s'étend de 1970 à 2014 et reprend 182 pays dans le monde. Un exemple du rapport annuel du Fonds monétaire international sur lequel se base l'indice, peut être trouvé dans l'annexe 1.

Base de données

La base de données utilisée pour estimer l'intégration financière est issue de l'indice Chinn-Ito, de 1970 à 2014, les données sont annuelles. Les pays repris sont les 28 pays composant l'Union européenne (y compris le Royaume-Uni), et ceux-ci seront pondérés afin d'avoir un indice Chinn-Ito représentant l'ensemble de l'Europe.

La formulation économétrique de l'intégration financière à partir de l'indice sera détaillée plus tard. La raison principale de l'utilisation de cet indice plutôt qu'un autre est son côté pratique ; il se réfère directement à l'élimination de barrières aux flux de capitaux, essence même de l'intégration financière.

²³ Chinn, Menzie D. and Hiro Ito (2006). What Matters for Financial Development? Capital Controls, Institutions, and Interactions, *Journal of Development Economics*, 81.

²⁴ Portland State University. (2017). *The Chinn-Ito Index*. En ligne. http://web.pdx.edu/~ito/Chinn-Ito_website.htm

Chapitre III.2 Méthode et exécution

Le programme statistique R Commander est utilisé afin d'analyser de manière statistique les étapes suivantes.

Premièrement, une formule sera appliquée aux données issues des prix de Standard and Poor's 500 de 1970 à 2014 afin d'obtenir un estimateur pertinent de la volatilité financière. Ensuite, une première étude sera faite dans le but d'analyser la stationnarité de la série ainsi que d'autres propriétés. L'objectif de cette étape étant de vérifier la pertinence statistique de la série.

Par après, une décomposition spectrale en deux facteurs sur base des filtres de Christiano-Fitzgerald et de Hodrick-Prescott sera appliquée, afin d'établir ou non une meilleure pertinence statistique de la série. Les mêmes tests que ceux appliqués précédemment, seront utilisés de façon à pouvoir comparer les résultats issus des tests des séries à un et deux facteurs.

Enfin, lorsque les tests de la série seront significatifs statistiquement, la formulation de la volatilité financière sera reprise afin de pouvoir étudier l'impact de l'intégration financière sur cette variable.

Partie IV : Recherche et résultats

Chapitre IV.1 Recherche

Section IV.1.a Vue d'ensemble

Au cours de ce chapitre, l'ensemble des étapes effectuées dans le programme statistique R Commander ainsi que la théorie économétrique seront détaillées. L'étape de la recherche est subdivisée en 3 parties distinctes :

- Etape 1 : Analyse de la volatilité financière intra journalière du S&P 500 de 1970 à 2014 avec un seul facteur.
- Etape 2 : Décomposition spectrale de la volatilité financière intra journalière du S&P 500 de 1970 à 2014 à l'aide des filtres de Hodrick-Prescott et de Christiano-Fitzgerald et analyse avec deux facteurs ; tendance et cycle.
- Etape 3 : Analyse de l'impact de l'intégration financière européenne de 1970 à 2014 sur la volatilité financière du S&P 500.

Section IV.1.b Etape 1 : Analyse de la volatilité financière intra journalière avec un seul facteur

Introduction

Tout d'abord, il serait utile de rappeler le concept de la volatilité financière ; la volatilité se réfère à l'ampleur des fluctuations des revenus d'un actif financier incertain, et permet de quantifier le risque lié à cet actif (Poon, 2005).

Initialement, le principal objectif de ce mémoire était d'évaluer l'impact de l'intégration financière sur la volatilité financière mais la formulation de cette dernière pose quelques problèmes. En effet, de nombreuses études et auteurs ont proposés des formulations différentes afin d'estimer de manière pertinente la volatilité financière d'un indice coté en bourse. Par conséquent, nous devons d'abord trouver un estimateur de la volatilité financière. Certains estimateurs de la volatilité se basent sur le rendement diminué

de la moyenne de l'échantillon (1.1), dont la formule provient du calcul de l'écart-type d'un échantillon.

Cet estimateur est non-biaisé²⁵, mais ne reflète que l'information située à un point de la période analysée, et non sur l'ensemble de la période si les données sont prises à trop basse fréquence (Brandt & Jones, 2006):

$$\hat{\sigma}_t = \sqrt{\frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^T (r_t - \mu)^2} \quad (1.1)$$

Où $\hat{\sigma}_t$ est l'estimateur de la volatilité financière au temps t, T le nombre d'observations, r_t le rendement au temps t et μ le rendement moyen de l'échantillon.

Dès lors, il serait utile d'ajouter une composante permettant d'obtenir la volatilité sur l'ensemble de la période, et donc dans le cas de ce mémoire, d'obtenir la volatilité intra journalière. En ce sens, Andersen, Bollerslev, & Diebold (2004) démontrèrent que les rendements au carré (1.2) convergent vers la volatilité financière observée lorsque l'intervalle de temps entre les rendements se rapproche de zéro.

$$\hat{\sigma}_t = \sqrt{\frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^T (r_t^2)} \quad (1.2)$$

Où $\hat{\sigma}_t$ est l'estimateur de la volatilité financière au temps t, T le nombre d'observations prises de manière intra journalières, et r_t le rendement au temps t.

Toutefois, reprendre cette formulation de la volatilité revient à construire un estimateur basé sur des données à très haute fréquence. Or, il serait extrêmement difficile de travailler avec des données exprimées en secondes ou nanosecondes sur de longs intervalles de temps, puissent ces données être disponibles. De plus, il faudrait que l'intervalle de temps entre chaque observation soit suffisamment court pour que le biais de l'estimateur converge vers zéro.

²⁵ En statistique, un estimateur non-biaisé est un estimateur ne comportant pas ou très peu d'erreur par rapport aux données observées.

Cependant, suite aux résultats de Parkinson (1980) et Alizadeh, Brandt, & Diebold (2002), les auteurs démontrèrent que l'estimateur de la volatilité basé sur un intervalle intra journalier permet d'éviter l'utilisation de données à haute fréquence. De plus, cet estimateur est sans biais, plus robuste et donne une information sur la volatilité de l'ensemble de la période (1.3).

Harris, Stoja, et Yilmaz (2011) reprirent le modèle de Parkinson (1980), et proposèrent la formulation suivante pour estimer la volatilité des taux de change :

$$\hat{\sigma}_t = \sqrt{\frac{1}{4\ln 2} (p_t^H - p_t^L)^2} \quad (1.3)$$

Où $\hat{\sigma}_t$ est l'estimateur de la volatilité financière au temps t , p_t^H le prix maximum intra journalier au temps t et p_t^L le prix minimum intra journalier au temps t . Selon Parkinson (1980), cet estimateur présente plusieurs avantages : l'erreur quadratique moyenne²⁶ de l'estimateur journalier est réduite, étant 5,2 fois plus petite que la formulation basée sur les rendements élevés au carré. Alizadeh et al. (2002) démontrèrent que l'estimateur est aussi bien plus robuste au bruit de la microstructure²⁷ de la volatilité financière. De plus, il est plus aisé d'obtenir des données journalières que des données à très haute fréquence.

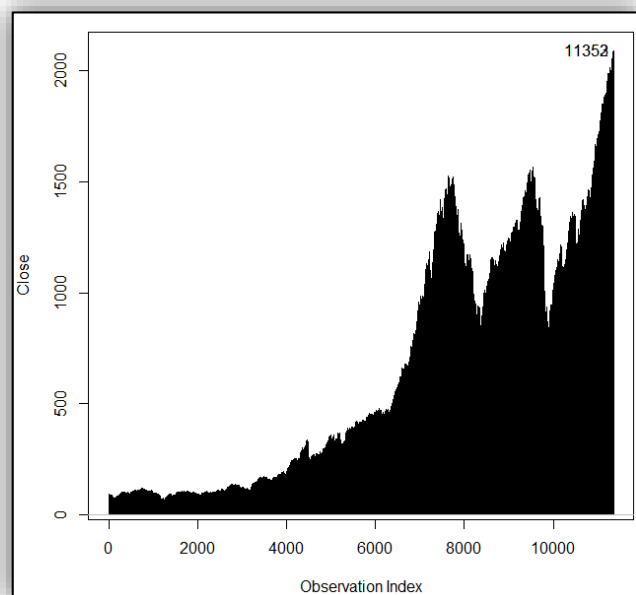


Figure 6 : Graphique des prix de l'indice financier Standard and Poor's 500, de 1970 à 2014. Les numéros d'observation représentent les dates suivantes : 2.000 (30 novembre 1977), 4.000 (29 octobre 1985), 6.000 (27 septembre 1993), 8.000 (28 août 2001), 10.000 (13 août 2009). Graphique issu du programme R Commander.

Au cours de ce chapitre, nous retiendrons cette formulation de la volatilité financière et nous l'appliquerons aux données du S&P 500 au cours de cette première étape. Maintenant que nous

²⁶ L'erreur quadratique moyenne, ou Mean Squared Error en anglais (MSE), est un des critères de la précision d'un estimateur. Elle est formulée de la façon suivante : $MSE(\hat{\theta}) = \text{Biais}(\hat{\theta})^2 + \text{Var}(\hat{\theta})$.

²⁷ Le bruit de la microstructure sont les fluctuations pouvant apparaître lorsque les données sont à haute fréquence. Ces fluctuations peuvent rendre certains paramètres instables.

avons défini l'estimateur de la volatilité, nous allons pouvoir analyser les données brutes du S&P 500. La figure 6 présente (page précédente) les prix de l'indice Standard and Poor's 500 de 1970 à 2014.

Nous pouvons observer qu'en général, les prix de l'indice ont fortement augmenté, d'environ 40\$ en 1970 à 2.200\$ en 2014. De plus, deux baisses significatives sont présentes dans le graphe : la première durant les années 2000-2002 suite à la bulle internet²⁸, passant de 1.524\$ le 24 mars 2000 à son apogée, à 800\$ au plus fort de la chute le 4 octobre 2002. La seconde concerne une crise plus récente, la Grande Récession. Les prix ont chuté de 1.561\$ le 12 octobre 2007 à 683\$ le 6 mars 2009. Un tableau résumant les principales caractéristiques des données est présent dans les annexes (voir annexe 2).

Ensuite, maintenant que nous avons jeté un premier coup d'œil aux données brutes, il serait utile de mettre en pratique la formule de la volatilité financière trouvée précédemment et d'en faire une première analyse (formulation de la volatilité 1.3).

Premièrement, nous pouvons observer que la volatilité semble, à première vue, assez bien représenter les chocs financiers, telle que la bulle spéculative d'internet atteignant un maximum de volatilité à l'observation 7.647 (correspondant au début d'avril 2000) et la Grande récession avec un maximum de volatilité à l'observation 9.780 (correspondant à fin septembre 2008).

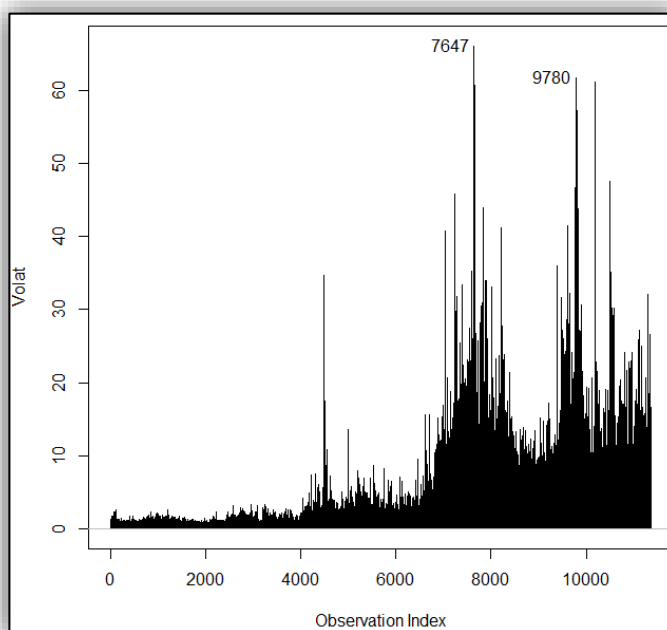


Figure 7 : Volatilité financière du S&P 500 selon la formule développée précédemment, de 1970 à 2014. Les numéros d'observation représentent les dates suivantes : 2.000 (30 novembre 1977), 4.000 (29 octobre 1985), 6.000 (27 septembre 1993), 8.000 (28 août 2001), 10.000 (13 août 2009). Graphique issu du programme R Commander.

²⁸ En mars 2000, une bulle spéculative formée à partir de valeurs technologiques explosa, entraînant de nombreux indices boursiers à la baisse.

Enfin, un choc plus « local » est aussi présent, proche de l'observation 4.000 ; il représente le krach d'octobre 1987²⁹.

Néanmoins, même si en général les chocs financiers sont bien représentés, la formulation de la volatilité semble endurer une certaine forme d'explosivité ; la volatilité financière semble bien plus faible au début de l'échantillon qu'à la fin. Cette explosivité n'est probablement pas due à une simple augmentation de la volatilité au fil du temps.

D'autre part, il est aisé d'identifier la racine du problème. La formulation étant basée sur une différence mise au carrée, cette dernière est en constante augmentation, entraînée par l'évolution des prix du S&P 500. En reprenant les données initiales, nous pouvons observer que l'écart-type du prix dans les années septante était situé entre 1 et 3, pour un prix d'environ 100\$. Dans les dernières années de l'échantillon, cet écart est situé entre 15 et 20, pour un prix d'environ 2.000\$. Dès lors, nous observons une plus forte volatilité mais uniquement car la formulation ne prend pas en compte la croissance des prix.

Idéalement, il conviendrait de séparer la tendance du cycle de la série temporelle, et donc d'effectuer une décomposition spectrale de la volatilité financière pour résoudre ce problème. Par ailleurs, cette démarche sera effectuée lors de l'étape 2 de la recherche, et une étape intermédiaire est possible afin de remédier de manière temporaire à l'explosivité de la volatilité financière.

Une solution est l'utilisation de la fonction logarithmique sur les variables. Effectivement,

$$\hat{\sigma}_t = \log(p_t^H) - \log(p_t^L)$$

Ce qui donne :

$$\hat{\sigma}_t = \log\left(\frac{p_t^H}{p_t^L}\right) \quad (1.4)$$

²⁹ Le krach du 19 octobre 1987 est le jour où les marchés financiers connurent une très forte baisse, tirés par de brutales fluctuations du dollar, un endettement élevé ayant amené des liquidités en abondance préalablement et un emballement des automatisations d'ordres d'achat et de vente, technologie récente à l'époque. Le Dow Jones enregistra, avec 22,6%, la seconde plus forte baisse journalière de l'Histoire d'un indice financier, devancée par la chute du marché financier islandais en 2008. Depuis ce jour, des coupe-circuits ont été installés sur les marchés financiers américains afin d'éviter dans le futur une baisse d'une telle ampleur.

Or, cette formulation de la fonction logarithmique permet d'obtenir une variation en pourcentage, ce qui revient à écrire :

$$\frac{\partial \log\left(\frac{p_t^H}{p_t^L}\right)}{\partial t} = \frac{\hat{\sigma}_t - \widehat{\sigma}_{t-1}}{\hat{\sigma}_t}$$

Par conséquent, l'utilisation d'une fonction logarithmique dans la formulation de la volatilité financière reviendrait à obtenir une variation en pourcentage de la volatilité par période, ce qui éliminerait le caractère explosif de la formule précédente. La figure 8 représente la volatilité financière du S&P 500 en reprenant cette modification de la formulation. De manière globale, nous pouvons observer l'élimination d'une tendance au cours de la série temporelle ; celle-ci semble bien moins explosive au fil du temps.

De plus, les pics de volatilité semblent mieux représenter les chocs et crises financières. En effet, la bulle spéculative d'internet de 2000-2002 semble bien représentée (aux alentours des observations 8.000, année 2001) tout comme la Grande Récession (aux alentours des observations 10.000, année 2008-2009).

En outre, nous pouvons aussi observer que la valeur la plus élevée de volatilité de l'échantillon correspond à l'observation 4498, celle se rapportant au 19 octobre 1987. De surcroît, cette première place attribuée à la journée du 19 octobre 1987 semble plutôt logique, étant donné que ce jour fut le plus volatil de l'Histoire

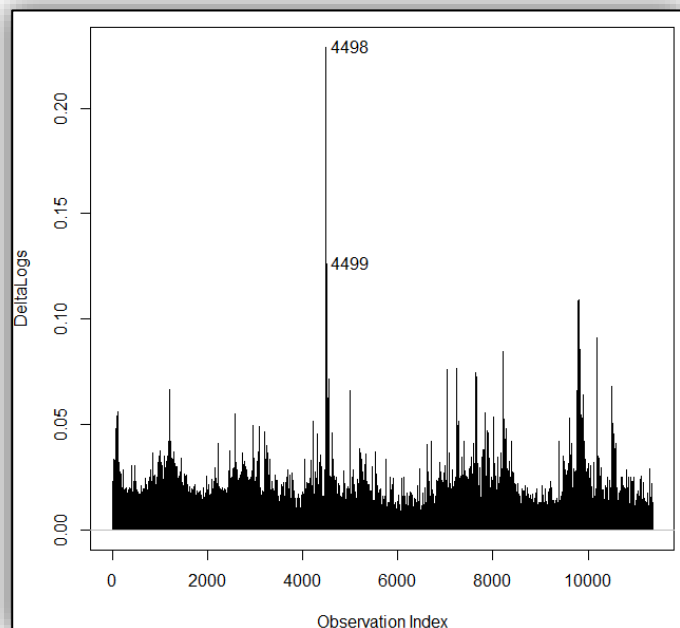


Figure 8 : Volatilité financière du S&P 500 de 1970 à 2014 en utilisant une fonction logarithmique dans la formulation précédente. Les numéros d'observation représentent les dates suivantes : 2.000 (30 novembre 1977), 4.000 (29 octobre 1985), 6.000 (27 septembre 1993), 8.000 (28 août 2001), 10.000 (13 août 2009). *Graphique issu du programme R Commander.*

des marchés financiers américains. Dès lors, il est évident que cette donnée dépasse en volatilité toutes les autres, semblant confirmer la pertinence de la modification de la formule (la formule précédente n'attribuait pas la première place de jour le plus volatile à cet évènement). Par calcul, nous trouvons que les 10 valeurs les plus élevées en volatilité de 1970 à 2014 sont les suivantes :

1. 19 octobre 1987
2. 20 octobre 1987
3. 13 novembre 2008
4. 10 octobre 2008
5. 28 octobre 2008
6. 9 octobre 2008
7. 13 octobre 2008
8. 15 octobre 2008
9. 20 novembre 2008
10. 6 mai 2010

Analyse

Maintenant que nous avons découvert les premiers résultats, il serait utile d'analyser plus en profondeur la série temporelle de la volatilité financière, notamment sous un aspect économétrique. De nombreux tests peuvent être appliqués sur la série, mais un des plus importants est probablement le test de stationnarité.

La stationnarité se réfère aux propriétés de la série temporelle. En cas de série non stationnaire, plusieurs hypothèses générales relatives à la pratique des tests usuels issus de régressions par la méthode des moindres carrés ne sont plus valides, telle que la validité du coefficient de détermination³⁰ ou des tests statistiques de Student³¹. Des corrélations fallacieuses peuvent aussi apparaître entre certaines variables, telles qu'identifiées par

³⁰ Le coefficient de détermination ou R^2 , est une des mesures de la qualité du modèle. Il est défini comme étant le rapport de la variance expliquée du modèle et la variance totale : $1 - \frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}$

³¹ Ensemble de tests d'hypothèse paramétriques basés sur la loi de Student.

Granger et Newbold (1974). Une série est considérée stationnaire au sens faible³² si elle répond aux critères suivants :

- (I) $E(X_t) = \mu \quad \forall t \in \mathbb{Z}$
- (II) $E(X_t^2) = Var(X_t) = \sigma_t^2 < \infty \quad \forall t \in \mathbb{Z}$
- (III) $Cov(X_s, X_{s+t}) = Cov(X_{s-1}, X_{s-1+t}) = \dots = Cov(X_0, X_t) \quad \forall t \in \mathbb{Z}$

En d'autres mots et de manière approximative, une série temporelle doit disposer d'une moyenne et d'une variance constante et bornée tout au long de la série pour être stationnaire. La troisième condition se réfère à l'invariance de la structure de covariance, c'est-à-dire que globalement, l'auto-covariance entre la variable X_t et X_{t-1} doit rester la même.

Dans un premier temps, le test augmenté de Dickey-Fuller fut implémenté pour évaluer la stationnarité de la série temporelle, suite à l'étude de Dickey et Fuller (1979) sur la recherche de la racine unitaire pour en déterminer la stationnarité. Ce test est de loin le plus courant pour tester la stationnarité d'une série. Une amélioration de ce test, appelé par après test covarié augmenté de Dickey-Fuller (ou test CADF), a été proposé par Hansen (1995), qui considéra la stationnarité de manière multivariée et non plus univariée, afin d'augmenter la puissance du test. La structure du test est définie de la manière suivante :

- (I) $x_t = d_t + s_t$
- (II) $a(L)\Delta s_t = \delta s_{t-1} + v_t$
- (III) $v_t = b(L)'(\Delta x_t - \mu_{\Delta x}) + e_t$

Où d_t est la tendance de la série temporelle et s_t la partie cyclique. Concernant la deuxième équation, $a(L) \equiv 1 - a_1L - a_2L^2 - \dots - a_pL^p$ est un opérateur de retard de la variable s_t , Δx un vecteur de plusieurs variables stationnaires et $b(L) \equiv b_{q2}L^{-q2} + \dots + b_{q1}L^{q1}$, un autre opérateur.

Les résultats issus de ce test amélioré (annexe 3) sont un peu trompeurs ; en effet, l'objectif de cette première étape était d'analyser les résultats obtenus sans décomposition

³² Il existe également une définition de la stationnarité au sens fort. Cette définition a pour intérêt la fonction de densité jointe de la variable.

spectrale. Or, ce test effectue obligatoirement une décomposition spectrale de la variable afin de renforcer la pertinence des résultats. Par conséquent, la série est stationnaire mais uniquement car la variable a été décomposée en deux facteurs, le cycle et la tendance, ce qui sera vu plus en détail lors de l'étape 2 (étape où une décomposition spectrale sera effectuée).

De surcroît, un test augmenté de Dickey-Fuller (sans l'amélioration du test donc), est aussi appliqué afin d'analyser les résultats sans décomposition spectrale, bien que ce test ait une puissance amoindrie. Les résultats issus du test augmenté de Dickey-Fuller (annexe 4) démontrent que la variable est stationnaire mais seulement sur une très courte période (et donc non stationnaire sur l'ensemble des données). Cette constatation semble démontrer que, sans décomposition spectrale, la série temporelle n'est pas stationnaire. Lors de la prochaine étape, nous effectuerons une décomposition spectrale et analyserons à nouveau la stationnarité de la série.

Section IV.1.c Etape 2 : Analyse de la volatilité financière intra journalière avec deux facteurs (décomposition spectrale)

Comme vu précédemment, la décomposition spectrale de la volatilité financière semble être une étape primordiale afin d'obtenir une série stationnaire. La stationnarité est une condition indispensable à l'analyse d'une série temporelle. Par conséquent, au cours de cette deuxième étape, deux filtres seront utilisés afin d'effectuer cette décomposition ; le filtre de Christiano-Fitzgerald et le filtre de Hodrick-Precott. Le but de la décomposition spectrale d'une variable est de séparer la série temporelle de celle-ci en deux éléments ; le premier élément étant la tendance de la variable, il représente le mouvement à long terme de celle-ci. Par opposition, le cycle de la variable représente le mouvement à court terme de la variable car ce dernier est guidé par un processus de retour à la moyenne.

Présentation des filtres

Il existe en réalité de nombreux filtres permettant de réaliser une décomposition spectrale d'une série temporelle. Le filtre de Hodrick-Prescott est probablement un des filtres

les plus couramment utilisés en économétrie, il a été publié en 1997 par l'économiste Robert Hodrick et le prix Nobel en sciences économiques Edward Prescott. Le but du filtre est de minimiser la distance entre la tendance et la série temporelle originale (premier terme de la deuxième équation) tout en minimisant la courbure de la celle-ci (second terme de la deuxième équation). Ce filtre est décrit par la relation suivante (Hodrick et Prescott, 1997) :

$$(I) \quad x_t = \tau_t + c_t + \epsilon_t$$

$$(II) \quad \min_t (\sum_{t=1}^T y_t - \tau_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(\tau_{t+1} - \tau_t) - (\tau_t - \tau_{t-1})]^2$$

Où τ_t est la tendance de la variable et c_t la partie cyclique de celle-ci. Le paramètre de lissage est la variable λ , celle-ci permet de contrebalancer le premier ou le second terme de la deuxième équation. La valeur du paramètre de lissage est communément calculée en multipliant 100 par le carré de la fréquence des données³³. Par conséquent, pour nos calculs, nous obtenons une valeur λ de 6.350.400 en supposant que la fréquence des données est de 252.

Le second filtre est le filtre en bande passante de Christiano et Fitzgerald (2003). L'idée de ce filtre est d'isoler la composante d'une série temporelle qui se situe dans une bande de fréquence particulière, sous certaines hypothèses générales. Un des principaux avantages de ce filtre est qu'il peut être appliqué à de nombreuses séries temporelles avec la même efficacité et pertinence. Le filtre est décrit selon les relations suivantes :

$$(I) \quad c_t = B_0 y_t + B_1 y_{t+1} + \dots + B_{T-1-t} y_{T-1} + \tilde{B}_{T-t} y_T + B_1 y_{t-1} + \dots + B_{t-2} y_2 + \tilde{B}_{t-1} y_1$$

$$(II) \quad B_j = \frac{\sin jb - \sin ja}{\pi j}, j \geq 1,$$

$$(III) \quad B_0 = \frac{b-a}{\pi}, a = \frac{2\pi}{p_u}, b = \frac{2\pi}{p_l}$$

$$(IV) \quad \tilde{B}_k = -\frac{1}{2} B_0 - \sum_{j=1}^{k-1} B_j$$

³³ Voir Harris, R., Stoja, E., & Yilmaz, F. (2011). A cyclical model of exchange rate volatility. *Journal of Banking Finance*, 35, 3055-3064. En ligne. <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0378426611001464>

Où c_t décrit la partie cyclique de la série temporelle, et où la fonction B_x est un opérateur de retard. Le filtre de Christiano-Fitzgerald converge vers le filtre optimal à mesure que le nombre de données augmente.

Analyse

La théorie ayant été présentée, ces deux filtres vont être appliqués afin de réaliser une décomposition spectrale de la volatilité financière du S&P 500.

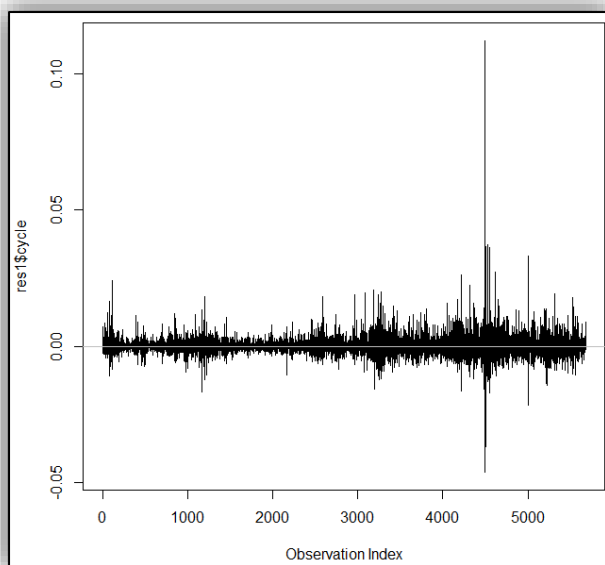


Figure 9 : Composante cyclique de la volatilité financière suite à la décomposition spectrale en utilisant le filtre de Christiano-Fitzgerald. Les données s'étendent du 2 janvier 1970 au 17 juin 1992. Graphique issu du programme R Commander.

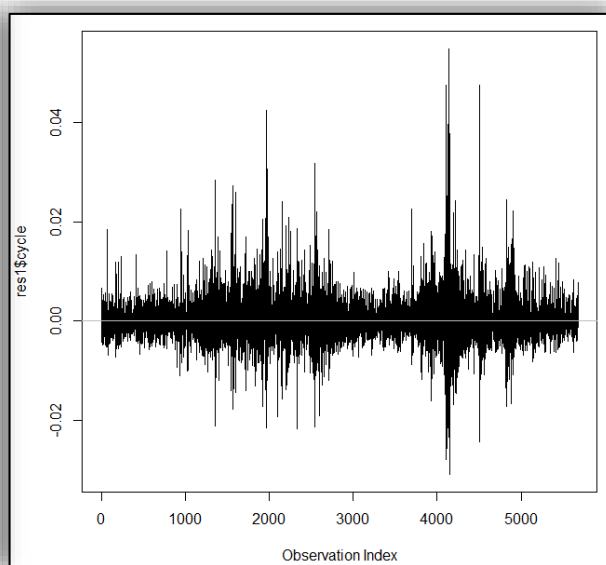


Figure 10 : Composante cyclique de la volatilité financière suite à la décomposition spectrale en utilisant le filtre de Christiano-Fitzgerald. Les données s'étendent du 18 juin 1992 au 31 décembre 2014. Graphique issu du programme R Commander.

Après application du filtre de Christiano-Fitzgerald, nous obtenons les deux graphiques ci-dessus³⁴ (figure 9 et 10), où la composante cyclique de la volatilité financière est représentée. Les graphiques ci-dessus reprennent la formulation 1.4 de la volatilité (avec la fonction logarithmique). Par souci de détail et afin de comparer les résultats, l'annexe 5 reprend les graphiques de la formulation 1.3 de la volatilité (sans la fonction logarithmique), bien que celle-ci démontre des problèmes d'explosivité. Plusieurs observations en découlent : les pics de volatilité tels qu'observés précédemment semblent être présents et, même si

³⁴ La taille des données étant trop importante pour le programme R Commander, le filtre a dû être effectué en deux parties.

l'échelle diffère, les données de 1992 à 2014 semblent plus volatiles. Effectivement, la donnée la plus haute (la donnée 4498) dans le graphique de gauche représente le krach du 19 octobre 1987. Dans celui de droite, on peut observer plusieurs valeurs élevées, correspondant à l'éclatement de la bulle spéculative d'internet de 2000-2002 et de la crise financière initiée en 2008.

De surcroît, les graphiques donnent visuellement une première indication de la stationnarité de la série, car ceux-ci semblent stationnaires en moyenne et en variation. En outre, le filtre de Christiano-Fitzgerald décompose la série en une tendance et un cycle, ce dernier étant forcément stationnaire en sortie. Par souci de précision, un test de stationnarité sera tout de même effectué ultérieurement.

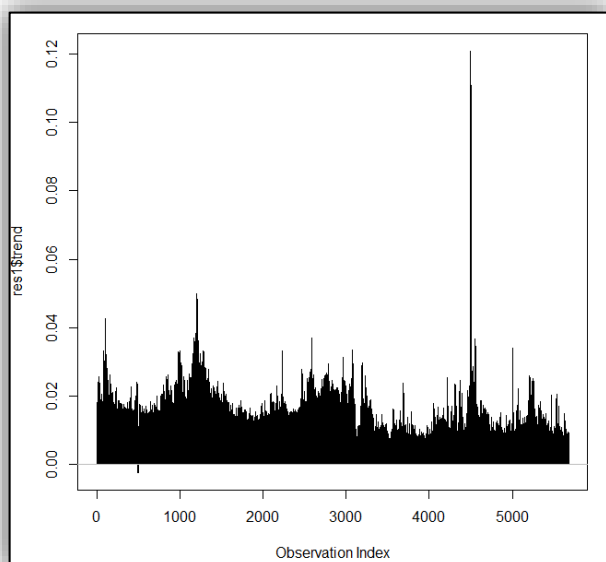


Figure 11 : Composante tendancielle de la volatilité financière suite à la décomposition spectrale en utilisant le filtre de Christiano-Fitzgerald. Les données s'étendent du 2 janvier 1970 au 17 juin 1992. *Graphique issu du programme R Commander.*

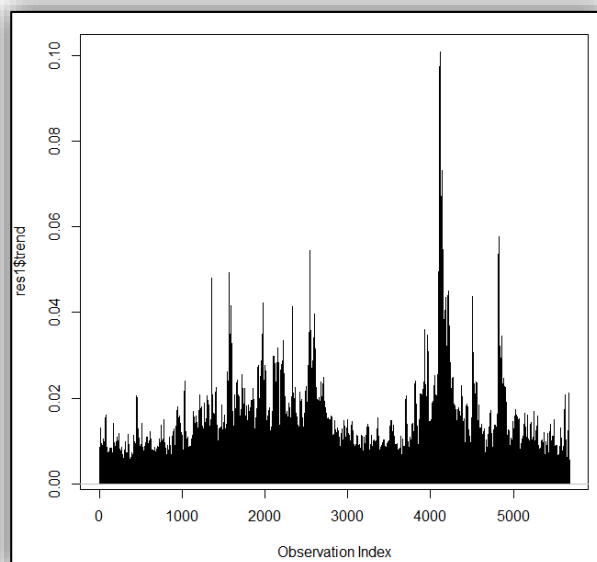


Figure 12 : Composante tendancielle de la volatilité financière suite à la décomposition spectrale en utilisant le filtre de Christiano-Fitzgerald. Les données s'étendent du 18 juin 1992 au 31 décembre 2014. *Graphique issu du programme R Commander.*

D'un point de vue pratique, les graphiques de la composante cyclique issus de la décomposition spectrale en utilisant le filtre de Hodrick-Prescott ne sont pas disponibles dans les annexes étant donné que les données doivent être divisées en 6 parties avant d'appliquer le filtre, limitant grandement l'analyse visuelle. Par ailleurs, les résultats et graphiques issus du filtre de Hodrick-Prescott étant très proches du filtre de Christiano-Fitzgerald, nous

montrons les graphiques issus de ce filtre tout au long de ce mémoire afin d'exposer 2 graphiques à la place de 6.

En deuxième sortie ci-dessus (figure 11 et 12), nous obtenons la composante tendancielle de la volatilité financière, après implémentation du filtre de Christiano-Fitzgerald. En analysant ces deux graphiques, nous pouvons constater que la tendance à long terme issue des filtres est loin d'être linéaire, étant plutôt escarpée. En effet, deux maxima locaux sont présents dans le graphique de gauche aux alentours des données 1000 et 2500-3000, et n'étaient pas présents dans les graphiques précédents. Ces deux chocs pourraient être expliqués par le premier choc pétrolier³⁵ de fin 1973, début 1974 et par le deuxième choc pétrolier de 1979-1981³⁶, car les données correspondent à ces dates. Les chocs présents dans le graphique de droite sont les mêmes que ceux précédemment expliqués (bulle internet, Grande Récession) et ne seront donc pas revus.

Les graphiques de la composante tendancielle issus de la décomposition spectrale en utilisant le filtre de Christiano-Fitzgerald sans utilisation de la fonction logarithmique (formulation de la volatilité 1.3) sont disponibles dans les annexes (voir annexe 6).

Ensuite, afin de s'assurer de la stationnarité de la série temporelle, un test covarié augmenté de Dickey-Fuller (ou test CADF) est également implémenté, cette fois uniquement sur la partie cyclique de la volatilité financière. Malgré que ce test effectuée aussi en lui-même une décomposition spectrale, nous obtenons une bien meilleure valeur de test après avoir appliqué les filtres de Christiano-Fitzgerald et de Hodrick-Prescott (voir annexe 7). Dès lors, nous allons pouvoir continuer notre analyse de la volatilité financière.

La prochaine étape de cette analyse passe par un test d'autocorrélation, afin de détecter si les valeurs de la partie cyclique de la série stationnaire sont corrélées avec les valeurs retardées de cette même série. De cette manière, un test d'autocorrélation de Breusch-Godfrey sera effectué. Ce test est basé sur le multiplicateur de Lagrange pour évaluer l'autocorrélation de la série. A la page suivante, les équations de l'autocorrélation:

³⁵ En octobre 1973, les pays arabes membres de l'OPEP décident d'augmenter fortement et de manière unilatérale les prix du baril de pétrole. En mars 1974, les prix ont quadruplé par rapport au niveau d'avant octobre 1973. Cette décision renforcera une crise économique déjà présente.

³⁶ Le deuxième choc pétrolier fait suite à la révolution iranienne de 1979 et à la guerre entre l'Irak, d'une part et l'Iran d'autre part.

$$(I) \quad R_k = \frac{E[(X_i - \mu)(X_{i+k} - \mu)]}{\sigma^2}$$

Où R_k est le processus d'autocorrélation, X_t est un processus stationnaire, μ l'espérance de la série et σ la variance de celle-ci. La formulation du test de Breusch-Godfrey est décrit de la manière suivante :

Soit un modèle linéaire de type :

$$(II) \quad Y_t = \alpha + \beta X_t + \varepsilon_t$$

Où l'hypothèse du test est de prouver la nullité de l'autocorrélation.

$$(III) \quad H_0: \text{Corr}(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-k}) = 0, \quad k = 1, \dots, p$$

Par conséquent, la régression suivante est effectuée :

$$(IV) \quad e_t = \alpha + \beta X_t + \rho_1 e_{t-1} + \dots + \rho_p e_{t-p} + u_t$$

Enfin, on évalue la valeur de la statistique du test.

$$(V) \quad nR^2 \sim X_p^2$$

Avant d'effectuer le test, nous pouvons examiner le graphique de l'autocorrélation de la partie cyclique de la série temporelle (figures 13 et 14, page suivante).

Tout d'abord, globalement l'autocorrélation des deux graphiques est fort comparable (à même échelle), que ce soit durant la période 1970-1992 ou 1992-2014. Cependant, il existe quelques petites différences, même si ces dernières sont minimales : dans le graphique de gauche, il semble y avoir moins de valeurs extrêmes que dans celui de droite. Par contre, les quelques valeurs extrêmes du graphique de gauche atteignent des valeurs élevées. Les graphiques de l'autocorrélation de la volatilité financière sans fonction logarithmique (formulation de la volatilité 1.3) se retrouvent dans l'annexe 8.

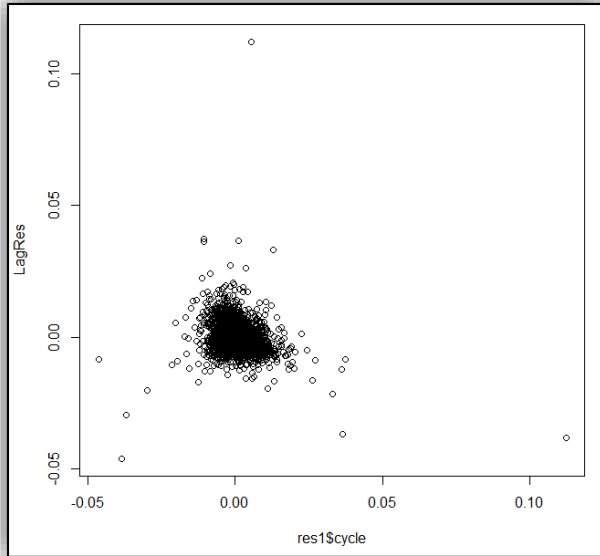


Figure 13 : Autocorrélation de la partie cyclique de la volatilité financière suite à la décomposition spectrale en utilisant le filtre de Chrisitano-Fitzgerald. Les données s'étendent du 2 janvier 1970 au 17 juin 1992. Graphique issu du programme R Commander.

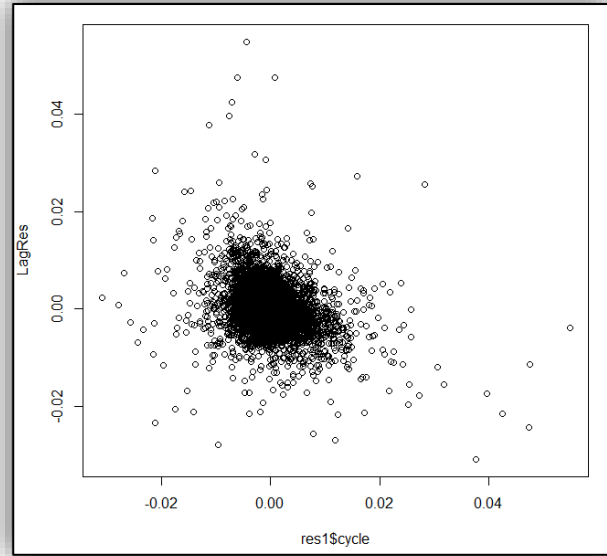


Figure 14 : Autocorrélation de la partie cyclique de la volatilité financière suite à la décomposition spectrale en utilisant le filtre de Chrisitano-Fitzgerald. Les données s'étendent du 18 juin 1992 au 31 décembre 2014. Graphique issu du programme R Commander.

D'autre part, d'un point de vue économétrique, il ne semble pas y avoir de forte autocorrélation des variables visuellement. Effectivement, lorsqu'une forte autocorrélation est présente, les points ont tendance à former une fonction linéaire ou quadratique, ce qui n'est pas le cas des deux graphiques. Lorsque l'autocorrélation est très proche de 1 entre la variable et la variable retardée, prenant alors la forme d'une ligne droite, ce processus regroupe les caractéristiques d'une marche aléatoire³⁷.

Afin de vérifier ce point, un test de Breusch-Godfrey est performé sur la composante cyclique de la volatilité financière. Selon le résultat du test, l'hypothèse de non-autocorrélation est rejetée, prouvant qu'il existe tout de même de l'autocorrélation. En soit, ce résultat peut paraître logique, étant donné qu'il a été prouvé que « de larges valeurs de volatilité ont tendance à être suivies par de larges valeurs de volatilité, et que de faibles valeurs de volatilité ont tendance à être suivies par de faibles valeurs de volatilité »³⁸.

³⁷ Une marche aléatoire est le nom donné à une série temporelle non stationnaire prenant la forme suivante : $X_t = X_0 + \sum_{s=1}^t \varepsilon_s$, où $\{\varepsilon_s\} \sim WN(0, \sigma_\varepsilon^2)$ et où $Cov(X_{t+h}, X_t) = Var(X_0) + t \cdot \sigma_\varepsilon^2 \forall h$. En définitive, ce processus est défini par le fait que la période suivante est égale à la période précédente ajoutée d'une valeur aléatoire.

³⁸ Nelson, D. (1996). Modelling Stock Market Volatility Changes, Modelling Stock Market Volatility, *Academic Press*, 3-15.

L'implication économétrique de résultat est la suivante : une forte autocorrélation a tendance à démontrer que la série est déterministe, tandis qu'une faible autocorrélation démontre que la série est plutôt stationnaire.

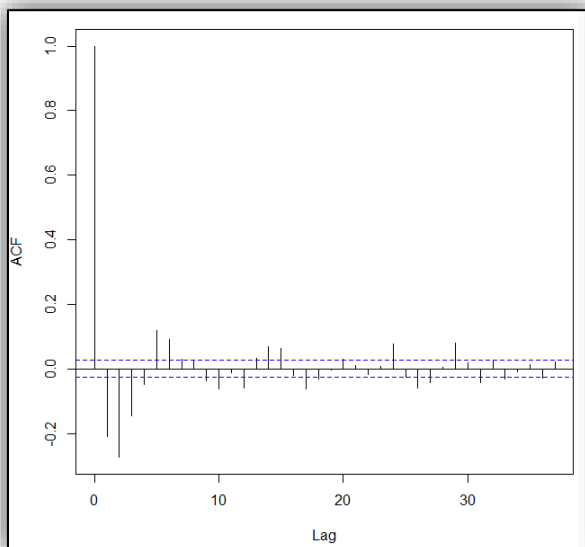


Figure 15 : Valeurs de l'autocorrélation entre la variable et ses variables retardées (de 0 à 45). Les données s'étendent du 2 janvier 1970 au 17 juin 1992. La ligne bleue en pointillé représente la zone de rejet de l'hypothèse de non corrélation. *Graphique issu du programme R Commander.*

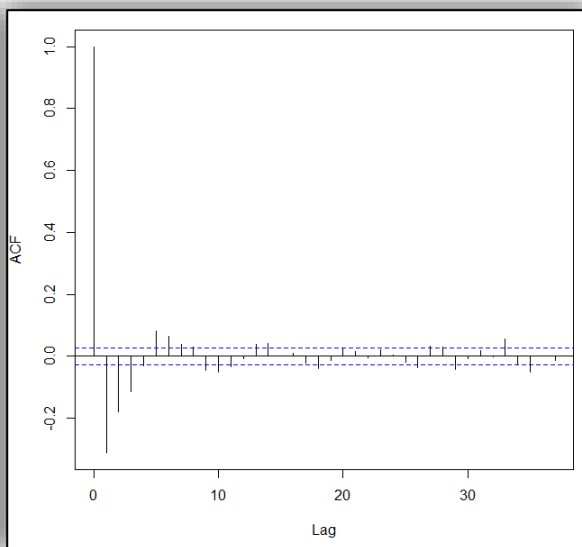


Figure 16: Valeurs de l'autocorrélation entre la variable et ses variables retardées (de 0 à 45). Les données s'étendent du 18 juin 1992 au 31 décembre 2014. La ligne bleue en pointillé représente la zone de rejet de l'hypothèse de non corrélation. *Graphique issu du programme R Commander.*

Enfin, ce second graphique permet d'évaluer les corrélations entre les variables (figures 15 et 16). Les deux graphiques étant sensiblement les mêmes, nous pouvons arriver à une conclusion semblable ; l'autocorrélation entre les variables est présente car les barres issues dans le graphique sont supérieures à la zone de rejet (ligne bleue en pointillé), mais restent faibles et ne dépassent pas une corrélation de 0,25. De plus, nous pouvons observer que les variables restent longtemps corrélées les unes aux autres, la zone de rejet étant atteinte seulement après la 30^{ème} variable retardée.

Conclusion de l'analyse

Premièrement, nous avons réussi à rendre la série stationnaire par décomposition spectrale en utilisant les deux filtres. Nous avons aussi étudié l'autocorrélation. Ces deux étapes, et principalement la première, sont importantes pour analyser, puis pour calculer dans un second temps un intervalle de prédiction de la variable.

Dans notre cas, l'objectif central de ces deux premières étapes était l'analyse de notre estimateur de la volatilité financière, étant donné qu'il n'existe pas de large consensus quant à l'utilisation de telle ou telle formulation de la volatilité.

Section IV.1.d Etape 3 : Analyse de l'impact de l'intégration financière sur la volatilité financière

Maintenant que nous avons défini notre estimateur et évalué quelques-unes de ces caractéristiques, nous allons pouvoir passer à l'étape suivante, c'est-à-dire l'évaluation de l'impact de l'intégration financière sur la volatilité financière.

Variables

Pour réaliser cette étape, deux variables sont nécessaires ; la première est déjà existante (la formulation 1.4 de la volatilité financière). Dès lors, il nous reste à approximer la deuxième, la variable de l'intégration financière. A priori, cette variable semble bien plus complexe à estimer, vu qu'il n'existe que peu de tentatives mathématiques de l'approximer. Par conséquent, nous allons dans un premier temps évaluer 3 estimateurs possibles de l'intégration financière.

Premier estimateur de l'intégration financière

La première mesure de l'intégration est proposée par Baele et al. (2004) et est purement économétrique. Elle est définie de la manière suivante ; où $S_{c,r}^i$ est le spread³⁹ d'une obligation d'entreprise i dans un pays c regroupé dans un vecteur z_t , ayant une notation de crédit de r , représentée par $R_{c,r}^i(\tau, t, z_t)$, en comparaison avec le rendement R d'un bon d'Etat gb :

$$(I) \quad S_{c,r}^i(\tau, t, z_t) = R_{c,r}^i(\tau, t, z_t) - R_{gb}(\tau, t)$$

³⁹ Rendement du risque, égal au rendement d'un actif diminué d'un actif semblable sans risque.

Ensuite, le spread de l'obligation d'entreprise est estimé de la manière suivante :

$$(II) \quad S_{c,r}^i(\tau, t) = \alpha + \sum_{r=1}^K \gamma_{r,t} CR_{i,t}^r + \sum_{s=1}^2 \delta_{s,t} S_{i,t}^s + \varphi_t z_t + \varepsilon_{i,t}$$

Où α est l'intercepte de l'équation, $CR_{i,t}^r$ est une variable binaire prenant une valeur de 1 lorsque l'obligation d'entreprise i appartient à la notation de crédit r au temps t , et $S_{i,t}^s$ est une autre variable binaire prenant une valeur de 1 si l'obligation provient d'un secteur financier et de 0 sinon. Le vecteur φ représente la sensibilité des obligations d'entreprise aux instruments contenus dans le vecteur z_t (temps jusqu'à maturité, liquidité et coupon de la $i^{\text{ème}}$ obligation).

La décomposition des termes d'erreur est la suivante :

$$(III) \quad \varepsilon_{i,t} = \sum_{c=1} \beta_{c,t} C_{i,c,t} + e_{i,t}$$

Où $C_{i,c,t}$ est une variable relative au pays qui est égale à 1 lorsque l'obligation d'entreprise i appartient au pays c au temps t , sinon elle prend la valeur de 0. Dans un monde entièrement intégré financièrement, le spread ne devrait pas dépendre de la variable du pays. Dès lors, l'objectif est de tester par régression si la variable relative au pays $\beta_{c,t}$ est égale ou proche de 0, à partir de l'équation suivante :

$$(IV) \quad S_{c,r}^i(\tau, t, z_t) = \alpha_t + \sum_{r=1}^K \gamma_{r,t} CR_{i,t}^r + \sum_{s=1}^2 \delta_{s,t} S_{i,t}^s + \varphi_t z_t + \sum_{c=1}^N B_{c,t} C_{i,c,t} + e_{i,t}$$

Suite à cette équation, il existe plusieurs observations quant à une possible utilisation. La première est liée aux hypothèses générales de cette équation. Bien qu'elle semble idéalement reprendre le principe de l'intégration financière, elle reste très théorique et il est peu évident de savoir si elle reflète réellement la « réalité du terrain ». En effet, elle se base

entièrement sur la loi du prix unique⁴⁰, hypothèse qui n'est pas toujours effective dans la réalité. De plus, cette équation demande une quantité très considérable de données, donc mettre en application cette formulation ne serait pas chose aisée.

Deuxième estimateur de l'intégration financière

Suite aux observations réalisées au dernier point, il serait utile de trouver un estimateur de l'intégration financière qui soit plus pratique d'utilisation et plus direct dans sa mesure de l'intégration.

Un deuxième estimateur présenté par Kose et al. (2003) remplit ces critères. En effet, l'estimateur est simplement calculé de la façon suivante :

$$\text{Mouvements de capitaux brut} / \text{PIB du pays}$$

Cette formulation est effectivement directement liée à l'intégration et financière et possède l'avantage que les données sont aisément accessibles. Cette mesure a également pour désavantage qu'elle pourrait englober un impact non lié à un degré supérieur d'intégration financière. Une crise financière ou une récession pourrait impacter les résultats à mesure égale d'intégration financière, car plusieurs facteurs peuvent influencer les mouvements de capitaux bruts, autre qu'un plus haut degré d'intégration financière. Bien que cet estimateur pourrait être pertinent à long terme ce qui permettrait de contrebalancer d'éventuels impacts incorrects, nous allons tout de même continuer notre recherche d'un estimateur.

Troisième estimateur de l'intégration financière

Le troisième et dernier estimateur présenté est l'estimateur de Chinn et Ito (2006). L'indice de Chinn-Ito est un indice initialement présenté en 2006 dans le *Journal of*

⁴⁰ La loi du prix unique mentionne que dans un marché financier efficace, un actif identique doit avoir un prix identique en tous points de ce marché.

*Development Economics*⁴¹. Il est basé sur des variables pivots binaires qui codifient les restrictions et structures des transactions financières internationales, publiées dans le rapport annuel du Fonds monétaire international : « Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions »⁴². Cet indice est probablement le plus directement lié à l'intégration financière puisqu'il se base sur un ensemble de critères définissant l'intégration, telle que le régime des taux de change, les transactions de capitaux, le contrôle des paiements⁴³, etc.

Cet indice s'étend de 1970 à 2014 et reprend 182 pays dans le monde. Un exemple du rapport annuel du Fonds monétaire international sur lequel se base l'indice, peut être trouvé dans l'annexe 1. De manière économétrique, l'indice est défini de la manière suivante :

$$(I) \quad FD_t^i - FD_{t-5}^i = \gamma_0 + \rho FD_{t-5}^i + \gamma_1 KAOPEN_{t-5}^i + \gamma_2 L^i + \gamma_3 (L^i \times KAOPEN_{t-5}^i) + X_{t-5}^i \Gamma + u_t^i$$

Où FD est une mesure du développement financier, $KAOPEN$ une mesure d'intégration financière, X un vecteur de variables de contrôle économique et L^i se réfère à une mesure du développement légal et institutionnel. Dans un premier temps, l'équation (I) évalue l'effet à long terme de l'intégration financière sur le développement financier, en fonction des développements institutionnels et légaux ainsi que des variables de contrôle. A partir de cette équation, la variable de l'intégration financière est isolée afin d'évaluer le sens de la causalité entre développement financier et intégration financière :

$$(II) \quad KAOPEN_t^i - KAOPEN_{t-5}^i = \phi_0 + \phi KAOPEN_{t-5}^i + \phi_1 FD_{t-5}^i + \phi_2 L^i + \phi_3 (L^i \times FD_{t-5}^i) + X_{t-5}^i \Phi + v_t^i$$

Ensuite, la variable de l'intégration financière est modélisée selon l'équation suivante :

$$(III) \quad KAOPEN_t = \xi_0 + \xi_1 KAOPEN_{t-5} + \xi_2 TradeOpen_{t-5} + Z_{t-1|t-5} \Xi + v_t$$

⁴¹ Chinn, Menzie D. and Hiro Ito (2006). What Matters for Financial Development, Capital Controls, Institutions, and Interactions, *Journal of Development Economics*, 81.

⁴² Portland State University. (2017). *The Chinn-Ito Index*. En ligne. http://web.pdx.edu/~ito/Chinn-Ito_website.htm

⁴³ Voir annexe 1 pour un exemplaire des critères pris en compte pour la formulation.

Où $Z_{t-1|t-5}$ est un vecteur de variables de contrôle macroéconomique, tel que le surplus budgétaire, les réserves internationales ou encore le PIB par habitant. Ces mesures sont basées sur l'étude des restrictions de capitaux de Grilli et Milesi-Ferreti (1995).

Par conséquent, l'équation (III) développe la mesure de l'index de Chinn-Ito. Nous utiliserons cette mesure pour évaluer l'intégration financière.

Objectif de l'équation

Maintenant que nous possédons notre estimateur de la volatilité financière et de l'intégration financière, nous allons pouvoir commencer à étudier l'impact de la deuxième variable sur la première. Concernant l'intégration financière, nous reprendrons les données de l'indice de Chinn-Ito des 28 pays de l'Union européenne, et ce pour plusieurs raisons : premièrement, l'intégration financière a été majeure dans l'Union européenne depuis sa création, et deuxièmement, les liens économiques entre les Etats-Unis et l'Europe ont toujours été forts. Dès lors, il est plus probable que cette évolution ait eu un réel impact sur la volatilité du S&P 500, par rapport à une situation avec un seul ou quelques pays pris en considération dont les liens économiques avec les Etats-Unis sont faibles.

Transformation de la variable

L'indice de Chinn-ito reprend 182 pays dans le monde et est publié chaque année. Par ailleurs, étant donné que nous nous intéressons uniquement à l'intégration financière de l'Union européenne, une petite transformation est nécessaire afin de créer un indice propre à l'UE.

En effet, afin d'avoir un indice unique à l'Union européenne, l'indice des 28 pays européens est pondéré en fonction de sa population de la manière suivante :

$$IndiceEurope_t = IndicePays_t^i \times \frac{PopPays_t^i}{PopEurope_t}$$

Où $IndiceEurope$ est l'indice de l'Union européenne de Chinn-Ito à l'année t , $IndicePays^{44}$ est l'indice d'un pays i de l'Union européenne à l'année t , $PopPays^{45}$ est la population du pays i au temps t et $PopEurope^{46}$ la population totale de l'Union européenne (28 membres) à l'année t . Lorsque cette transformation est effectuée, nous obtenons un indice entre 0 (intégration minimale) et 1 (intégration maximale) pondéré de l'intégration financière en Europe de 1970 à 2014.

Etant donné que cet indice est publié annuellement, un autre problème se pose ; nous avons un estimateur de l'intégration financière à basse fréquence dont les données sont annuelles, et un estimateur de la volatilité financière à haute fréquence, dont les données sont journalières. Une solution à ce problème serait de reprendre la dernière formulation de la volatilité financière et de l'annualiser. Ainsi, suite à l'utilisation de la fonction logarithmique sur la volatilité, on obtiendrait une variation en pourcentage annualisée de la volatilité financière. De cette manière, nous obtenons la même fréquence de données, que ce soit pour la volatilité financière ou l'intégration financière.

Chapitre IV.2 Résultats

Cette section est réservée aux résultats finaux de ce mémoire : l'impact de l'intégration financière sur la volatilité financière. Lors de cette étape, une régression sera effectuée dans un premier temps sur la volatilité financière à partir de la variable de l'intégration financière et du temps. Ensuite, une régression multiple sera effectuée en utilisant le modèle de Harris et al. (2011)⁴⁷ de la volatilité financière afin de comparer les résultats obtenus.

⁴⁴ Portland State University. (2017). *The Chinn-Ito Index*. En ligne. http://web.pdx.edu/~ito/Chinn-Ito_website.htm

⁴⁵ Données issues du site Eurostat : http://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/Main_Page/fr

⁴⁶ Données issues du site Eurostat : http://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/Main_Page/fr

⁴⁷ Harris, R., Stoja, E., Yilmaz, F. (2011). A cyclical model of exchange rate volatility. *Journal of Banking Finance*, 35, pp 3055-3064. En ligne. <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0378426611001464>

Section IV.2.a Régression de la volatilité financière

Hypothèse 1

Les données de l'indice de Chinn-Ito pour les Pays-Bas sont inexistantes de 1975 à 1980. Par conséquent, nous faisons l'hypothèse que les données suivent une croissance constante depuis le niveau de l'année 1974 jusqu'au niveau de l'année 1981.

Hypothèse 2

Les données de l'indice de Chinn-Ito sont inexistantes pour le Grand-Duché de Luxembourg. Dès lors, nous faisons l'hypothèse que l'indice de Chinn-Ito de la Belgique⁴⁸ est le plus proche voisin du niveau éventuel de l'indice du Luxembourg, celui-ci étant pondéré avec la population luxembourgeoise.

Analyse

En prélude à cette section d'analyse, le graphique suivant (figure 17) représente l'évolution de l'intégration européenne de 1970 à 2014. On peut observer que cette évolution est clairement constante, mise à part dans les années septante⁴⁹. On peut aussi observer la forte progression de l'intégration financière

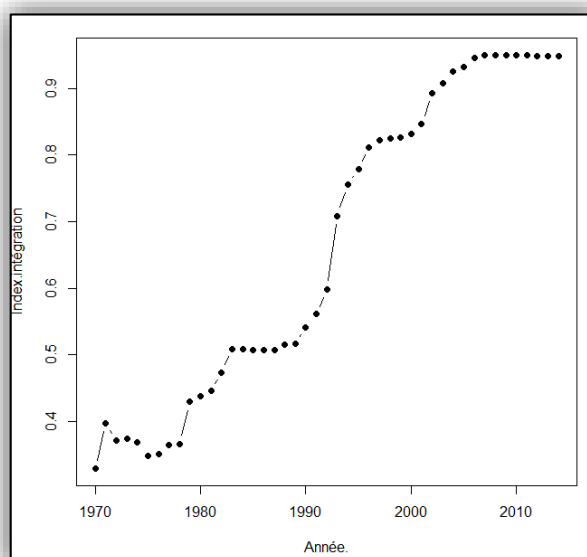


Figure 17 : Evolution de l'indice d'intégration financière de Chinn-Ito pour les 28 membres de l'Union européenne de 1970 à 2014. L'indice d'intégration est compris entre 0 et 1. Graphique issu du programme R Commander.

⁴⁸ Il est clair que la Belgique et le Luxembourg possèdent un niveau d'intégration financière différent l'un de l'autre. Par ailleurs, certains points communs majeurs existent, tels qu'une union économique avec la Belgique depuis 1922, une association monétaire entre les deux pays depuis 1935, une parité d'un pour un entre le franc belge et le franc luxembourgeois jusque 2002 et l'introduction de l'euro, une libre circulation de la monnaie belge au Luxembourg auparavant, ainsi que les traités économiques communs depuis le début de la fondation de l'Union européenne. Ces facteurs démontrent une certaine proximité du niveau d'intégration financière entre les deux pays.

⁴⁹ Une explication de cette décroissance de l'intégration financière dans les années septante pourrait être la montée du communisme ou de régimes dictatoriaux parmi les 28 pays, dont certains ne faisaient pas encore partie de l'Union européenne à l'époque, par exemple le Portugal, l'Espagne, l'Italie, la Grèce, etc.

dans les années nonante, comme décrit dans la partie théorique de ce mémoire.

En 2014, l'indice d'intégration financière est proche de la valeur maximum de l'indice qui est de 1, avec 0,9492. Dans les faits, la quasi-totalité des 28 pays membres de l'Union européenne ont atteint en 2014 un indice de 1, mis à part quelques pays : Chypre, la Slovaquie, la Lituanie, la Croatie, la Slovénie et la Pologne ont un niveau d'intégration inférieur à l'unité.

Transformation

Maintenant que nous avons notre estimateur, un autre problème se pose ; notre estimateur de l'intégration financière est en croissance constante alors que la volatilité financière du S&P 500 ne l'est clairement pas. Cette réflexion démontre que la variable doit être transformée pour obtenir une régression significative. De cette manière, une modification déjà appliquée à la volatilité financière précédemment dans ce mémoire pourrait s'avérer utile.

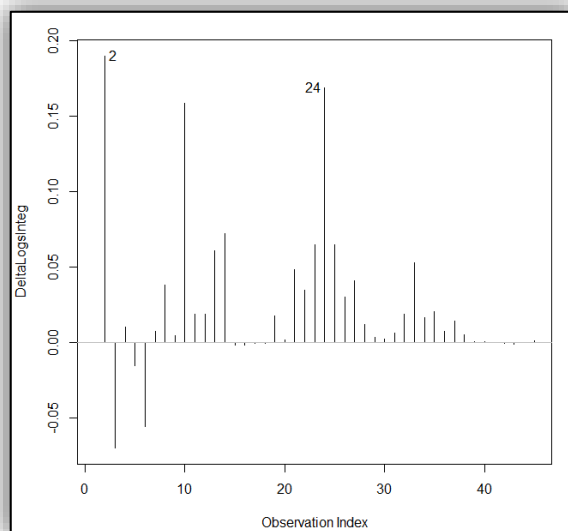


Figure 18 : Variation annuelle en pourcentage de l'indice d'intégration financière de Chinn-Ito pour les 28 membres de l'Union européenne de 1970 (donnée 0) à 2014 (donnée 45). Graphique issu du programme R Commander.

En effet, en utilisant de nouveau une fonction logarithmique à l'indice de l'intégration financière, nous obtenons une croissance ou décroissance annuelle en pourcentage de l'intégration financière de l'Union européenne (figure 18). Cette réflexion est soutenue par les résultats bien moindres lorsque la régression est effectuée en utilisant la variable originale de l'intégration financière (voir annexe 9).

Régression

Notre formulation finale de l'impact de l'intégration financière sur la volatilité financière prend la forme suivante :

$$\text{Volatilité financière: } \hat{\sigma}_t = \log(p_t^H) - \log(p_t^L) = \log\left(\frac{p_t^H}{p_t^L}\right)$$

$$\text{Intégration financière: } \hat{\vartheta}_t = \log(\vartheta_t) - \log(\vartheta_{t-1}) = \log\left(\frac{\vartheta_t}{\vartheta_{t-1}}\right)$$

$$\text{Régression: } \sigma_t = \beta_0 + \beta_1 \vartheta_t + \beta_2 t + \varepsilon_t$$

Où t est la variable représentant le temps et β_0 l'intercepte de l'équation. L'objectif étant d'évaluer également si le temps a un impact sur la volatilité financière. Dans un premier temps, nous effectuons cette régression sans décomposition spectrale afin d'avoir une première vue des résultats. Nous obtenons comme résultat une p-valeur de 0.0901 (voir annexe 10), par conséquent nous rejetons l'hypothèse de pertinence de la variable à un niveau de 5%.

Régression avec décomposition spectrale

Nous effectuons maintenant une régression tout en réalisant une décomposition spectrale de l'estimateur de la volatilité financière. Après la décomposition, nous utilisons la partie tendancielle de la volatilité financière comme membre de gauche de la régression. Les résultats de la régression se trouvent dans les annexes (voir annexe 11). Nous obtenons une p-valeur inférieure à 5%, avec exactement 0.0152, indiquant que la variable est pertinente pour le modèle. D'autre part, la valeur du paramètre β_0 est négative et est de -3.3295. A noter que la régression de la partie cyclique de la volatilité financière avec l'estimateur de l'intégration financière ne donne pas de résultat probant (voir annexe 12).

Ce résultat a plusieurs implications ;

- La variable de l'intégration financière est pertinente pour le modèle utilisé dans la régression linéaire.
- Lorsqu'une décomposition spectrale est effectuée sur la volatilité financière et que l'on teste l'impact de l'intégration financière sur la seule composante tendancielle de la volatilité, le résultat apparaît significatif. L'intégration financière a bien un impact sur la volatilité mais uniquement sur la composante tendancielle.

- Une augmentation de 0.01 point (ou de 1% étant donné que la variable est exprimée en variation de pourcentage) de l'intégration financière diminue de 0.033295 point (ou de 3.3295% étant donné que la variable est exprimée en variation de pourcentage) la volatilité financière du S&P 500.
- La relation est négative, en conséquence une diminution de l'intégration financière de l'Union européenne (28 pays) entraîne une augmentation de la volatilité financière du S&P 500, et inversement.
- La valeur du $R^{2(50)}$ ajusté est de 0.1746, signifiant que les variables explicatives (notre estimateur de l'intégration financière et le temps) détermine 17,46% de la volatilité de la variable expliquée (la volatilité financière). Néanmoins, cette valeur du R^2 est plus à titre d'information, étant donné que l'objectif de cette régression linéaire n'est pas de prédire les futurs résultats de la volatilité financière mais plutôt d'évaluer l'impact de l'intégration financière sur la volatilité financière. De plus, cette valeur pourrait être anormalement haute étant donné que nous n'avons que deux variables explicatives.

Vérification de l'hypothèse de normalité

A présent que nous avons effectué une régression de la volatilité financière en fonction de l'intégration financière, nous devons vérifier l'hypothèse de normalité de la variable. Tout d'abord, nous allons vérifier que les résidus du modèle suivent une loi normale par l'intermédiaire d'un test de Jarque-Béra. Nous obtenons comme résultat que les résidus sont normaux avec une p-valeur de 0.01886 (voir annexe 13).

Ainsi, ce test permet de confirmer l'hypothèse de normalité des résidus, cette hypothèse étant nécessaire à la validité des tests de Student utilisés lors de la régression précédente.

⁵⁰ Le coefficient de détermination ou R^2 , est une des mesures de la qualité du modèle. Il est défini comme étant le rapport de la variance expliquée du modèle et la variance totale : $1 - \frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y}_i)^2}$.

Modèle de Harris⁵¹

Harris et al. (2011) proposèrent un modèle de la volatilité financière des taux de change en améliorant le modèle proposé par Alizadeh et al. (2002) et Brandt et Jones (2006). La méthode est comparable à celle de ce mémoire dans le sens où une décomposition spectrale fut aussi effectuée en utilisant les filtres de Hodrick-Prescott et de Christiano-Fitzgerald afin de séparer tendance et cycle de la volatilité financière. Par contre, l'objectif était d'utiliser les résultats obtenus afin de prédire la volatilité financière du taux de change CHF/USD⁵² durant un intervalle d'une année.

Maintenant que nous avons évalué l'impact de l'intégration financière sur la volatilité financière, le but est d'analyser si la variable construite de l'intégration pourrait être pertinente dans le modèle de Harris et al. (2011) de prédiction de la volatilité financière.

Par conséquent, nous reprenons la formulation utilisée par Harris et al. (2011) de la volatilité financière à laquelle nous rajoutons notre variable de l'intégration financière :

$$\text{Equation initiale: } \sigma_{R,t} = q_t + \alpha(\sigma_{R,t-1} - q_{t-1}) + \varepsilon_t$$

$$\text{Equation finale: } \sigma_{R,t} = q_t + \alpha(\sigma_{R,t-1} - q_{t-1}) + \vartheta_t + \varepsilon_t$$

Où $\sigma_{R,t}$ est la volatilité financière au temps t d'un indice financier R , q_t est la partie tendancielle à long terme de la volatilité financière, $(\sigma_{R,t-1} - q_{t-1})$ est la partie cyclique retardée d'une période de la volatilité financière, ϑ_t notre estimateur de l'intégration financière exprimé annuellement en variation de pourcentage, et ε_t le terme d'erreur du modèle.

Nous obtenons comme résultat que la p-valeur n'est pas pertinente à un niveau de 5% (voir annexe 14), alors que les autres variables le sont largement. En réalité, ce résultat était attendu étant donné que les variables du modèle de Harris se composent notamment d'informations de la période précédente (la variable de la composante cyclique est retardée). Par conséquent, il est fort probable que l'information de l'intégration financière se trouve déjà

⁵¹ Harris, R., Stoja, E., Yilmaz, F. (2011). A cyclical model of exchange rate volatility. *Journal of Banking Finance*, 35, 3055-3064. En ligne. <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0378426611001464>

⁵² Franc suisse / US dollar.

dans les variables retardées, rendant notre estimateur de l'intégration financière inutile pour modéliser la volatilité financière. Néanmoins, ce dernier test avait un but informatif, puisque l'objectif initial était d'analyser l'impact de l'intégration financière sur la volatilité financière et non la prédiction de celle-ci.

Partie V : Conclusion

Chapitre V.1 Bref résumé de l'étude

La réalisation principale de ce mémoire est la quantification de l'impact de l'intégration financière des 28 pays européens sur la volatilité financière de l'indice Standard and Poor's 500 de 1970 à 2014. D'un point de vue mathématique, la relation entre ces deux concepts est la suivante : une augmentation de 0.01 point (ou de 1%) de l'intégration financière des 28 pays européens diminue de 0.033295 point (ou de 3.3295%) la volatilité financière du S&P 500.

Chapitre V.2 Implications de l'étude

Plusieurs implications peuvent découler de ce mémoire et de l'analyse de l'impact de l'intégration financière. Tout d'abord, les résultats démontrant l'effet positif de l'intégration de ce mémoire semblent rejoindre ceux d'autres études déjà présentes. Effectivement, nous avons vu que de manière théorique, il est largement approuvé que l'intégration permet une meilleure répartition du risque et une meilleure allocation des ressources. La compétition est accentuée et il y a plus d'opportunités pour les acheteurs (Baele et al., 2004 ; Epaulard & Pommeret, 2005). En règle générale, l'intégration financière est liée à une plus grande croissance économique ainsi qu'à un volume de commerce extérieur supérieur (Osada & Saito, 2004).

Par après, nous avons aussi vu que les avantages de l'intégration financière étaient globalement bien plus présents dans les pays développés et/ou ayant un niveau d'intégration élevé (Kose et al., 2004 ; Chen & Quang 2012). Ce paradigme rejoint nos résultats, étant donné que l'intégration financière a un impact positif sur la volatilité financière du Standard and Poor's 500, issu d'un marché financier américain (les Etats-Unis étant un des pays les plus intégrés financièrement au monde⁵³).

⁵³ Selon l'indice de Chinn-Ito, seuls quatre pays ont un indice de 1 (niveau d'intégration le plus élevé) sans discontinuité depuis 1970 : les Etats-Unis, le Canada, l'Allemagne et le Panama.

Chapitre V.3 Limitations et suggestions

Néanmoins, cet impact de l'intégration financière est à relativiser, étant donné que selon la régression linéaire et le coefficient de détermination (ou R^2), notre estimateur de l'intégration financière ne permet d'expliquer que 17,46% de la volatilité du modèle. Par conséquent, 82,54% de la volatilité n'est pas expliqué par notre estimateur, même si la prédictibilité de la volatilité financière n'est pas notre objectif final. En outre, cette valeur pourrait être anormalement haute étant donné que nous n'avons que deux variables explicatives.

De plus, le modèle de Harris et al. (2011) de la volatilité financière permet de bien mieux prédire celle-ci si l'estimateur de l'intégration financière n'est pas ajouté dans l'équation. Par conséquent, notre estimateur de l'intégration financière a pour utilité unique de quantifier son impact sur la volatilité financière, ce qui est l'objectif de ce mémoire, mais pas de prédire cette dernière. D'un autre côté, nous pourrions aussi imaginer un modèle plus complet que celui d'Harris et al. (2011), où seraient incorporées des estimateurs courants de l'économie, telle que l'inflation par exemple. L'objectif serait alors d'analyser les variables pertinentes (dont celle de l'intégration financière) en sortie pour estimer la volatilité.

Enfin, plusieurs suggestions peuvent être émises quant à l'amélioration du modèle proposé. Ce mémoire s'est principalement focalisé sur l'impact de l'intégration financière européenne sur la volatilité financière, mais il serait tout à fait imaginable de concevoir un indice reprenant l'ensemble des pays du monde pour en étudier l'impact sur la volatilité. De surcroît, plusieurs problèmes pourraient émerger face à ce modèle ; bien que les données de l'indice de Chinn-Ito pour l'ensemble des pays européens sont très complètes (mis à part pour le Luxembourg et pour les Pays-Bas de 1975 à 1980), les données des autres pays le sont largement moins.

D'autre part, il serait utile de découper les pays en plusieurs régions géographiques, car il est probable que l'intégration financière d'un pays ait un impact qui diffère selon sa localisation géographique. Ainsi, nous pourrions étudier l'impact de l'intégration financière selon le développement de celle-ci dans chaque continent.

D'un point de vue plus idéaliste, recueillir des données à haute fréquence de l'intégration financière permettrait probablement de grandement améliorer la pertinence du modèle. De cette manière, les données de la volatilité et de l'intégration auraient la même fréquence, permettant d'augmenter le nombre de données de l'intégration de 45 à 11.355 données dans le cas de la troisième étape de ce mémoire. Néanmoins, il serait difficile d'imaginer un indice de Chinn-Ito publié de manière journalière.

Bibliographie

- Alizadeh, S., Brandt, M., & Diebold, F. (2002). Range-based estimation of stochastic volatility models. *Journal of Finance*, 57.

- Andersen, T., Bollerslev, T., & Diebold, F. (2004). Parametric and non parametric measurements of volatility. *Handbook of Financial Econometrics*.

- Arellano, C., Bai, Y., & Kehoe, P. (2012). Financial Markets and Fluctuations in Volatility. *Staff Report No. 466*. Etats-Unis : Federal Reserve Bank of Minneapolis. En ligne. <http://www.albany.edu/economics/research/seminar/files/Yan%20Bai.pdf>

- Baele, L., Ferrando, A., Hördahl, P., Krylova, E., & Monnet C. (2004). Measuring financial integration in the Euro area. *Occasional paper series, 14*. En ligne. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=749045

- Balassa, B. (1961). *The theory of economic integration*. Royaume-Uni : Taylor Garnett Evans & Co.

- Balubaid, F. (2015). S&P 500 Index Analysis: The effects of the 2008 financial crisis. En ligne. http://m.library2.smu.ca/bitstream/handle/01/26106/Balubaid_Fahad_MRP_2014.pdf?sequence=1&isAllowed=y

- Banque centrale européenne. (2003). *Intégration financière : où en sommes-nous ?* En ligne. <https://www.ecb.europa.eu/press/key/date/2003/html/sp031203.fr.html>

- Ben Slimane, F., Mehanaoui, M., & Kazi, I. (2013). How Does the Financial Crisis Affect Volatility Behavior and Transmission Among European Stock Markets? *International Journal of Financial Studies*, 1, 81–101.

- Black, F., & Scholes, M. (1973). The Pricing of Options and Corporate Liabilities. *Journal of Political Economy*, 3, 133-155.

- Bloom, N. (2009). The Impact of Uncertainty Shocks. *Econometrica*, 77, 623–685.

- Bloom, N., Floetotto M., Jaimovich, N., Saporta-Eksten, I., & Terry, S. (2012). Really Uncertain Business Cycles. *NBER Working Paper No. 18245*. En ligne. <http://cep.lse.ac.uk/pubs/download/dp1195.pdf>

- Brandt, M., & Jones, C., 2006. Volatility forecasting with range-based EGARCH models. *Journal of Business and Economic Statistics*, 79.

- Caldara, D., Fuentes-Albero, C., Gilchrist, S., & Zakrajšek, E. (2016). The Macroeconomic Impact of Financial and Uncertainty Shocks. *International Finance Discussion Papers*, 1166.

- Cariolle, J. (2012). Measuring macroeconomic volatility : Applications to export revenue data, 1970-2005. *Working paper n°114*. En ligne. http://www.ferdi.fr/sites/www.ferdi.fr/files/idi/I14_eng.pdf

- Caupin, V. (2014). *L'économie mondiale 2015*. Paris : Editions La Découverte.

- Chen, J., & Quang, T. (2012). *International Financial Integration and Economic Growth: New Evidence on Threshold Effects*. France : Paris-Jourdan Sciences économiques. En ligne. <https://hal.archives-ouvertes.fr/halshs-00710139/document>
- Chinn, M., & Ito, H. (2006). What Matters for Financial Development Capital Controls, Institutions, and Interactions. *Journal of Development Economics*, 81.
- Christiano, L., & Fitzgerald, T., (2003). The band pass filter. *International Economic Review*, 44, 435–465.
- Christiano, L., Motto, R., and Rostagno, M. (2014). Risk Shocks. *American Economic Review*, 104, 27–65.
- Christie, A. (1982). The Stochastic Behaviour of Common Stock Variances: Value, Leverage and Interest Rate Effects. *Journal of Financial Economics*, 10.
- Daguzan, J. (2011). La crise Economique, révélatrice de toutes les fragilités. *Problèmes Economiques*, n°3020-25.
- Daly, K. (2011). An Overview of the Determinants of Financial Volatility: An Explanation of Measuring Techniques. *School of Economics and Finance*. Australie : University of Western Sydney.
- Danielsson, J., Valenzuela, M., & Zer, I. (2016). Learning from History: Volatility and Financial Crises. En ligne. <http://www.riskresearch.org/files/DanielssonValenzuelaZer2015.pdf>

- Dickey, D., & Fuller, W. (1979). Distributions of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
- Edison, H., Klein M., Ricci L., & Sløk, T. (2002). International Financial Integration and Economic Growth. *IMF Working Paper 02/145*. En ligne. http://faculty.haas.berkeley.edu/ross_levine/papers/2002_JIMF_Integration%20&%20Growth.pdf
- Eichengreen, B. (1999). *Capital Flows: A Century's Perspective*. Etats-Unis : University of California, Berkeley.
- Engle, R., Ghysels, E., Sohn, B. (2009). Stock Market Volatility and Macroeconomic Fundamentals. *The Review of Economics and Statistics*, 95, 776-797.
- Engle, R., & Lee, G. (1999). *A permanent and transitory model of stock return volatility. Cointegration, Causality, and Forecasting: a Festschrift in Honor of Clive W.J. Granger*. Etats-Unis : Oxford University Press.
- Epaulard, A., Pommeret, A. (2005). Financial Integration, Growth, and Volatility. *IMF Working Paper*, 5(67). En ligne. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=888113
- Esteves, R. (2011). *The Political Economy of Global Financial Liberalisation in Historical Perspective. Discussion Papers in Economic and Social History*. Etats-Unis : University of Oxford.

- Ferreira, T. (2014). Financial Volatility and its Economic Effects. *Federal Reserve Board*. En ligne.
https://editorialexpress.com/cgibin/conference/download.cgi?db_name=MWMFall2014&paper_id=154
- Fornari, F., & Mele, A. (2009). Financial Volatility and Economic Activity. En ligne.
http://eprints.lse.ac.uk/29309/1/Financial_Volatility_and_Economic_Activity.pdf
- French, K., & Roll, R. (1986). Stock Return Variance: The Arrival of Information and the Reaction of Traders. *Journal of Financial Economics*, 17.
- Ghazouani, T., Drissi, R., & Boukhatem, J. (2014). Reexamining financial integration and macroeconomic volatility nexus: evidence from DSGE modeling. En ligne.
<http://www.econmodels.com/upload7282/6589a05368f8f07e903c660889eefbfe.pdf>
- Giannetti M., Guiso L., Iappelli T., & Pagano, M. (2002). Financial market integration, corporate financing and economic growth, European Economy. *Economic Papers*, 179.
- Gilchrist, S., Sim J., & E. Zakrajšek (2014). Uncertainty, Financial Frictions, and Investment Dynamics. *NBER Working Paper No. 20038*. En ligne.
http://cepr.org/sites/default/files/GSZ_uncertainty_April1_2014.pdf
- Granger, C., & Newbold, P. (1974). Spurious Regressions in Econometrics. *Journal of Econometrics*, 2(2).
- Grilli, V., & Milesi-Ferretti, G. (1995). Economic Effects and Structural Determinants of Capital Controls. *IMF Staff Papers*, 42(3).

- Grouard, M., Lévy, S., & Lubochinsky, C. (2003). La volatilité boursière : des constats empiriques aux difficultés d'interprétation. *Revue de la stabilité financière*, 2.
- Hansen, B. (1995). Rethinking the Univariate Approach to Unit Root Testing: Using Covariates to Increase Power. *Econometric Theory*, 11(5), 1148-1171.
- Harribey, J. (2000). La financiarisation de l'économie et la création de valeur. *Centre d'économie du développement*. En ligne. <http://ged.u-bordeaux4.fr/ceddt45.pdf>
- Harris, R., Stoja, E., & Yilmaz, F. (2011). A cyclical model of exchange rate volatility. *Journal of Banking Finance*, 35, 3055-3064. En ligne. <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0378426611001464>
- Hodrick, R., & Prescott, E. (1997). Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29(1).
- Investopedia. (2017). *Standard and Poor's Index – S&P 500*. En ligne. <http://www.investopedia.com/terms/s/sp500.asp>
- Kennedy, K., & Nourizad, F. (2016). Exchange rate volatility and its effect on stock market volatility. En ligne. http://www.ijhcum.net/article_19121_a4c266151330aafd7795dda447eab298.pdf
- Kose, A., Prasad, E., & Terrones, M. (2003). Financial Integration and Macroeconomic Volatility. *IMF Working Paper*, 3(50). <https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2003/wp0350.pdf>

- Kose, A., Prasad, E., & Terrones, M. (2004). *How do Trade and Financial Integration Affect the Relationship between Growth and Volatility. Working Paper 2004-29*. Etats-Unis : Federal Reserve Bank of San Francisco.

- Manda, K. (2010). *Stock Market Volatility during the 2008 Financial Crisis*. Etats-Unis : Glucksman Institute for Research in Securities Markets.

- Nelson, D. (1996). Modelling Stock Market Volatility Changes, Modelling Stock Market Volatility, *Academic Press*, 3-15.

- Osada, M., & Saito, M. (2010). Financial Integration and Economic Growth: An Empirical Analysis Using International Panel Data from 1974-2007. En ligne. https://www.boj.or.jp/en/research/wps_rev/wps_2010/data/wp10e05.pdf

- Parkinson, M. (1980). The extreme value method for estimating the variance of the rate of return. *Journal of Business*, 53.

- Poon, S. (2005). *A Practical Guide to Forecasting Financial Market Volatility*. Etats-Unis : John Wiley & Sons.

- Pop, A. (2008). Comprendre la finance contemporaine. *Regards croisés sur l'économie*. France : La Découverte.

- Portland State University. (2017). *The Chinn-Ito Index*. En ligne. http://web.pdx.edu/~ito/Chinn-Ito_website.htm

- Prasad, E., Rogoff, K., Wei, S., & Kose, A. (2007). *Financial Globalization, Growth, and Volatility in Developing Countries*. Etats-Unis : University of Chicago Press. En ligne. <http://www.nber.org/chapters/c0114.pdf>

- Quinn, D. (2003). Capital Account Liberalization and Financial Globalization, 1890-1999: A Synoptic View. *International Journal of Finance and Economics*, 8.

- Ruiz, N. (2010). Volatility in financial markets : the impact of the global financial crisis. En ligne. http://diposit.ub.edu/dspace/bitstream/2445/65063/1/NVR_PhD_THESIS.pdf

- Sui, L. (2003). The Addition and Deletion Effects of the Standard and Poor's Index and its Dynamic Evolvement from 1990 to 2002 : Demand curves, Market Efficiency, Information, Volume and Return. *Investment Management and Financial Innovations*, 3.

- <https://www.bloomberg.com/europe>. Consulté le 28 avril 2017.

- http://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/Main_Page/fr. Consulté le 5 mai 2017.

Place des Doyens, 1 bte L2.01.01, 1348 Louvain-la-Neuve, Belgique www.uclouvain.be/lsm

